

# Évaluation du vieillissement de la population par l'indice de Coulson et l'âge médian

Anne Roberge and Denis Morin

Volume 29, Number 78, 1985

URI: <https://id.erudit.org/iderudit/021741ar>

DOI: <https://doi.org/10.7202/021741ar>

[See table of contents](#)

Publisher(s)

Département de géographie de l'Université Laval

ISSN

0007-9766 (print)

1708-8968 (digital)

[Explore this journal](#)

Cite this article

Roberge, A. & Morin, D. (1985). Évaluation du vieillissement de la population par l'indice de Coulson et l'âge médian. *Cahiers de géographie du Québec*, 29(78), 383–403. <https://doi.org/10.7202/021741ar>

Article abstract

There are many measures to evaluate aging of population. This study compares the efficiency of the Coulson's index and the median age in measuring the intensity of the aging process. These indices which are relatively similar when measuring the age structure, prove to be very different, even opposed in some cases, when measuring aging. The Coulson's index is much more precise and corresponds accurately to a regional model of aging which is dominated by the influence of growth and urbanization level of municipalities.

## ÉVALUATION DU VIEILLISSEMENT DE LA POPULATION PAR L'INDICE DE COULSON ET L'ÂGE MÉDIAN

*par*

**Anne ROBERGE et Denis MORIN**

*Département de géographie,  
Université de Sherbrooke, Sherbrooke, J1K 2R1*

### RÉSUMÉ

Il existe plusieurs outils permettant d'évaluer le vieillissement de la population. Cette étude compare l'efficacité de l'indice de Coulson et de l'âge médian pour mesurer l'intensité de ce processus. Ces deux indices, dont les résultats sont relativement semblables pour la mesure de la structure d'âge, aboutissent à des résultats très différents et parfois opposés lorsque appliqués à l'étude du vieillissement. L'indice de Coulson est beaucoup plus précis et, en ce sens, il correspond fidèlement à un modèle régional de vieillissement où l'influence de la croissance et du degré d'urbanisation des municipalités est déterminant.

**MOTS-CLÉS:** *Mesure du vieillissement, structure d'âge, population, indice de Coulson, âge médian, analyse factorielle, régression multiple, Sud-du-Québec.*

### ABSTRACT

#### **Evaluation of the Aging of Population by the Coulson's Index and the Median Age**

There are many measures to evaluate aging of population. This study compares the efficiency of the Coulson's index and the median age in measuring the intensity of the aging process. These indices which are relatively similar when measuring the age structure, prove to be very different, even opposed in some cases, when measuring aging. The Coulson's index is much more precise and corresponds accurately to a regional model of aging which is dominated by the influence of growth and urbanization level of municipalities.

**KEY WORDS:** *Aging measure, age structure, population, Coulson's index, median age, factor analysis, multiple regression, South Québec.*

\*

\* \*

Le vieillissement des populations est un phénomène perceptible dans la majorité des pays développés<sup>1</sup>. En Europe, certains pays comptent déjà plus de 12% de personnes âgées. Au Québec, la proportion est plus faible (8,84% en 1981) mais le processus de vieillissement semble maintenant irréversible. Même si la situation est moins alarmante ici, il ne faut pas en négliger les conséquences, que ce soit sur le développement économique ou social ou encore quant aux besoins en infrastructures et services.

Une meilleure connaissance du vieillissement et de son action différentielle sur les régions et les municipalités est nécessaire afin de déterminer les zones les plus touchées, de définir clairement les causes d'un tel processus et, éventuellement, d'en prévenir ou d'en atténuer les effets. Il ne s'agit plus ici de savoir si une population vieillit, mais plutôt de déterminer à quel rythme elle vieillit et pourquoi.

L'essentiel de notre recherche réside dans l'analyse de deux indices démographiques comme mesures du vieillissement : l'indice de Coulson et l'âge médian. Dans un premier temps, on comparera les capacités de ces indices pour décrire la structure d'âge et le vieillissement. Dans un second temps, on tentera, à l'aide d'un modèle régional de vieillissement de la population, de déterminer lequel des deux indices se rapproche le plus des résultats obtenus grâce à cette méthode.

## MESURES DU VIEILLISSEMENT

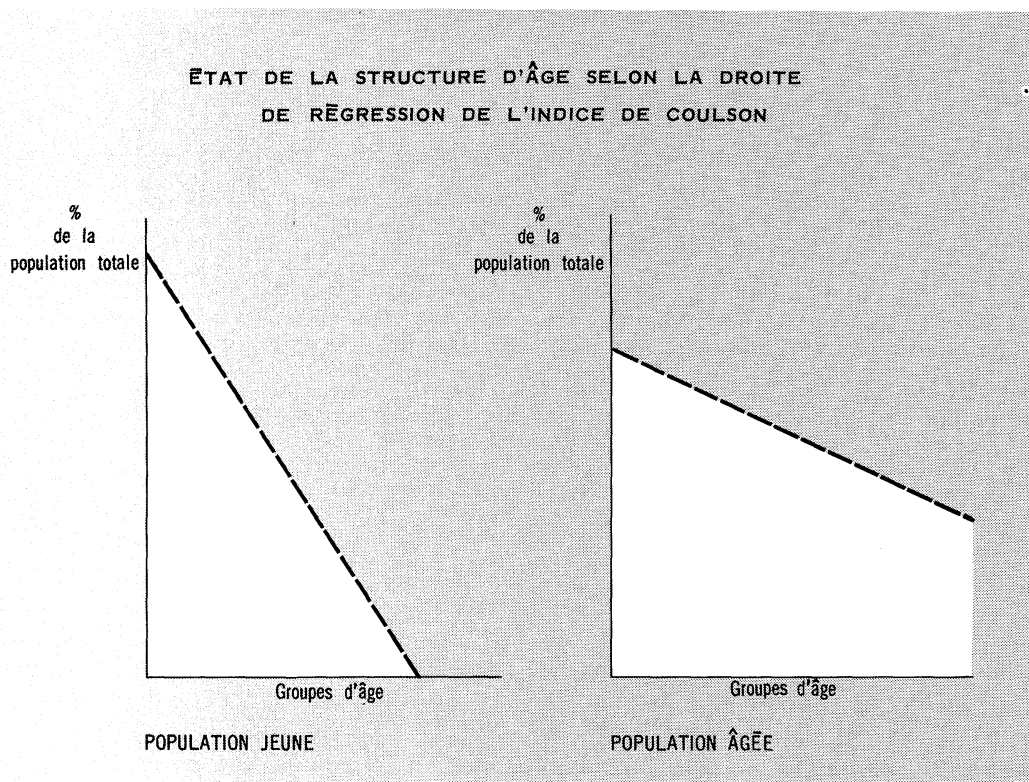
La recherche actuelle sur le vieillissement des populations utilise diverses mesures ou indices statistiques qui varient selon le but visé et la définition que l'on donne du phénomène étudié. Pour certains auteurs (Pressat, 1973; Shryock *et al*, 1976; Desjardins et Légaré, 1977), le vieillissement se définit comme une augmentation de la part relative des personnes âgées dans l'ensemble des effectifs d'une population donnée (% des plus de 65 ans) — dans certains cas, on tiendra également compte du nombre de jeunes dans le processus de vieillissement (taux de vieillesse). Ces mesures analytiques très élémentaires (Noin, 1979) ne procurent toutefois qu'une vue partielle du phénomène du vieillissement (Frenette, 1976) qui, en réalité, est le résultat de l'ensemble des variations subies par la structure d'âge et non pas de la seule augmentation de la proportion des aînés. On propose donc, pour répondre à cette dernière définition, des mesures plus rigoureuses de tendance centrale comme l'âge moyen et l'âge médian qui tiennent compte de la totalité des effectifs d'une population (Noin, 1979). L'âge moyen s'avère toutefois moins précis en raison de sa plus grande sensibilité aux extrêmes.

L'indice de Coulson est une autre mesure synthétique qui ne manque pas d'intérêt. Cet indice de structure proposé par Coulson (1970) équivaut à la valeur transformée de la pente d'une droite de régression ajustée à la pyramide basculée de l'ensemble de la population<sup>2</sup>. Une pente forte traduit une structure jeune et une pente faible, une structure âgée (figure 1).

Malgré leur caractère statique, on s'entend généralement sur l'application de ces mesures à l'étude du processus du vieillissement<sup>3</sup>. Considérant par définition l'ensemble des groupes d'âge d'une structure, l'âge médian et l'indice de Coulson semblent a priori répondre à la définition globale du vieillissement<sup>4</sup>. Mais en fournissent-ils une description satisfaisante et aboutissent-ils à des résultats comparables ?

