

Répartition du revenu selon le sexe dans quatre agglomérations urbaines du Canada

Exemple d'application de données des déclarations de revenus des particuliers

An analysis of income distribution by sex in four Canadian metropolitan areas, using personal income tax records

Camilo Dagum, Gilles Grenier and Mario Bédard

Volume 62, Number 1, mars 1986

URI: <https://id.erudit.org/iderudit/601358ar>

DOI: <https://doi.org/10.7202/601358ar>

[See table of contents](#)

Publisher(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (print)

1710-3991 (digital)

[Explore this journal](#)

Cite this article

Dagum, C., Grenier, G. & Bédard, M. (1986). Répartition du revenu selon le sexe dans quatre agglomérations urbaines du Canada : exemple d'application de données des déclarations de revenus des particuliers. *L'Actualité économique*, 62(1), 23–42. <https://doi.org/10.7202/601358ar>

Article abstract

Personal income tax records are used to analyse income distributions and income differentials by sex for the period 1969 to 1981 in four Canadian metropolitan areas: Chicoutimi-Jonquière, London, Saskatoon and Sudbury. These areas were selected to permit an analysis for geographic regions that experienced different economic trends over the past decade. A parametric model of income distribution is fitted to employment income data by sex and age group and inequality measures within and between distributions are estimated. The impact of some socio-economic variables upon these measures is investigated through the use of regressions. The results indicate that the income distribution model and the data base provide useful tools for the analysis and economic interpretation of income inequalities.

RÉPARTITION DU REVENU SELON LE SEXE DANS QUATRE AGGLOMÉRATIONS URBAINES DU CANADA : EXEMPLE D'APPLICATION DE DONNÉES DES DÉCLARATIONS DE REVENUS DES PARTICULIERS

Camilo DAGUM, Gilles GRÉNIER

Département de sciences économiques

Université d'Ottawa

Mario BÉDARD

Division des données régionales et administratives

Statistique Canada

Les auteurs de ce rapport appliquent des données tirées des déclarations personnelles de revenus à l'analyse des répartitions et des écarts entre répartitions du revenu des hommes et des femmes entre 1969 et 1981 dans quatre agglomérations urbaines du Canada : Chicoutimi-Jonquière, London, Saskatoon et Sudbury. Ces régions ont connu des fortunes économiques diverses au cours de la décennie étudiée. Un modèle paramétrique de répartition du revenu est ajusté aux répartitions des revenus d'emploi selon le sexe et l'âge, et des indicateurs d'inégalité de répartition et d'inégalités entre répartitions en sont dérivés. Les effets de certaines variables socio-économiques sur ces indicateurs sont analysés par régression. Les résultats montrent que le modèle de répartition du revenu et la base de données administratives employés sont des outils utiles pour l'analyse et l'interprétation des inégalités de revenu.

An analysis of income distribution by sex in four Canadian metropolitan areas, using personal income tax records. — Personal income tax records are used to analyse

Ce texte a été présenté au congrès de la Société canadienne de science économique tenu à Chicoutimi les 22 et 23 mai 1985 et au symposium international sur la statistique régionale tenu à Ottawa du 22 au 24 mai 1985. Une version préliminaire a été présentée lors de l'assemblée annuelle de l'American Statistical Association d'août 1984. Les auteurs tiennent à remercier MM. John Leyes et Doug Norris pour leurs précieux commentaires, ainsi que Mmes Louise Saucier et Liz Fitzgerald, l'une pour sa collaboration au traitement du texte, l'autre pour avoir réalisé les graphiques.

income distributions and income differentials by sex for the period 1969 to 1981 in four Canadian metropolitan areas : Chicoutimi-Jonquière, London, Saskatoon and Sudbury. These areas were selected to permit an analysis for geographic regions that experienced different economic trends over the past decade. A parametric model of income distribution is fitted to employment income data by sex and age group and inequality measures within and between distributions are estimated. The impact of some socio-economic variables upon these measures is investigated through the use of regressions. The results indicate that the income distribution model and the data base provide useful tools for the analysis and economic interpretation of income inequalities.

1 — *Introduction*

À ce jour, l'analyse de l'évolution historique de la répartition et de l'inégalité du revenu s'est confinée à l'étude de vastes régions géographiques — pays ou importantes entités administratives — tout simplement parce qu'on ne disposait que de données d'enquêtes annuelles à échantillonnage relativement restreint. Il était certes possible d'affiner l'échantillonnage géographique à l'aide des données du recensement, mais ceci, seulement une fois par décennie.

Depuis quelque temps, des données annuelles pour de petites régions géographiques sont disponibles de Statistique Canada. Ces données, tirées de dossiers fiscaux, ouvrent des voies nouvelles à la recherche économique sur les revenus. Dans ce rapport, nous explorons l'une d'elles en analysant l'inégalité de répartition du revenu chez les hommes et chez les femmes ainsi que les inégalités entre les répartitions du revenu des hommes et celles des femmes dans quatre agglomérations urbaines du Canada qui ont connu des fortunes économiques assez diverses pendant la période de 1969 à 1981. À partir de données sur les revenus d'emploi selon le sexe et le groupe d'âge, nous estimons les paramètres d'un modèle de répartition du revenu et calculons des indicateurs d'inégalité de répartition et d'inégalités entre répartitions. Nous examinons aussi les effets de certaines variables socio-économiques sur ces indicateurs. Les résultats montrent que le modèle de répartition du revenu et la base de données employés sont de puissants outils d'analyse et d'interprétation des inégalités de revenu.

2 — *La base de données administratives*

Nos fichiers-source ont été constitués à partir des fichiers T1 — déclarations de revenus des particuliers — de Revenu Canada Impôt. Pour la période de 1977 à 1981, nous avons utilisé les fichiers couvrant 100 p. 100 des déclarations; pour les années antérieures, nous avons utilisé les fichiers couvrant un échantillon de 10 p. 100 des déclarants.

Afin de vérifier la validité de cet échantillon, nous avons comparé pour 1977 les résultats obtenus de chacune de ces sources. Ceux-ci montrent que dans l'ensemble, les écarts ne sont pas significatifs et que prises globalement, les deux sources donnent des images cohérentes des revenus d'emploi des populations masculines et féminines et de l'évolution d'indicateurs tels que le coefficient de Gini, les coefficients d'inégalités entre répartitions du revenu des hommes et des femmes, le revenu moyen et la médiane du revenu estimés. Comme on pouvait s'y attendre, les différences d'échantillonnage font que les sommes des carrés des écarts entre données ajustées et observées sont plus importantes pour les résultats dérivés de l'échantillon de 10 p. 100 que pour les autres.

Le fichier des déclarations de revenus des particuliers couvre une très forte proportion de la population adulte et particulièrement de la population active. Quelque 80,2 p. 100 des citoyens de 15 ans ou plus ont présenté une déclaration de revenus pour l'exercice 1981. Dans une étude antérieure, Norris et Mussely [7] ont comparé le nombre d'individus ayant déclaré un revenu d'emploi dans leur déclaration fiscale — une variable approximant le nombre des personnes actives — aux données correspondantes du recensement. Les résultats de cette étude montrent que pour la population des 25 ans et plus, les deux sources sont presque identiques. Cependant, pour les moins de 25 ans, les données fiscales comptent près de 10 p. 100 de moins d'individus que les données du recensement.

Les fichiers fiscaux ont également l'avantage de fournir divers renseignements démographiques de base — âge, sexe, état civil — ainsi que des informations précises sur plusieurs sources de revenu. Ils renferment en outre des adresses postales complètes qui permettent de faire des totalisations pour de petites zones géographiques.

Par contre, il faut admettre qu'une certaine proportion des personnes à faible revenu ne font probablement pas de déclaration, n'y étant pas obligées. Une comparaison avec les données du recensement pour 1980 chiffre à quelque 10 p. 100 la perte de couverture dans la catégorie des revenus d'emploi de moins de \$3 000; l'écart n'est que de 1 p. 100 pour les revenus de plus de \$3 000. Enfin, les fréquentes modifications apportées à la fiscalité posent le problème de la comparabilité chronologique des statistiques tirées de données fiscales. Ainsi l'entrée en vigueur du programme de crédit d'impôt pour enfants en 1978 a accru de 10 p. 100 le nombre des déclarants : pour y avoir droit, un des deux parents, généralement la mère, doit faire une déclaration de revenus même si elle n'a aucun revenu propre. Beaucoup de ces nouveaux déclarants n'ont pas de revenu d'emploi, mais un certain nombre déclarent de petites sommes. D'où un accroissement du poids des bas revenus d'emploi dans les répartitions et, partant, de l'inégalité de répartition du revenu.

3 — *Choix des quatre agglomérations urbaines*

Cette étude s'inscrit dans une recherche plus vaste qui vise à élaborer et à valider des données sur le revenu tirées des fichiers fiscaux. Un des objectifs de cette recherche est d'appliquer la théorie et un modèle de répartition du revenu à des données fiscales pour en juger l'utilité pour l'analyse socio-économique des petites régions géographiques. Le recensement de la population fournit des données détaillées sur le revenu, mais seulement une fois tous les dix ans. Des enquêtes sur le revenu sont effectuées tous les ans, mais ne produisent que très peu de données au niveau infra-provincial. Donc, lors du choix des régions pour l'étude, nous nous sommes intéressés à de petites régions métropolitaines de recensement (RMR). Nous en avons choisi quatre — Chicoutimi-Jonquière (Québec), London (Ontario), Saskatoon (Saskatchewan) et Sudbury (Ontario) — qui offrent un assez vaste éventail de structures socio-économiques et ont connu des évolutions économiques et démographiques diverses au cours des années 1970, la période qui nous intéresse.