Une étude comparative de leur efficacité a été effectuée par Pereira Roque (1981) pour la Belgique. Celui-ci affirme, avec Mikkelsen *et al* (1976) et en accord avec Coulson, que l'indice, par son caractère synthétique, permet aisément une hiérarchisation des structures et la comparaison d'un grand nombre de populations différentes. Il est également simple de vérifier statistiquement son ajustement linéaire qui peut parfois être modifié par la présence de classes creuses ou gonflées. Toujours selon Pereira Roque (1981), la simplicité du calcul de la valeur médiane d'une distribution

Figure 1



donne à l'âge médian un avantage certain sur la lourdeur d'application et d'interprétation de l'indice de Coulson et ce, malgré une plus faible sensibilité aux changements importants pouvant affecter la structure d'âge. Pereira Roque constate, à partir de la corrélation des séries de mesures et des changements de rang, que les deux indices définissent presque les mêmes variations. Sans plus de justification, l'auteur retient et utilise l'âge médian pour la mesure du vieillissement.

Nous croyons qu'il aurait été important de pousser la comparaison jusqu'à l'évaluation du vieillissement des populations avant de faire un choix définitif. Les capacités de l'indice de Coulson pour quantifier la vitesse ou l'intensité du vieillissement (différence obtenue entre deux séries de mesure pour une période donnée) ne sont pas à négliger en raison de sa précision. Par ailleurs, nous entretenons certaines réserves à l'égard de l'âge médian et cela, en raison de sa plus faible sensibilité. C'est pourquoi nous tenterons, en réponse aux travaux de Pereira Roque, la vérification des hypothèses suivantes :

- 1) l'indice de Coulson est mieux adapté à une analyse détaillée de structure, étant donné qu'il est plus sensible et précis que celui de l'âge médian :
- 2) l'indice de Coulson est plus efficace que l'âge médian pour la mesure du vieillissement en raison de cette plus grande précision, avantage qui se traduit par une image plus fidèle de l'évolution du processus. De plus, l'utilisation de l'indice de Coulson permet de rendre compte d'un plus grand nombre de variations.

## Méthodologie

Nous procédons à la vérification de ces hypothèses à l'aide d'un groupe de 151 municipalités comptant 1 000 habitants et plus en 1981. Ces municipalités sont regroupées au sein de 16 divisions de recensement du Sud-du-Québec<sup>5</sup>. Ces municipalités représentent 87% de la population de ce territoire. La taille minimale de 1 000 habitants est retenue afin d'éviter l'exagération produite par un arrondissement aléatoire trop important des effectifs de chaque groupe d'âge dans les plus petites municipalités. La population totale du territoire d'étude et celle de l'ensemble du Québec sont utilisées comme populations de référence.

La première étape consiste à comparer l'efficacité de l'indice de Coulson et de l'âge médian pour évaluer l'état des structures d'âge. Pour fin de comparaison, nous reprenons certaines parties de la méthodologie adoptée par Pereira Roque (1981) en confrontant ces deux indices entre eux et parallèlement à deux autres mesures plus conventionnelles, à savoir le pourcentage de personnes âgées (PA = + 65 ans) et le taux de vieillesse (TV = + 65 ans/0-20 ans). Cette opération est effectuée à l'aide de l'analyse de corrélation linéaire. Nous procédons en outre à une analyse de régression multiple pour bien déterminer l'intensité des liens existant entre les mesures. Nous comparerons subséquemment l'utilisation de ces deux indices pour la mesure du processus de vieillissement au cours de la période qui s'étend de 1961 à 1981, étape ignorée par Pereira Roque (1981).

## Comparaison de l'efficacité des indices

Précisons d'abord que le degré d'ajustement linéaire de l'indice de Coulson à l'ensemble des groupes d'âge est très bon pour l'ensemble des municipalités. Sa vérification statistique nous indique que la droite de régression obtient un coefficient de corrélation supérieur à 0,456 pour tous les cas. Ce coefficient correspond à un seuil de signification de 95%. Cela démontre, contrairement à ce qu'avance Pereira Roque, que la présence de classes creuses ou gonflées dans la distribution des effectifs de plusieurs municipalités ne met pas en cause la validité de l'ajustement. Coulson (1970) avait plutôt noté une plus faible validité de son indice en fonction d'une structure très âgée (valeur critique de l'indice < 15 000).

Une première corrélation linéaire entre l'âge médian et l'indice de Coulson détermine un coefficient de -0,93 pour les deux séries (1961 et 1981). Ce coefficient, plus faible que celui obtenu par Pereira Roque (-0,99), détermine toutefois un lien important entre les deux mesures. L'analyse des séries de 1981 souligne aussi ce lien. Comparée aux populations de référence, la distribution des valeurs de structure se ressemble; ces populations se situent au-dessus de la médiane de chacune des séries (tableau 1). Pour 1981, la proportion des municipalités plus âgées est sensiblement la même quel que soit l'indice utilisé. Toutefois, en 1961, alors que l'âge médian (AME) ne dénombre que 19% des municipalités ayant une moyenne d'âge plus élevée que celle de l'ensemble du Québec, l'indice de Coulson (COUL), quant à lui, établit cette proportion à 31% (tableau 2).

La cartographie des séries divisées en quintiles démontre que trois cas seulement (Lac-Drolet, Saint-Charles et Mont-Saint-Hilaire) présentent un écart de deux quintiles (figures 2 et 3). Les autres variations ne sont que des glissements entre quintiles voisins et se concentrent surtout chez les classes moyenne et jeune.

Tableau 1

Valeurs minimum, maximum et médiane des séries  
de l'indice de Coulson et de l'âge médian pour 1981

Municipalités	COUL	Structure	AME	Municipalités
Sutton (v)	14 950	plus âgée	38,55	Sutton (ct)
Québec	20 188		29,75	Québec
Territoire d'étude	20 449		29,04	Territoire d'étude
L'Avenir	21 792	médiane	27,79	Notre-Dame-de-Bon-Secours
Saint-Christophe	25 540	plus jeune	23,19	Princeville

Tableau 2

Municipalités comptant une population plus âgée  
que celle du Québec et du territoire d'étude

		Québec	Territoire d'étude
1961	COUL	31%	36%
	AME	19%	36%
1981	COUL	35%	36%
	AME	30%	36%

La confrontation de l'indice de Coulson et de l'âge médian avec deux autres mesures de structure, le taux de vieillesse et la proportion de personnes âgées, fournit des résultats intéressants. L'analyse de corrélation linéaire détermine de fortes relations entre les quatre mesures retenues (tableau 3). Le taux de vieillissement (TV) et le pourcentage de personnes âgées (PA) obtiennent un coefficient de corrélation de 0,98 considérant, par définition, le même groupe d'âge (plus de 65 ans).