On trouvera au tableau 1 des renseignements généraux sur ces quatre agglomérations, pour les années de recensement 1971 et 1981. À titre de comparaison, la même information pour l'ensemble du Canada est aussi présentée.

Remarquons d'abord que la croissance démographique de ces quatre régions a été plutôt inégale pendant les années 1970. Alors qu'à Saskatoon, la population croissait de 22 p. 100, soit près de deux fois plus vite que la moyenne nationale, Sudbury perdait 4,9 p. 100 de ses habitants. Chicoutimi-Jonquière et London affichent des taux de croissance modérés¹. Signalons qu'en 1981, les effectifs démographiques de ces régions allaient de 137 200 personnes à Chicoutimi-Jonquière à 283 700 à London.

La répartition des âges est différente, elle aussi, de région en région. En 1981 comme en 1971, Chicoutimi-Jonquière et Sudbury ont une population plus jeune que les deux autres agglomérations et que le pays dans son ensemble. On notera que la population canadienne a beaucoup vieilli au cours des années 1970, ce qui est également vrai de nos quatre agglomérations. À Sudbury, où la croissance de la population totale fut négative, on remarque un accroissement très significatif des 65 ans et plus. À Saskatoon, par contre, le poids des 65 ans et plus n'a que très légèrement augmenté, alors que la population totale a crû plutôt rapidement.

1. Ces taux de croissance sont fondés sur des définitions normalisées des régions métropolitaines de recensement pour les recensements de 1971 et 1981.

On observe également des écarts assez marqués entre les régions en ce qui concerne les taux d'activité de la population. En particulier, à Chicoutimi-Jonquière, autant chez les hommes que chez les femmes, le taux d'activité est plus faible, en 1971 ainsi qu'en 1981, que dans les autres régions. Le taux d'activité des femmes augmente partout pendant cette période, mais celui des hommes évolue diversement : il augmente à Chicoutimi-Jonquière et à Saskatoon, diminue à Sudbury et reste à peu près stable à London.

- Le taux de chômage est la dernière variable prise en considération dans le tableau 1. Là encore, Chicoutimi-Jonquière se singularise, affichant un taux assez élevé autant chez les hommes que chez les femmes. On remarque également que le taux de chômage chez les femmes est nettement supérieur à celui des hommes à Sudbury, tandis qu'ailleurs, il ne l'est que légèrement. Pour l'ensemble du Canada, le taux de chômage est légèrement plus faible en 1981 qu'en 1971. Là encore, les tendances diffèrent d'une région à l'autre : le taux de chômage croît de façon notable à Sudbury et décroît sensiblement à Saskatoon. Fait à noter, ces deux agglomérations sont aussi celles qui subissent les évolutions démographiques les plus marquées : déclin à Sudbury, accroissement à Saskatoon.

On se rappellera également que deux des quatre agglomérations étudiées sont chacune dominées par une industrie. À Sudbury, l'extraction du nickel et du cuivre domine l'économie régionale alors qu'à Chicoutimi-Jonquière, la production de l'aluminium est importante. Aussi, l'extraction de la potasse influence l'économie de la région de Saskatoon.

4 — *Le modèle de répartition du revenu et les indicateurs d'inégalité de répartition et d'inégalités entre répartitions*

Le modèle de répartition du revenu introduit par Dagum [1], [2] et [6] est ajusté aux répartitions observées en utilisant la méthode non linéaire des moindres carrés pour en estimer les paramètres, ceci au moyen d'un algorithme itératif qui minimise la somme des carrés des écarts entre les valeurs observées et ajustées [5]. L'expression mathématique du modèle à trois paramètres (type I) est la suivante :

$$F(x) = (1 + \lambda x^{-\delta})^{-\beta}, (\beta, \lambda, \delta) > 0, x > 0, \tag{1}$$

Ce modèle correspond au cas où le revenu peut prendre des valeurs dans l'intervalle $(0, \infty)$. L'expression mathématique du modèle à quatre paramètres (types II et III) est la suivante :

$$F(x) = \alpha + (1 - \alpha) (1 + \lambda x^{-\delta})^{-\beta}, (\beta, \lambda, \delta) > 0, \tag{2}$$

tel que $x > 0$ si $0 < \alpha < 1$, et $x > x_0 > 0$ si $\alpha < 0$, où x_0 satisfait à l'équation $F(x_0) = 0$. Le modèle type II ($0 < \alpha < 1$) correspond au cas où on observe un pourcentage fini d'unités économiques qui ont un revenu nul ou négatif. Le modèle de type III ($\alpha < 0$) correspond au cas où tous les

revenus sont positifs et supérieurs au seuil x_0 . Les modèles à trois et à quatre paramètres ont été ajustés aux répartitions observées. On a retenu l'un ou l'autre en fonction de la qualité de l'ajustement obtenu.