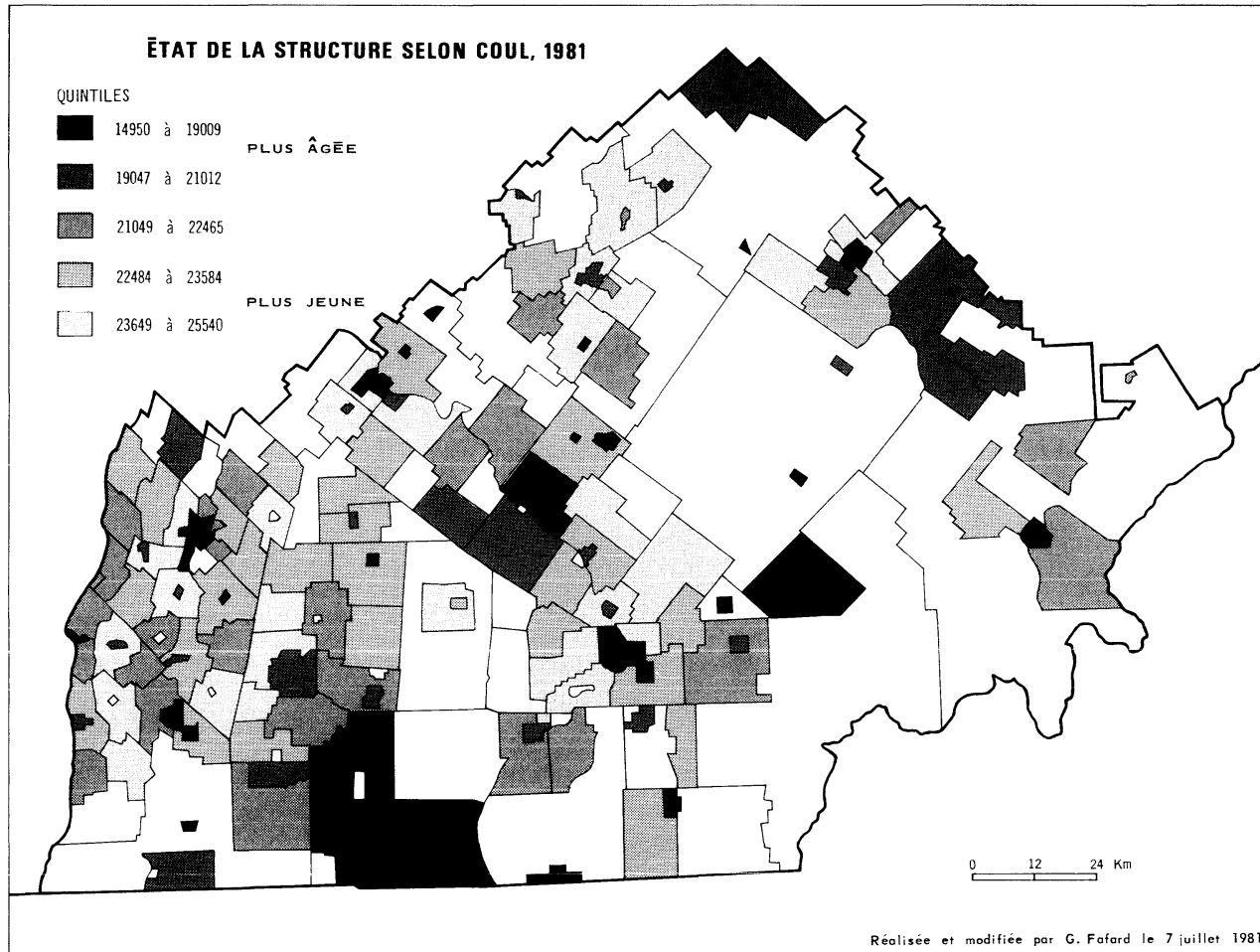
Tableau 3

Coefficient de corrélation des quatre mesures retenues, 1961 et 1981 \*

1961	PA	TV	AME
TV	0,98		
AME	0,81	0,88	
COUL	-0,92	-0,95	-0,93
1981	PA	TV	AME
TV	0,98		
AME	0,86	0,90	
COUL	-0,96	-0,96	-0,93

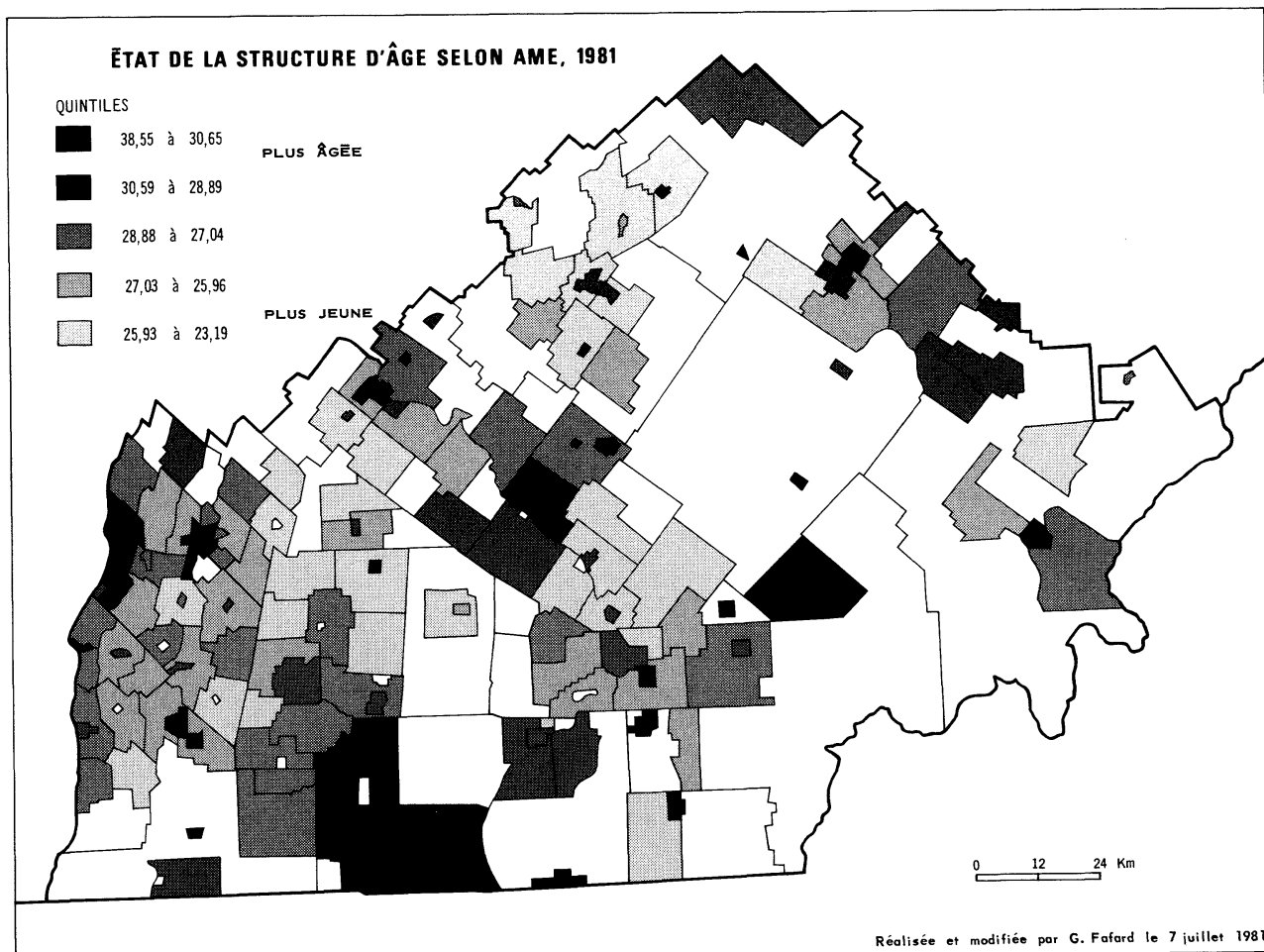
\* Seuil de signification à 95% de  $r = 0,16$ .

Figure 2



Source : Atlas Géographique du Québec, 1979 d'après M. Lacroix,  
département de Géographie, U.S.

Figure 3



Source : Atlas Géographique du Québec, 1979 d'après M. Lacroix,  
département de Géographie, U.S.



L'indice de Coulson détermine des liens plus forts avec PA et TV, en 1961 et 1981, que ceux observés à l'aide de AME. Les variations de PA et TV auraient une influence plus directe sur les variations de COUL que sur celles de AME. Les résultats de la régression par étapes traduisent ce phénomène. L'âge médian (variable dépendante) est expliqué à 88% (en 1961) et à 87% (en 1981) par COUL et faiblement par les deux autres mesures. L'indice de Coulson (variable dépendante) est expliqué à 90% par TV (en 1961) et à 92% par PA (en 1981). L'utilisation de tous les groupes d'âge (19 groupes) dans l'analyse de régression démontre qu'il n'y a pas de tranches d'âge spécifiques (extrêmes ou intermédiaires) influençant de façon constante les variations des deux indices (en 1961 et en 1981). Celle-ci confirme plutôt que l'indice de Coulson obtenant un coefficient de détermination plus élevé, varie en fonction d'un plus grand nombre de groupes d'âge que l'âge médian<sup>6</sup>.

L'indice de Coulson est donc plus sensible aux variations de chacun des groupes d'âge tandis que l'âge médian relié à l'ensemble des groupes (représenté dans la régression par COUL) est moins sujet aux variations de chacun d'eux. Par ailleurs, les liens étroits existant entre les séries font de ces deux mesures des outils adéquats pour l'analyse de la structure d'âge, chacun répondant à des besoins différents. L'âge médian, qui se manipule et s'interprète plus facilement, peut satisfaire les études ne demandant qu'une évaluation sommaire de la structure d'âge d'un petit groupe. L'indice de Coulson, beaucoup plus sensible, convient parfaitement aux travaux de plus grande envergure exigeant une discrimination importante parmi de nombreux cas.

### Effacité comparée pour la mesure du vieillissement

Voyons maintenant la performance de ces deux indices pour l'analyse du vieillissement. Se manifestant par la somme des variations subies par la structure d'âge au cours d'une période donnée, le vieillissement se mesure par l'écart obtenu entre les indices pour cette même période. Pour l'indice de Coulson, les écarts (COUL81-COUL61 = ECOUL) varient de -6 991 à + 600 entre 1961 et 1981 (tableau 4). Un écart négatif traduit un vieillissement et un écart positif, un rajeunissement. Plus la valeur de l'écart est faible (ou fortement négative), plus le vieillissement est intense ou rapide.

Tableau 4

Valeurs minimum, maximum et médiane  
du vieillissement mesuré par l'indice de Coulson, 1961-1981

Municipalité	Valeurs	Vieillessement
Asbestos (v)	-6 991	plus rapide
Territoire d'étude Québec	-3 661 -3, 563	
Saint-Germain	-3 147	médian
Ascot (ct)	- 450	plus lent
Bromont (v)	+ 600	rajeunissement

Moyenne : -3 200,22      écart-type : 1 557,49  
coefficient de variation : 48,67%

La série d'écart de l'âge médian ( $AME_{81} - AME_{61} = EAME$ ) s'étend de 0,69 à 11,94 ans, une valeur positive signifiant un vieillissement (tableau 5). La série ECOUL présente une étendue plus grande : le coefficient de variation est supérieur à celui de la série EAME.

**Tableau 5**  
**Valeurs minimum, maximum et médiane**  
**du vieillissement mesuré par l'âge médian, 1961-1981**

<i>Municipalité</i>	<i>Valeurs</i>	<i>Vieillessement</i>
Asbestos (v)	11,94	plus rapide
Coaticook (v)	7,83	médian
Territoire d'étude	7,33	
Québec	5,71	
Bromont (v)	0,69	plus lent

Moyenne : 7,45    écart-type : 2,32  
coefficient de variation : 31,19%

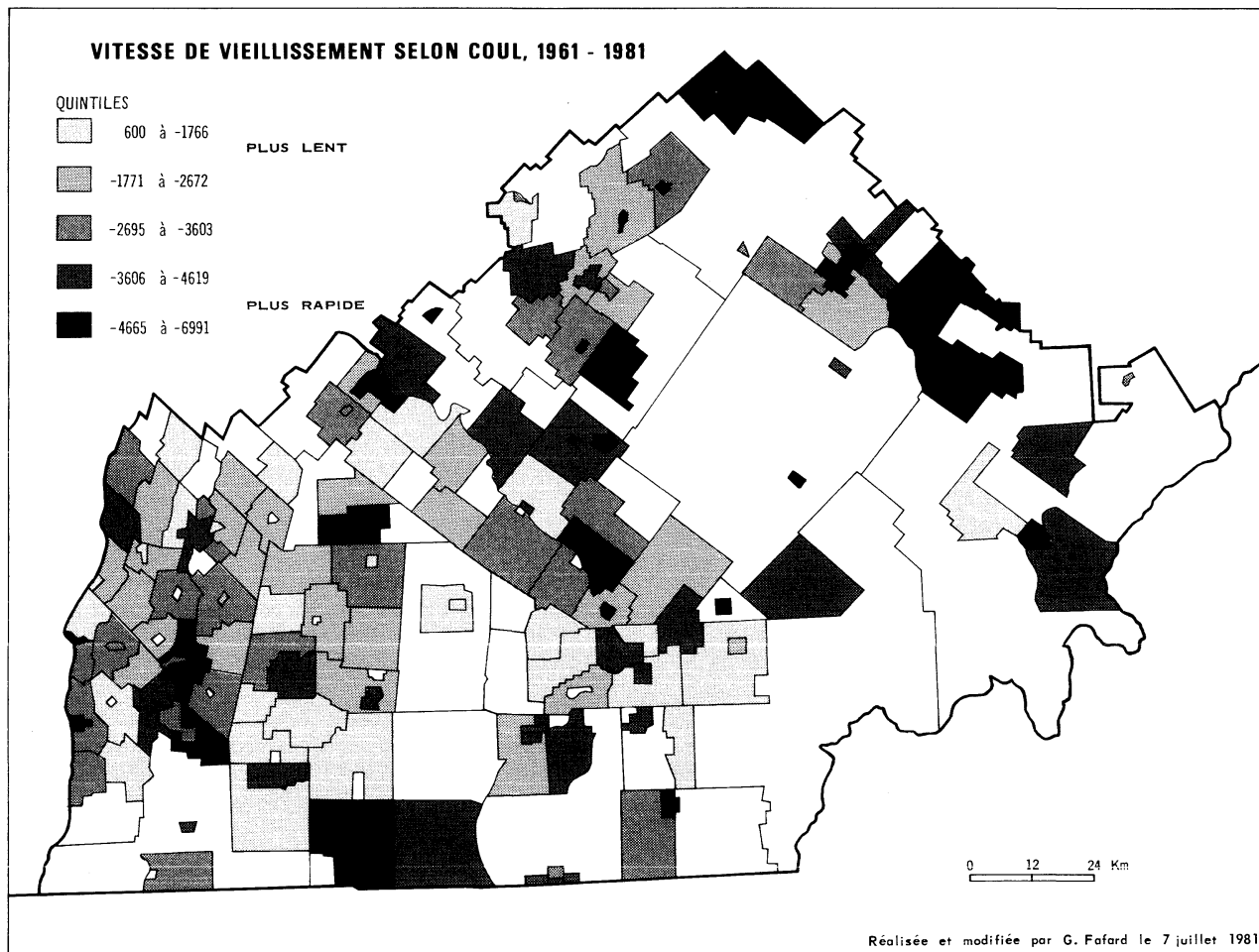
Les populations de référence n'occupent pas la même position dans les séries. Leur vieillissement se situe au-dessus de la valeur médiane dans le cas de la série ECOUL et au-dessous pour la série EAME. La distribution du vieillissement des municipalités par rapport aux deux populations de référence se traduit par les variations suivantes : l'âge médian détermine un vieillissement supérieur à celui du Québec dans 82% des cas, soit 58 municipalités de plus qu'à l'aide de l'indice de Coulson. Par rapport au vieillissement de l'ensemble de la population du territoire étudié, la différence est de 21% (tableau 6).

**Tableau 6**  
**Municipalités présentant un vieillissement plus rapide**  
**que celui du Québec et du territoire d'étude**

	<i>Québec</i>	<i>Territoire d'étude</i>
ECOUL	43%	37%
EAME	82%	58%

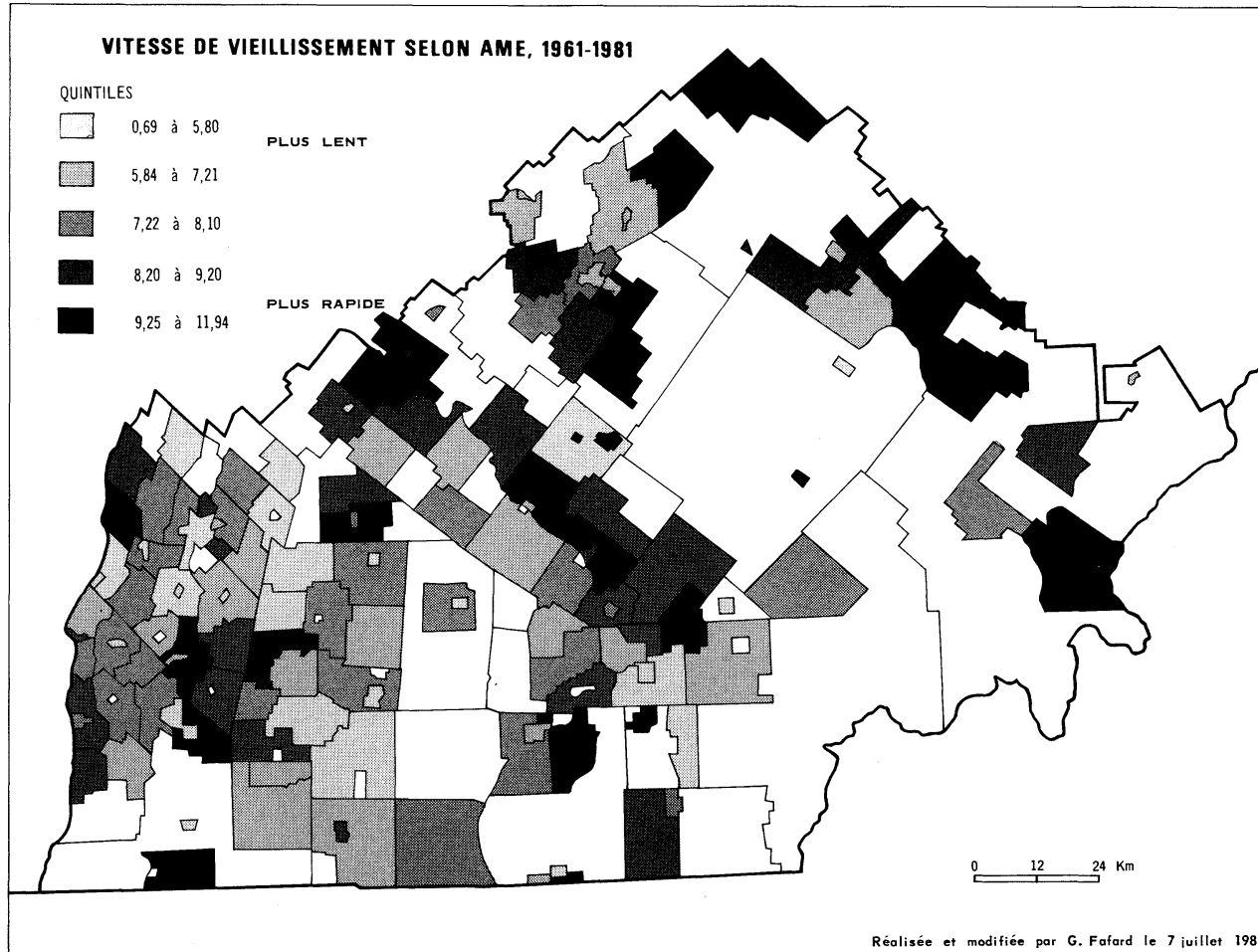
Le coefficient de corrélation linéaire est de -0,55 entre les deux séries d'écart (1961-1981). Les variations d'une série ne sont donc expliquées qu'à 31% par celles de l'autre. Ce taux d'explication est beaucoup plus faible que celui obtenu pour les mesures de structure, 87% ( $r = -0,93$ ). Une rapide analyse de rang démontre que trois cas seulement (2%) se retrouvent au même rang (Bromont, Saint-Jude et Asbestos). Asbestos est la municipalité qui vieillit le plus rapidement dans les deux séries. Pour la population de Bromont, l'indice de Coulson détermine un rajeunissement et l'âge médian un vieillissement lent. Les changements de rang sont souvent énormes, l'écart maximum étant de 109 (East Angus). L'âge médian définit un vieillissement plus rapide que celui mesuré à l'aide de Coulson pour 52% des municipalités et un vieillissement plus lent dans 46% des cas.