Le coefficient de Gini est obtenu à partir du modèle ajusté. Ce coefficient est un indicateur d'inégalité interne de répartition du revenu d'emploi, c'est-à-dire, une mesure d'inégalité intra-répartition. On l'obtient pour les hommes et les femmes séparément pour chaque année de l'étude, par région et par groupe d'âge.

On obtient en plus un indicateur d'écart entre la répartition du revenu des hommes et celle des femmes, c'est-à-dire une mesure d'inégalité inter-répartition pour chaque année de l'étude, par région et par groupe d'âge. Cet indicateur fut introduit par Dagum [3], [4] comme un rapport différentiel D dont l'expression mathématique est :

$$D = (d - d^*) / (\Delta - d^*), \quad (3)$$

c'est-à-dire, une mesure normalisée et sans dimension de l'inégalité entre deux répartitions. Avant de définir mathématiquement les symboles du membre de droite de l'équation (3), nous définissons le système de notations utilisé.

Étant donné deux populations ayant des revenus d'emploi, celle dont le revenu moyen est supérieur — la plus riche, donc — se voit attribuer l'indice 2 ; l'indice 1 est réservé à la moins riche. Donc, pour $i = 1, 2$, X_i correspond à la variable revenu de la i ème population, $F_i = F_i(x) = P(X_i < x_i)$ correspond à la répartition cumulée des revenus et $E_i(X) = E(X_i)$ correspond à l'espérance mathématique, ou revenu moyen de la i ème population. Alors, lorsque l'indice i ($i = 1, 2$) est rattaché à l'opérateur d'espérance mathématique, celle-ci s'effectue en rapport à la i ème fonction de répartition, c'est-à-dire, le facteur de pondération est la i ème fonction de répartition.

En respectant les conventions ci-dessus, nous pouvons maintenant définir les symboles du membre de droite de l'équation (3) :

$$\begin{aligned} d &= E(X_2 - X_1 | X_2 > X_1, E(X_2) > E(X_1)), \\ &= E_1(XF_2) + E_2(XF_1) - E_1(X) \end{aligned} \quad (4)$$

et

$$d_i^* = 2E_i(XF_i) - E_i(X), \quad i = 1, 2, \quad (5)$$

c'est-à-dire, la valeur de d sous l'hypothèse nulle de répartition identique des variables revenus, représentée par la répartition cumulée $F_i(x)$, et

$$d^* = \min(d_1^*, d_2^*). \quad (6)$$

Le symbole Δ correspond à l'écart moyen de Gini entre deux répartitions, soit

$$\Delta = E(|X_2 - X_1|). \quad (7)$$

Des équations (3) à (7) et de l'hypothèse que $d_1^* < d_2^*$, on déduit que

$$D = \frac{E_1(XF_2) + E_2(XF_1) - 2E_1(XF_1)}{2E_1(XF_2) + 2E_2(XF_1) - 2E_1(XF_1) - E_2(X)} \quad (8)$$

Ce coefficient D des écarts entre répartitions du revenu ou rapport différentiel du revenu peut être tiré des répartitions ajustées — estimation paramétrique — ou des répartitions observées — estimation non paramétrique. Pour les modèles dont l'expression mathématique est représentée par les équations (1) et (2), les formules des espérances mathématiques figurant à droite de l'équation (8) sont données dans Dagum [3].

5 — *Inégalités entre répartitions du revenu des hommes et des femmes, et inégalité de répartition selon le sexe, selon la région*

Nous avons ajusté le modèle de Dagum aux répartitions des revenus d'emploi des populations masculines et féminines de chaque région étudiée, en distinguant les groupes d'âge suivants : (i) 20 à 29 ans ; (ii) 30 à 54 ans ; (iii) 15 ans et plus (tous les âges). Les autres groupes (moins de 20 ans et 55 ans et plus) n'ont pas été traités séparément en raison de la petite taille des échantillons.

On a fait les calculs et l'ajustement pour toutes les années impaires de la période 1969-1981, ainsi que pour 1970 et 1980 afin d'être en mesure de faire la comparaison éventuelle avec les données du recensement.

Le rapport différentiel D du revenu entre hommes et femmes a été calculé pour chacun des trois groupes d'âge dans chaque région (graphiques 1 à 4). De même, on a calculé le coefficient de Gini de chaque répartition par groupe d'âge, par région et par sexe (graphiques 5 à 8).