Figure 4



Source : Atlas Géographique du Québec, 1979 d'après M. Lacroix,  
département de Géographie, U.S.

Figure 5



Source : Atlas Géographique du Québec, 1979 d'après M. Lacroix,  
 département de Géographie, U.S.

La cartographie des séries par quintiles traduit parfaitement ces permutations (figures 4 et 5). Il est fréquent de rencontrer des changements de plus de deux classes comme dans les cas de Sutton (ct), Shipton, Disraëli, Princeville et Saint-Nicéphore. La municipalité d'East Angus se situe dans le quintile supérieur (vieillessement le plus lent) pour la série EAME et dans le quintile inférieur (vieillessement le plus rapide) pour la série ECOUL. Selon l'une ou l'autre des cartes, la configuration du vieillissement des sous-régions apparaît fort différente. À titre d'exemple, la région immédiate de Drummondville vieillit beaucoup plus rapidement selon les résultats obtenus par le biais de l'âge médian. Le vieillissement des municipalités urbaines est plus lent ou plus rapide que celui des municipalités voisines en fonction de l'indice utilisé (ex. : Victoriaville, Sherbrooke et Saint-Hyacinthe). Une telle distinction ne pouvait se faire au niveau de la structure d'âge.

Toutes ces constatations expriment nettement les différences et les contradictions qui existent entre les deux mesures de vieillissement. Contrairement à leur ressemblance pour la mesure de la structure d'âge, ils ne traduisent pas de la même manière l'intensité du vieillissement. Les changements de rang et de classe le démontrent très bien : les exemples d'East Angus et de Bromont sont à cet égard évidents. La question qui se pose à ce stade est de savoir comment distinguer parmi ces deux indices celui qui est le plus fidèle, celui qui décrit réellement le degré de vieillissement des municipalités retenues pour notre étude.

#### DÉFINITION D'UN MODÈLE RÉGIONAL DU VIEILLESSEMENT

Replacer ces mesures du vieillissement dans un contexte géographique, c'est-à-dire en rapport avec le caractère et l'organisation des municipalités sur le territoire, peut, à notre avis, être une solution. La confrontation des séries de l'indice de Coulson et de l'âge médian avec des facteurs conditionnant l'intensité du processus de vieillissement devrait permettre de dégager l'indice le plus représentatif de ce phénomène. Autrement dit, les variations du meilleur indice devraient correspondre à celles de ces facteurs. Cette démarche dépend de la détermination des variables explicatives et du modèle qu'elles établissent. Le choix des variables suppose l'identification des causes du vieillissement ou la définition des manifestations différentes du phénomène.

Les démographes ont parfaitement déterminé le rôle spécifique des mouvements naturels et migratoires d'une population dans le processus de vieillissement de sa structure (Pressat, 1973 ; Sauvy, 1976). Les effets de ces facteurs varient selon le niveau d'analyse retenu. À l'échelle nationale, les variations de l'accroissement naturel (principalement la baisse de la natalité) sont de première importance devant la part marginale des échanges de population entre nations. À un niveau plus régional, le jeu des influences se modifie : le taux de natalité devient moins significatif devant les migrations parfois complexes de la population.

Ces migrations, étant particulièrement le fait des groupes les plus jeunes et les plus féconds (20-34 ans), affectent l'ensemble des 0-40 ans par une réduction de la croissance démographique et de la population active, provoquant ainsi le vieillissement des populations de départ (Veyret-Verner, 1971 ; Marois, 1974). Par ailleurs, un autre mouvement migratoire semble contrebalancer cet effet. Les personnes âgées cherchent à se rapprocher le plus possible des lieux de services et à améliorer leurs conditions de vie. Ils gonflent ainsi la part des effectifs âgés de la population des municipalités qui sont en mesure de répondre à leurs besoins.

Les migrations des populations régionales s'effectuent en grande partie du milieu rural vers le milieu urbain ou des zones peu développées vers des secteurs plus dynamiques (sans toutefois initier un processus accéléré d'urbanisation), causant ainsi un déséquilibre démographique entre les régions ou les municipalités. Ce déséquilibre se traduit selon un pattern décrit par plusieurs auteurs (Duncan et Reiss, 1956; Widgor, 1978; Johnson, 1980; Segalowitz, 1981) :

- La population des petites villes (ou villages) est plus âgée que celle des municipalités agricoles environnantes parce que ces centres fournissent, dans une certaine mesure, les services ou le logement nécessaire aux ruraux retraités.
- Les agglomérations urbaines jouent le même rôle auprès des personnes âgées et le plus faible taux de natalité des urbains, malgré une forte immigration des jeunes, tend à accélérer le processus de vieillissement. Par ailleurs, il existe des inégalités à l'intérieur même d'une agglomération. Ainsi, les personnes âgées se regroupent dans le centre tandis que les jeunes familles s'établissent en banlieue, ce qui augmente la croissance démographique et ralentit le vieillissement de ces secteurs.

Ces migrations sélectives occasionnent un certain déséquilibre des sexes. Robert (1968) parle de « déféminisation » du milieu rural et De Koninck *et al* (1981) soulignent le phénomène de division spatiale et sexuelle du travail. Les villes tertiaires et secondaires concentrent plus d'emplois féminins tandis que le milieu agricole et les villes d'industrie primaire embauchent une plus grande proportion d'hommes. Le rapport de féminité de la population active varie selon le caractère des municipalités et augmente considérablement avec l'âge de celles-ci car les femmes ont une espérance de vie supérieure à celle des hommes.

On voit bien, comme le souligne Marois, que ces inégalités sont aussi d'ordre « démo-économique » et que « le profil migratoire est attribuable à la situation économique d'une région ou du milieu » (1974, p. 57). On s'entend généralement pour affirmer que les facteurs d'ordre économique sont des motivations majeures conditionnant les migrations mais qu'ils ne sont toutefois pas les seuls. On parle fréquemment de stimulants personnels et institutionnels. Dans l'ensemble, les facteurs de répulsion et d'attraction des différentes régions sont fonction des conditions économiques et sociales du milieu.

Il est donc permis d'avancer que le vieillissement régional ou municipal favorisé par les migrations est directement relié au dynamisme économique, social et démographique des populations en cause. Ajoutons que ce dynamisme est affecté, en retour, par une structure d'âge vieillissante et dépend alors d'agents stimulateurs externes qui relèvent de politiques de développement, d'investissements et d'apports de toutes sortes. La situation de chacune des municipalités dans l'organisation économique de l'ensemble est donc très importante, qu'il s'agisse des secteurs d'activités qui y sont privilégiés ou, d'un point de vue spatial, de la localisation de celles-ci par rapport à l'axe de développement de la région, de la proximité des zones les plus dynamiques et des liens existant entre elles (axes de communication) (Polèse et Thibodeau, 1977; Charré *et al*, 1969).

La prédominance de ces facteurs dans l'explication du vieillissement différentiel est évidente. Mais dans un contexte québécois, il ne faut pas oublier le facteur ethnique. La présence plus ou moins importante d'Anglophones dans une population en modifie la structure. Comme Kirouac (1977) l'a démontré au niveau des comtés du Québec, la population anglophone constitue un indice intéressant dans l'identification

des populations plus âgées ou plus jeunes. Ayant connu un taux de fécondité plus faible que les Francophones (autant ruraux qu'urbains), les Anglophones sont maintenant plus âgés. Leur forte concentration dans certaines régions et municipalités a accéléré le processus de vieillissement.

Nous sommes conscients que ces facteurs ne peuvent, à eux seuls, rendre compte de toute la complexité du vieillissement de la population des municipalités retenues. Mais nous considérons, à la lumière de ce qui précède, qu'ils peuvent fournir des paramètres intéressants permettant de saisir les principales articulations d'un modèle régional de vieillissement. Le vieillissement accéléré d'une municipalité étant fonction :

- de son caractère fortement urbain et tertiaire,
- de sa faible croissance démographique,
- des secteurs d'activités présents et du niveau des salaires,
- de son éloignement des principaux axes de communication et/ou des centres urbains importants, et dans certains cas,
- de la présence d'Anglophones parmi sa population.

### **Méthodologie**

En raison de l'envergure de cette partie et de l'indisponibilité de certaines données au moment de la compilation, l'évaluation du dynamisme d'une municipalité se limite aux variables suivantes. Celles-ci sont divisées en deux catégories. La première concerne des indices du dynamisme démographique : la taille, la densité, la croissance allométrique (Morin, 1975) et le rapport de féminité de certains groupes d'âge. La deuxième catégorie mesure une facette du dynamisme économique à l'aide des variables revenus, secteurs d'activités et localisation par rapport à une autoroute et au plus grand centre urbain du territoire d'étude (Sherbrooke). La composition ethnique déterminée ici par deux variables, à savoir le pourcentage d'Anglophones dans une municipalité et la variation de celui-ci au cours de la période d'étude (tableau 7), complète la matrice d'information.

La démarche quantitative s'ordonne selon trois étapes : 1) l'analyse factorielle ; 2) la régression par étapes ; 3) l'analyse des résidus. Cette démarche permet le regroupement en facteurs indépendants des variables choisies, l'élaboration de deux modèles de vieillissement à partir de ces mêmes facteurs et des deux indices (indice de Coulson et âge médian) et enfin, le choix du modèle qui semble le mieux adapté à la réalité régionale telle que définie par la matrice d'information originale.

### **L'analyse factorielle**

L'analyse factorielle a permis de dégager 7 facteurs indépendants qui possèdent une valeur propre supérieure à 1,0 et une variance supérieure à 5%. La variance cumulée est de 73,93%. L'ensemble des 16 variables est satisfaisant et respecte le seuil conventionnel de 0,6 pour 14 d'entre elles. La valeur de saturation retenue pour les variables est plus ou moins 0,40 (tableau 8).

Tableau 7

## Liste des variables

<i>Variables</i>	<i>Nom</i>	<i>Moyenne</i>	<i>Écart-type</i>	<i>Minimum</i>	<i>Maximum</i>
Main-d'œuvre de 15 ans et plus selon le revenu d'emploi en 1970 (%)					
\$ 3 000 à \$ 5 999	R2	34,95	6,68	19,40	51,40
\$ 6 000 à \$ 9 999	R3	18,14	7,41	2,20	41,50
\$ 10 000 et plus	R4	5,42	3,66	0,00	26,50
Main-d'œuvre de 15 ans et plus du secteur secondaire (%) 1971	SEC	30,53	10,45	12,30	97,30
tertiaire (%) 1971	TER	50,37	14,91	1,70	83,90
Anglophones en 1981 (%)	ANG	8,40	14,35	0,00	67,20
Variation du nombre d'Anglophones de 1961 à 1981 (%)	ANGD	0,69	5,36	-8,00	39,20
Rapport de féminité du groupe d'âge 20-34 ans, 1981	F2034	97,30	20,03	47,22	266,67
Variation de ce rapport de 1961 à 1981	F2034E	-4,82	37,35	-349,90	166,78
Rapport de féminité du groupe d'âge 65 ans et plus, 1981	F65	115,45	43,25	22,22	350,00
Variation de ce rapport de 1961 à 1981	F65E	20,23	49,31	-276,98	254,55
Coefficient allométrique, 61-81	ALL	1,44	2,08	-1,68	10,73
Densité 1981 (Hab/km <sup>2</sup> )	DEN	243,51	379,27	4,80	1 768,00
Population 1981	POP	4 001,46	7 937,56	1 003,00	74 075,00
Distance de Sherbrooke (km)	DSHER	80,79	38,94	0,00	142,50
Distance d'une autoroute (n° 10, 20, ou 55 en km)	DAUT	22,09	26,87	0,00	138,70

Le premier facteur est unipolaire et se définit par une forte densité (DEN) associée à la présence d'activités du secteur tertiaire (TER), à une forte population (POP), aux revenus moyens et, de façon moins sensible, aux revenus supérieurs. Ce facteur caractérise les municipalités les plus urbanisées de la région comme Sherbrooke, Saint-Hyacinthe, Thetford Mines, Victoriaville, Plessisville, Granby, Iberville et Drummondville. Il détermine le degré d'urbanisation.

Associant l'augmentation du rapport de féminité des plus de 65 ans (F65E) pour la période 1961-1981 au même rapport élevé (F65) pour 1981, le deuxième facteur peut s'expliquer du fait d'une plus forte représentation des femmes par rapport aux hommes du même groupe d'âge. Ce facteur mesure le vieillissement rapide d'une municipalité par cette forte augmentation de la représentation féminine chez les aînés. Le troisième facteur, appelé « faibles revenus », est bipolaire et oppose les revenus faibles (R2) du secteur secondaire (SEC) à des revenus plus élevés (R4).

Le facteur 4 relie l'augmentation de la proportion d'Anglophones entre 1961 et 1981 (ANGD) au nombre d'Anglophones en 1981 (ANG) et aux revenus élevés (R4). Ce facteur ethnique caractérise les municipalités encore fortement anglophones comme Lennoxville, Bury, Cleveland, Rock Island, Standstead Plain, Sutton et Potton. Quant au facteur 5, il réunit la variable croissance allométrique (ALL) à l'augmentation du rapport de féminité des 20-34 ans (F2034E). Facteur de croissance, ce dernier



**Tableau 8**  
**Synthèse des résultats de l'analyse factorielle**  
**(matrice 16 × 151)**

Variables	Composantes principales (saturation + ou - 0.40)							Communauté
	F1	F2	F3	F4	F5	F6	F7	
DEN	0,825							0,7820
TER	0,782							0,8163
POP	0,680							0,5378
R3	0,651							0,6288
F65E		0,924						0,8733
F65		0,745						0,8431
R2			0,906					0,8344
SEC			0,543					0,5256
ANGD				0,833				0,7078
ANG				0,638		-0,545		0,8018
ALL					0,815			0,7881
F2034E					0,639			0,6917
DSHER						0,876		0,7856
DAUT							0,713	0,7449
F2034							0,667	0,7153
R4	0,442		-0,475	0,488				0,7527
Valeur propre	2,91	2,03	1,97	1,40	1,31	1,15	1,03	
Variance (%)	18,19	12,74	12,32	8,78	8,24	7,21	6,45	
Variance cumulée	18,19	30,92	43,25	52,03	60,26	67,48	73,93	

identifie les municipalités qui connaissent une expansion démographique et où l'on retrouve une population relativement jeune (ex. : Waterville, Ascot, Fleurimont, Rock Forest, Saint-Nicéphore, Valcourt et Saint-Mathias).

Le sixième facteur bipolaire oppose la distance par rapport à Sherbrooke (DSHER) à la présence d'Anglophones (ANG). Il souligne le caractère anglophone des municipalités situées aux environs de Sherbrooke. Le facteur 7, défini par l'association des variables distance d'une autoroute (DAUT) et rapport de féminité des 20-34 ans (F2034), détermine les municipalités situées à l'extérieur des axes de communication et qui connaissent une forte représentation féminine à l'intérieur du groupe des 20-34 ans. Ces deux facteurs d'éloignement complètent l'ensemble des 7 facteurs significatifs de l'analyse factorielle qui sont : F1, le degré d'urbanisation ; F2, la forte représentation féminine chez les aînés ; F3, les faibles revenus ; F4, le facteur ethnique ; F5, le facteur de croissance ; F6, l'éloignement par rapport à Sherbrooke ; F7, la distance d'une autoroute.