Au cours de la période, pour chaque groupe d'âge, le coefficient de Dagum — rapport différentiel D entre la répartition du revenu des hommes et celle des femmes — tend à baisser légèrement à London ; il est stationnaire dans tous les autres cas, à une exception près : le groupe des 20 à 29 ans de Chicoutimi-Jonquière, pour lequel on remarque une légère tendance à la hausse. Dans chaque région, le groupe des 20 à 29 ans affiche d'ailleurs le plus petit coefficient de Dagum d'année en année. Suit la catégorie « tous âges ». Le coefficient de Dagum le plus élevé appartient d'année en année au groupe des 30 à 54 ans, exception faite de Chicoutimi-Jonquière en 1970, où le coefficient « tous âges » lui est supérieur. Signalons toutefois que le rapport Dagum de chacun des groupes d'âge dans chaque région et pour chacune des années est extrêmement élevé, preuve de l'existence de fortes disparités entre les répartitions du revenu des hommes et celles des femmes. La segmentation du marché du travail selon le type d'activité explique partiellement ce phénomène : une

assez forte proportion de la population active féminine occupe à salaires relativement faibles des emplois dans l'administration, la vente, les services, etc. Ces occupations sont aussi caractérisées par leur nombre élevé d'emplois à temps partiel. Cette segmentation tient surtout aux différentes accumulations du capital humain que détiennent les populations actives féminines et masculines. Mentionnons enfin que c'est chez les travailleurs dans la force de l'âge, c'est-à-dire chez les 30 à 54 ans, qu'on retrouve les coefficients de Dagum les plus élevés. L'hypothèse nulle du rapport différentiel égal à zéro, c'est-à-dire $H : D = 0$, est rejetée dans tous les cas, même au seuil de signification de 0,0001.

En ce qui concerne les mesures d'inégalité intra-répartition du revenu — les coefficients de Gini —, les graphiques 5 à 8 montrent que chez les femmes, elles sont supérieures de façon systématique aux coefficients de Gini des hommes pour chaque groupe d'âge et, dans l'ensemble, elles se regroupent à un niveau plus élevé que les coefficients de Gini de ceux-ci.

À l'exception de Saskatoon, où ils sont plutôt stables au cours de la période pour les hommes et les femmes par groupe d'âge, les coefficients de Gini des autres régions manifestent une légère tendance à la hausse, ce qui signifie que l'inégalité intra-répartition du revenu augmente avec le temps. On observe quelques croisements des courbes, mais en général, les coefficients de Gini les plus élevés par région sont ceux de la population totale des femmes; viennent ensuite ceux des femmes de 30 à 54 ans et ceux des femmes de 20 à 29 ans.

Les coefficients de Gini des hommes par région montrent des tendances différentes. À Chicoutimi-Jonquière, les coefficients de l'ensemble de la population masculine sont entièrement encadrés par ceux des 30 à 54 ans et ceux des 20 à 29 ans. À London et à Saskatoon, les coefficients de Gini correspondant à la population totale des hommes sont systématiquement supérieurs à ceux des 20 à 29 ans alors que ces derniers sont supérieurs à ceux des 30 à 54 ans. Même phénomène à Sudbury, sauf en 1979 et en 1981, où les coefficients de Gini des 20 à 29 ans sont supérieurs à ceux de la population totale des hommes.

Contrairement à ce qui s'observe chez les femmes, les coefficients de Gini des hommes de 30 à 54 ans sont inférieurs aux autres groupes d'âge ce qui traduit une moindre inégalité de répartition du revenu. Ceci est le reflet d'une population adulte stable jouissant d'une structure d'emploi et d'une répartition du capital humain également stables, alors que du côté des femmes, il existe un processus dynamique en train de changer les structures occupationnelles et salariales.

6 — *Tentative d'explication économique des tendances d'inégalités du revenu*

L'évolution chronologique des coefficients de Dagum et de Gini dans chacune des agglomérations urbaines étudiées peut être tributaire de

forces socio-économiques régionales, elles-mêmes influencées par les tendances et les cycles de l'économie canadienne. En plus, pour Chicoutimi-Jonquière, Saskatoon et Sudbury, les inégalités du revenu sont peut-être également fonction de l'évolution des marchés internationaux d'un produit dominant, soit l'aluminium, la potasse et le nickel respectivement.

Pour tenter d'expliquer l'évolution des indicateurs d'inégalités, nous avons retenu une série d'indicateurs socio-économiques se rapportant soit directement aux agglomérations à l'étude, soit à l'économie nationale. La période étudiée étant relativement courte, 12 ans, et le nombre d'observations plutôt restreint, seulement 9, les résultats de l'analyse ne sont qu'une approximation. Le peu de données socio-indicatrices annuelles au niveau de la région métropolitaine de recensement est un handicap à l'analyse économétrique de l'évolution des rapports de Dagum et de Gini de chaque région. Nous avons donc complété par des données au niveau national, nos données sur les économies régionales et, le cas échéant, l'industrie dominante de chaque région. Cette tentative d'explication des inégalités de revenus demeure quand même très indicative, étant donné la faiblesse des données utilisées.