Ceux-ci se rapprochent des composantes du modèle théorique de vieillissement défini plus haut. Ils justifient, dans une certaine mesure, le choix des premières variables. L'élaboration des modèles, à partir de la régression de ces facteurs, établit le sens des relations et permet, à un second niveau, la comparaison des indices.

### Modèle de vieillissement de Coulson

La régression de ECOUL (variable dépendante) et des facteurs résulte en un coefficient de détermination de 42,99%. Les variations de la série de vieillissement de l'indice de Coulson sont expliquées à 43% par les variations de 6 des 7 facteurs obtenus par l'analyse factorielle (tableau 9). Ce sont les facteurs croissance, degré d'urbanisation, forte représentation féminine chez les aînés et le facteur ethnique qui représentent la part la plus significative du modèle. Un R2 inférieur à 0,03 (3%) ne permet qu'une considération prudente quant à l'apport des deux autres facteurs (F7 et F3) dans l'équation. Seul le facteur 6 (éloignement par rapport à Sherbrooke) ne figure pas dans l'équation.

Tableau 9

#### Synthèse de la régression de ECOUL

$$ECOUL = - 3200,24 - 427,71(F1) - 420,39(F2) + 229,77(F3) + 352,85(F4) + 663,99(F5) - 254,96(F7)$$

$R^2 = 0,4299 \quad F = 18,16$

	Var.	R simple <sup>1</sup>	R multiple	R2	C.A. <sup>2</sup>	F <sup>3</sup>	Variance % <sup>4</sup>
1	F5	0,4262	0,4263	0,1817	18,17	33,09	8,24
2	F1	0,2746	0,5071	0,2572	7,54	15,02	18,19
3	F2	0,2700	0,5745	0,3300	7,29	15,98	12,74
4	F4	0,2265	0,6175	0,3813	5,13	12,11	8,78
5	F7	0,1637	0,6389	0,4081	2,68	6,56	6,45
6	F3	0,1476	0,6557	0,4299	2,18	5,49	12,32
							66,72 <sup>5</sup>

1. La valeur du R simple est identique à la valeur de la corrélation simple pour chacun des facteurs.
2. C.A. : contribution additionnelle.
3. F. de Snédécour pour chacune des étapes.
4. Variance de chacun des facteurs de l'analyse factorielle.
5. Pourcentage de l'information de la matrice originale fournie par les facteurs de la régression.

Le modèle de vieillissement de Coulson est déterminé par les relations suivantes. Un vieillissement accéléré des municipalités, entre 1961 et 1981, est associé à :

- une croissance démographique faible
- un degré élevé d'urbanisation
- une augmentation de la représentation féminine chez les personnes âgées de plus de 65 ans
- une faible augmentation de la proportion d'Anglophones et de façon beaucoup moins significative à :
  - la distance d'une autoroute
  - une faible proportion de salariés à faibles revenus

### Modèle de vieillissement de l'âge médian

Le modèle de vieillissement de l'âge médian est déterminé à 22,42% (R2) par 3 facteurs (tableau 10). Les variations de EAME sont expliquées à 17,28% par les

**Tableau 10**  
**Synthèse de la régression de EAME**

$$EAME = 7,44954 - 0,368(F1) - 0,970(F4) + 0,377(F7)$$

R2 = 0,2242      F = 14,16

	Var.	R simple <sup>1</sup>	R multiple	R2	C.A. <sup>2</sup>	F <sup>3</sup>	Variance % <sup>4</sup>
1	F4	0,4157	0,4156	0,1728	17,28	31,11	8,78
2	F7	0,1625	0,4462	0,1991	2,64	4,87	6,45
3	F1	0,1584	0,4735	0,2242	2,51	4,75	18,19
							33,42 <sup>5</sup>

1. La valeur du R simple est identique à la valeur de la corrélation simple pour chacun des facteurs.
2. C.A. : contribution additionnelle.
3. F. de Snédécour pour chacune des étapes.
4. Variance de chacun des facteurs provenant de l'analyse factorielle.
5. Pourcentage de l'information de la matrice originale fournie par les facteurs de la régression.

variations du facteur ethnique, à 2,64% par le facteur distance d'une autoroute et à 2,51% par le degré d'urbanisation. Comme dans le modèle précédent, un R2 inférieur à 0,03 (3%) ne permet qu'une considération prudente de la part de ces deux derniers facteurs.

Le vieillissement accéléré des municipalités, tel que mesuré par l'âge médian, est associé à une faible augmentation de la proportion d'Anglophones entre 1961 et 1981 et, de façon moins déterminante, à la distance d'une autoroute de même qu'à un faible degré d'urbanisation.

### Comparaison des modèles

Précisons d'abord quelques points. Dans l'ensemble, les facteurs déterminés à partir des variables initiales répondent bien aux objectifs fixés, c'est-à-dire à la définition d'une réalité régionale. Cependant, deux hypothèses n'ont pu être vérifiées. La relation, présente chez Coulson et l'âge médian, entre un vieillissement rapide et une faible augmentation des Anglophones dans la population infirme l'hypothèse initiale sur la composition ethnique. Mais ceci s'explique partiellement par le fait qu'à partir d'un âge avancé, la structure d'une population vieillit plus lentement. Cela ne va toutefois pas à l'encontre du rapport « présence anglophone/structure âgée » qui a motivé l'utilisation de ces variables ethniques.

De plus, le facteur tenant compte de l'éloignement par rapport à Sherbrooke (F6) n'apparaît dans aucun modèle. Le choix de Sherbrooke comme centre de la région est donc contestable. Pour une portion du territoire d'étude, ce centre urbain exerce une certaine attraction mais celle-ci est négligeable pour les municipalités plus à l'ouest qui s'orientent vers Montréal. Cette variable aurait bénéficié d'une précision au niveau de l'orientation du développement en rapport avec l'attraction exercée par Sherbrooke.

Une première comparaison des modèles permet de dégager quelques particularités. Le modèle de Coulson est déterminé à 43% par 6 des 7 facteurs, le modèle de l'âge médian à 22% par 3 facteurs seulement. L'ensemble des facteurs correspond

plus adéquatement aux variations de Coulson. Ce modèle est celui qui s'approche le plus du modèle théorique. Une faible croissance démographique et un degré élevé d'urbanisation constituent les facteurs principaux qui sont communs aux deux modèles. Déjà, à la lumière de ces deux premières relations, il est possible de déterminer lequel des outils de mesure est le meilleur. Les différences notées plus haut lors de l'analyse des cartes de vieillissement indiquent justement que l'indice de Coulson mesure un vieillissement rapide pour le centre des agglomérations urbaines et un vieillissement plus lent pour les municipalités adjacentes (banlieues). Ce phénomène n'est pas relevé par l'âge médian et ce modèle détermine une relation inverse entre le vieillissement et le degré d'urbanisation.

L'augmentation de la représentation féminine chez les aînés (F2) est, par définition, une autre mesure de l'intensité du vieillissement des populations. Le caractère significatif de ce facteur dans le modèle de Coulson apporte un argument supplémentaire en faveur de celui-ci. Nous pouvons donc affirmer que l'indice de Coulson mesure plus fidèlement l'intensité du vieillissement des municipalités. Les relations définies par ce modèle, appuyées par la théorie et le pourcentage d'explication fourni par les facteurs, le confirment.

### **Analyse des résidus**

L'ajustement du modèle de ECOUL est très satisfaisant pour 65,56% des municipalités avec des résidus inférieurs à un écart-type alors que 34,44% présentent des résidus importants répartis de la façon suivante : 1) résidus  $\geq 1$  écart-type (1 200,23) : 49 cas (32,45% de l'ensemble des résidus) dont 24 négatifs et 25 positifs ; 2) résidus  $\geq 2$  écarts-types (2 400,46) : 3 cas (1,99%) dont 2 négatifs et 1 positif ; 3) résidus  $\geq 3$  écarts-types (3 600,69) : aucun.

Ce modèle sous-évalue l'intensité du vieillissement pour la moitié de ces résidus, c'est-à-dire que les 26 municipalités à valeurs résiduelles négatives subissent en réalité un vieillissement plus rapide que celui mesuré par le modèle. Les autres résidus connaissent une surévaluation de leur vieillissement.

Le modèle de EAME présente un ajustement satisfaisant pour 73,51% des cas et 26,49% offrent des résidus supérieurs à un écart-type distribués de la façon suivante : 1) résidus  $\geq 1$  écart-type (2,09) : 30 cas (19,87% des résidus) dont 13 négatifs et 17 positifs ; 2) résidus  $\geq 2$  écarts-types (4,18) : 9 cas (5,96%) dont 7 négatifs et 2 positifs ; 3) résidus  $\geq 3$  écarts-types (6,27) : 1 négatif (0,66%). Vingt-et-une municipalités voient leur vieillissement surévalué (résidus négatifs) par ce modèle alors que 19 autres subissent une sous-évaluation.