Pour chacune des agglomérations urbaines, les coefficients de Dagum — rapports différentiels D entre la répartition du revenu des hommes et celle des femmes — et les coefficients de Gini — inégalité intra-répartition du revenu chez les hommes (GM) et chez les femmes (GF) — sont spécifiés en fonction des logarithmes des variables socio-économiques régionales et canadiennes. Le taux de chômage est la seule variable utilisée telle quelle. Nous n'examinons ici que les mesures d'inégalité se rapportant à la catégorie « tous âges ». Au total, quinze variables explicatives entrent dans nos douze équations de régression. Ce sont :

1. au niveau régional :

- a. *ALUM* : nombre d'employés dans l'industrie de la fonte et de l'affinage (C.A.É. 295) au Québec (substitut à la production d'aluminium à Chicoutimi-Jonquière) ;
- b. *NICU* : minerai de nickel-cuivre extrait (C.A.É. 0592) au Canada, en millions de tonnes métriques (substitut à la production de nickel à Sudbury) ;
- c. *VC* : valeur de la construction, en millions de dollars de 1981 ;
- d. *VIC* : valeur de la construction industrielle, en millions de dollars de 1981 ;
- e. *BP* : nombre de permis de construction émis, en milliers ;

2. Depuis 1976, on publie des données sur le taux de chômage à l'échelle de la région métropolitaine.

- f. *EI*: indice de l'emploi, 1961 = 100²;
 - g. *EM1*: hommes employés à la fabrication dans l'industrie manufacturière;
 - h. *EM2*: hommes employés à d'autres tâches dans l'industrie manufacturière;
 - i. *EF2*: femmes employées à d'autres tâches dans l'industrie manufacturière;
2. au niveau national:
- a. *UR*: taux de chômage, en pourcentage;
 - b. *GNPCAP*: produit national brut par tête, en dollars de 1971;
 - c. *GFCFCAP*: formation brute de capital fixe par tête, en dollars de 1971;
 - d. *PECAP*: dépenses personnelles par tête, en dollars de 1971;
 - e. *CPI*: indice des prix à la consommation, 1981 = 100.
3. les variables dépendantes sont les suivantes:
- a. *D*: coefficient de Dagum mesurant l'écart entre la répartition du revenu d'emploi des hommes et celle des femmes, pour tous les âges;
 - b. *GM*: coefficient de Gini de l'inégalité de répartition du revenu d'emploi chez les hommes de tout âge;
 - c. *GF*: coefficient de Gini de l'inégalité de répartition du revenu d'emploi chez les femmes de tout âge.

Pour distinguer les agglomérations urbaines, nous avons utilisé les symboles *CHJ* pour Chicoutimi-Jonquière, *LON* pour London, *SAS* pour Saskatoon et *SUD* pour Sudbury. Les équations de régression estimées sont présentées ci-dessous; le chiffre entre parenthèses correspond au *t* de Student; chaque régression compte neuf observations:

$$D.CHJ = -3,052 - 0,069 \log VC.CHJ + 0,459 \log EM1.CHJ,$$

(-2,13)
(2,69)

$$R^2 = 0,674,$$

$$F(2,6) = 6,21;$$

$$GM.CHJ = -0,629 + 0,092 \log ALUM + 0,082 \log GNPCAP,$$

(2,27)
(4,03)

$$R^2 = 0,945,$$

$$F(2,6) = 52,02;$$

$$GF.CHJ = -1,916 + 0,223 \log ALUM + 0,202 \log GNPCAP,$$

(1,16) (2,10)

$$R^2 = 0,822,$$

$$F(2,6) = 13,89;$$

$$D.LON = -0,855 + 0,529 \log EI.LON - 0,235 \log CPI,$$

(4,20) (-8,99)

$$R^2 = 0,987,$$

$$F(2,6) = 229,02;$$

$$GM.LON = 0,186 - 0,131 \log PECAP + 0,168 \log GFCFCAP$$

(-3,38) (5,34)

$$+ 0,006 UR,$$

(4,30)

$$R^2 = 0,986,$$

$$F(3,5) = 116,84;$$

$$GF.LON = -0,604 + 0,116 \log GNPCAP,$$

(8,49)

$$R^2 = 0,911,$$

$$F(1,7) = 72,09;$$

$$D.SAS = 2,139 - 0,198 \log EM2.SAS,$$

(-2,42)

$$R^2 = 0,456,$$

$$F(1,7) = 5,86;$$

$$GM.SAS = 0,362 - 0,004 \log BP.SAS,$$

(-1,68)

$$R^2 = 0,287,$$

$$F(1,7) = 2,82;$$

$$GF.SAS = 0,929 - 0,112 \log EI.SAS - 0,206 \log EM2.SAS$$

(-2,90) (-3,09)

$$+ 0,241 \log EF2.SAS$$

(4,53)