L'analyse des résidus de chacun des modèles ne permet pas de saisir de lien particulier entre les municipalités sauf pour le modèle de Coulson qui semble moins adapté au vieillissement des municipalités rurales. Le nombre moins élevé de résidus supérieurs à un écart-type du modèle de l'âge médian signifie qu'il tend à mieux reproduire la réalité de l'ensemble des municipalités. Mais la plus grande étendue de ces résidus, c'est-à-dire une plus forte proportion de résidus importants, et un coefficient de détermination beaucoup plus faible nous amènent à conclure différemment. En effet, 7% des valeurs résiduelles du modèle de l'âge médian sont supérieures à 2 écarts-types contrairement à 2% pour le modèle de Coulson.

Vingt-trois municipalités possèdent des valeurs résiduelles supérieures à un écart-type pour les deux modèles. L'évaluation du vieillissement chez ces dernières

est la même, seule la valeur du résidu pouvant varier. Cette évaluation est inférieure à la réalité dans 14 cas (63% des résidus communs). Aucun des modèles ne correspond au vieillissement de ces municipalités, les facteurs utilisés n'expliquent pas la réalité.

## CONCLUSION

L'étude comparative de l'efficacité des indices de structure que sont l'âge médian et l'indice de Coulson a permis de les distinguer sous deux aspects. À la suite de Pereira Roque (1981), nous constatons qu'ils font de l'état de la structure d'âge des populations une évaluation relativement semblable. Cependant, nous ajoutons que l'utilisation de l'un ou l'autre des indices dépend des besoins de l'analyse. L'indice de Coulson, plus sensible aux variations de chacun des groupes d'âge, convient aux études exigeant une mesure précise de la structure et une grande discrimination entre les cas. Par sa simplicité de manipulation et d'interprétation, l'âge médian suffit aux besoins des études plus générales qui ne demandent qu'une évaluation sommaire de la situation.

Le deuxième aspect concerne la mesure du vieillissement. Lorsqu'il s'agit d'en quantifier l'intensité, les deux indices sont très distincts. La description du phénomène s'avère tout à fait différente selon l'un ou l'autre des indices. L'élaboration d'un modèle régional de vieillissement des municipalités a permis de déterminer lequel des indices est le plus fiable. Le modèle produit par l'indice de Coulson est celui qui se rapproche le plus du modèle théorique. Nos résultats, contrairement à ce qu'affirme Pereira Roque (1981), démontrent que l'invariabilité de l'âge médian aux changements de structure en fait un indice inapte pour la mesure du vieillissement alors qu'à l'opposé, l'indice de Coulson détermine adéquatement l'intensité de ce processus.

## NOTES

<sup>1</sup> Cet article est issu d'un mémoire de maîtrise effectué par A. Roberge. Nous tenons à remercier le Fonds FCAC pour l'aide financière apportée sous forme de subvention de recherche (EQ-1932) et de bourses d'étude.

<sup>2</sup> Toshi Kii (1981) reprend le même principe mais sans basculement de la pyramide ni transformation de la pente. Les résultats sont par le fait même inversés (pente forte : structure âgée, pente faible : structure jeune).

<sup>3</sup> L'analyse factorielle appliquée aux groupes d'âge par Foggin et Bissonnette (1976), de même que la méthode des profils différentiels de Labat (1971), sans être exclusives à l'étude de la structure d'âge, y apportent cependant une contribution intéressante.

<sup>4</sup> Stephen S. Birdsall (1980) suggère un autre indice de structure, « the modified-skew age-balance index (MSABI) ». Son utilisation pour l'analyse du vieillissement des populations semble intéressante mais ceci dépasse le cadre de notre recherche qui se veut avant tout une réponse aux travaux de Pereira Roque (1981) qui compare avantagement l'âge médian à l'indice de Coulson.

<sup>5</sup> Les 16 divisions de recensement sont : Arthabaska, Bagot, Brome, Compton, Drummond, Frontenac, Iberville, Mégantic, Missisquoi, Richmond, Rouville, Saint-Hyacinthe, Shefford, Sherbrooke, Stanstead et Wolfe. Les données de base (population totale divisée en 19 groupes d'âge) proviennent des recensements de 1961 et 1981 de Statistique Canada et des compilations du Bureau de la statistique du Québec.

<sup>6</sup> Les résultats détaillés de ces régressions et des autres analyses se retrouvent dans le mémoire de maîtrise de A. Roberge déposé au Département de géographie de l'Université de Sherbrooke (1984).

## SOURCES CITÉES

- BIRDSALL, Stephen S. (1980) Analysis of Population Age Balance. *The Professional Geographer*, 32(4): 467-470.
- CHARRÉ, J.G., COYAUD, C. et JONAS S. (1969) *Les villes françaises*. Paris, C.R.U. Démographie générale, Tome 1.
- COULSON, Michael R.C. (1970) The distribution of population age structures in Kansas City, in Demko Rose and Schnell (eds), *Population Geography*. New-York, McGraw-Hill, p. 408-430.
- DE KONINCK, Rodolphe, LAVERTUE, Robert et RAVENEAU, Jean (éds) (1982) *Le développement inégal dans la région de Québec*. Québec, Presses de l'Université Laval, 110 p.
- DESJARDINS, Bertrand et LÉGARÉ, Jacques (1977) Le vieillissement de la population du Québec: faits, causes et conséquences. *Critère*, (16): 143-169.
- DUNCAN, O.D. et REISS A.J. Jr (1956) *Social Characteristics of Urban and Rural Communities, 1950*. New-York, John Wiley and Sons, 216 p.
- FOGGIN, Peter et BISSONNETTE, François (1976) La structure d'âge au Saguenay-Lac St-Jean, Québec. *Revue de géographie de Montréal*, XXX(3): 253-261.
- FRENETTE, Jean-Vianney (1976) Le vieillissement de la population du Québec. *Revue de géographie de Montréal*, XXX(3): 241-251.
- JOHNSON, David (1980) Age waves in cities. *The Social Science Journal*, 17(1): 87-95.
- KIROUAC, René (1977) *Les caprices du vieillissement de la population québécoise de 1931 à 1971*. Thèse de maîtrise, Université Laval, Département de géographie, 228 p.
- LABAT, Jean-Claude (1971) L'âge des populations régionales. *Économie et statistiques*, (28): 49-53.
- MARQUIS, Claude (1974) *Étude typologique des migrations nettes du Québec*. Thèse de maîtrise, Université McGill, 198 p.
- MIKKELSEN, Lene, PEREIRA ROQUE, José et REIS, Dos (1976) La structure des âges de l'agglomération bruxelloise. *Revue belge de géographie*, 100(1): 49-70.
- MORIN, Denis (1975) Allométrie du système urbain du Québec, (1941-1971). *Cahiers de géographie de Québec*, 19(46): 17-37.
- NOIN, Daniel (1979) *Géographie de la population*. Paris, Masson, 320 p.
- PEREIRA ROQUE, José (1981) Âge médian et vieillissement démographique. *Revue belge de géographie*, 105(1): 3-22.
- POLÈSE, Mario et THIBODEAU, J.C. (1977) *Distance de Montréal et développement économique urbain*. Montréal, INRS-Urbanisation, Rapport de recherche n° 2, 140 p.
- PRESSAT, Roland (1973) *L'analyse démographique, Concepts-Méthodes-Résultats*. Paris, Presses universitaires de France, 321 p.
- ROBERT, Bernard (1968) Conséquences de l'exode rural sur la composition par sexe des populations des campagnes. *Relations Industrielles*, 23(1): 123-144.
- SAUVY, Alfred (1976) *Éléments de démographie*. Paris, Presses universitaires de France, (coll. Thémis), 391 p.
- SHRYOCK, H.S. et al (1976) *The Methods and Materials of Demography*, in Stockwell, E.G. (ed). New York, Academic Press, 577 p.
- SEGALOWITZ, E. (1981) *Planning for an Aging Society*. Toronto, Ryerson Polytechnical Institute, Urban and Rural Regional Planning Department, Occasional Paper n° 5.
- TOSHI, Kii (1982) A New Index for Measuring Demographic Aging. *The Gerontologist*, 22(4): 438-442.
- VEYRET-VERNER, Gertrude (1971) Populations vieilles. *Revue de géographie alpine*, 59(4): 433-456.
- WIDGOR, B.T. (1978) *Implications of the Demographic Changes in the Canadian Population Over the Next 25 years*. Ottawa, Paper prepared for the National Symposium on Aging.

(acceptation définitive en septembre 1984)

## CARTOGRAPHIE

Réalisation: Andrée G.-LAVOIE

Photographie: Serge DUCHESNEAU