$$R^2 = 0,883,$$

$$F(3,5) = 12,56;$$

$$D.SUD = 0,573 + 0,087 \log NICU,$$

(7,52)

$$R^2 = 0,890,$$

$$F(1,7) = 56,48;$$

$$GM.SUD = 1,407 - 0,031 \log EM1.SUD - 0,057 \log NICU$$

(-3,03) (-6,53)

$$- 0,079 \log GNPCAP,$$

(-3,39)

$$R^2 = 0,972,$$

$$F(3,5) = 58,03;$$

$$GF.SUD = -0,359 - 0,030 \log NICU + 0,105 \log GNPCAP,$$

$$(-1,56) \quad (1,81)$$

$$R^2 = 0,796,$$

$$F(2,6) = 11,69.$$

Bien que les variables macroéconomiques soient fortement corrélées, les équations estimées satisfont au test de la qualité de l'ajustement au seuil de signification de 5 p. 100, exception faite du coefficient de Gini de la population masculine de Saskatoon³. Des 23 variables indépendantes, 16 sont significatives au seuil de 5 p. 100 et, 19 à celui de 10 p. 100.

Pour la région de Chicoutimi-Jonquière, une augmentation de la valeur de la construction fait diminuer le coefficient de Dagum alors que, comme on pouvait s'y attendre, lorsque le nombre des hommes employés à la fabrication manufacturière augmente, le coefficient s'accroît aussi. La valeur de la construction peut contribuer à changer la structure de l'emploi chez les femmes et ainsi diminuer les écarts de revenu entre les deux sexes. Cette variable peut être le reflet de forces dynamiques plus fondamentales responsables pour son accroissement tel le secteur de l'aluminium avec lequel elle est d'ailleurs corrélée. Les coefficients de Gini des populations masculines et féminines sont des fonctions croissantes des niveaux d'activité aussi bien à Chicoutimi-Jonquière — l'industrie de l'aluminium servant d'étalon — qu'au Canada — l'indicateur étant alors le P.N.B. par tête. Les signes positifs des coefficients de ces deux variables signalent peut-être alors un certain degré de progrès technologique qui aurait accru la demande de main-d'oeuvre qualifiée masculine et féminine et aurait ainsi fait augmenter le coefficient de Gini.

La qualité de l'ajustement des trois équations estimées pour la région de London est excellente, comme en témoigne la statistique F correspondante. Pour toutes les variables spécifiées, d'ailleurs, l'hypothèse nulle est rejetée aussi bien au seuil de 2 p. 100 que de 5 p. 100. Le coefficient *D* est une fonction croissante de l'indice de l'emploi et décroissante de l'indice des prix à la consommation, et ces deux variables sont fortement corrélées. La dépense personnelle par tête a un effet égalisateur sur le coefficient de Gini de la population masculine, tandis que la formation brute de capital fixe par tête et le taux de chômage ont une incidence inverse. Le coefficient de Gini de la population féminine est une fonction croissante du P.N.B. par tête, variable qui, en tant que substitut à la demande de main-d'oeuvre féminine qualifiée, tendrait à élargir les inégalités de revenu.

Dans la région de Saskatoon, on observe une très forte corrélation entre le nombre d'hommes employés à des activités autres que la fabrica-

3. Au seuil de signification de 5 p. 100, les F critiques sont: $F(1,7) = 5,59$; $F(2,6) = 5,14$; et $F(3,5) = 5,41$.

tion dans le secteur manufacturier et le nombre correspondant de femmes. La première de ces deux variables peut même être considérée comme un substitut à la seconde pour expliquer la diminution du coefficient de Dagum par rapport à cette variable. Le nombre des permis de construction est la variable la plus fortement corrélée avec le coefficient de Gini de la population masculine, mais il l'est à un degré très faible — $r = 0,536$: ce coefficient de Gini est en fait presque constant pendant toute la période étudiée. Le coefficient de Gini de la population féminine est une fonction croissante du nombre de femmes employées à d'autres activités dans le secteur manufacturier et décroissante de l'indice de l'emploi et du nombre des hommes employés à d'autres activités dans le secteur manufacturier.

Le niveau d'activité dans l'industrie du nickel-cuivre est une variable explicative importante dans les trois régressions estimées pour Sudbury. À cause de son importance sur l'emploi masculin, cette variable influe de façon positive sur le coefficient D et négative sur le coefficient de Gini de la population masculine. Le P.N.B. par tête et le nombre des hommes employés à des activités de fabrication ont aussi un effet égalisateur sur la répartition du revenu au sein de la population masculine. Chez les femmes, une hausse de l'activité dans l'industrie du nickel-cuivre tend à faire baisser le coefficient de Gini en stimulant le secteur des services, qui embauche de la main-d'oeuvre féminine non qualifiée, tandis que le P.N.B. par tête a pour effet d'élargir les inégalités, c'est-à-dire d'accroître le coefficient de Gini, peut-être en intensifiant la demande de main-d'oeuvre féminine qualifiée.

7 — Conclusions

Dans ce rapport, nous avons examiné l'évolution des inégalités de revenu dans quatre agglomérations urbaines du Canada par estimation d'un modèle paramétrique de la répartition du revenu et détermination de mesures d'inégalité observées entre les répartitions des hommes et des femmes touchant un revenu d'emploi et au sein de chacune de ces deux populations. L'évolution chronologique de ces mesures d'inégalité a ensuite été reliée aux variations d'un ensemble d'indicateurs économiques régionaux et nationaux susceptible de représenter au moins approximativement les forces socio-économiques pouvant expliquer ces écarts.

Nous avons ainsi pu constater que dans deux agglomérations (Chicoutimi-Jonquière et Sudbury), le degré d'inégalité semble dépendre du niveau d'activité de l'industrie dominante, alors qu'à Saskatoon, l'industrie de la potasse ne paraît pas exercer d'influence sensible.

Enfin, deux remarques s'imposent. Premièrement, nos douze régressions doivent être interprétées *cum grano salis* en raison du petit nombre

d'observations et du risque assez élevé de corrélation des séries chronologiques même après transformation logarithmique. Il faudra de toute évidence pousser plus loin les recherches pour mieux expliquer le niveau et l'évolution des inégalités de revenu. Deuxièmement, notre recherche atteste de l'utilité des données administratives comme celles tirées des déclarations de revenus des particuliers pour l'étude statistique de petites régions géographiques, à propos desquelles nous ne disposons par ailleurs que des données du recensement. Comme un recensement complet n'est effectué qu'une fois tous les dix ans et que les recensements quinquennaux recueillent une partie seulement des données économiques et démographiques de base, la recherche sur ces petites régions est souvent handicapée par une pénurie de données. Notre étude n'est qu'un premier effort de compréhension des inégalités de revenu entre les hommes et les femmes à une échelle géographique fine, et nous espérons qu'elle sera poursuivie.

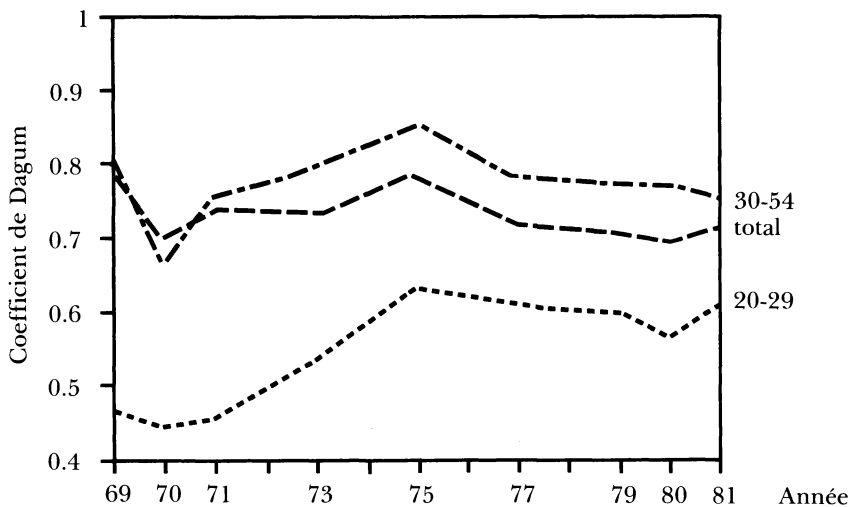
TABLEAU 1
QUELQUES CARACTÉRISTIQUES DES AGGLOMÉRATIONS URBAINES ÉTUDIÉES

Indicateurs socio-économiques	Chicoutimi-Jonquière	London	Saskatoon	Sudbury	Canada
Population en 1971 ('000)	126,4	253,0	126,5	157,7	21 568,3
Population en 1981 ('000)	137,2	283,7	154,2	149,9	24 343,2
Variation 1971-1981 (%)	8,5	12,1	22,0	-4,9	12,9
Répartition par âge (%)					
1971: 0-14	32,5	27,7	29,1	33,1	29,6
15-64	63,3	63,6	61,9	62,9	62,3
65+	4,2	8,7	9,0	4,0	8,1
1981: 0-14	24,0	20,9	22,2	24,7	22,5
15-64	70,0	69,0	68,3	68,2	67,8
65+	6,0	10,1	9,5	7,1	9,7
Taux d'activité (%)					
1971: Hommes	66,6	81,0	78,7	82,5	76,4
Femmes	28,1	47,3	44,4	37,3	39,9
Total	47,2	69,5	60,8	60,9	58,0
1981: Hommes	74,3	81,0	81,5	75,8	78,2
Femmes	39,3	58,3	57,9	47,9	51,8
Total	56,6	69,1	69,1	61,7	64,8
Taux de chômage (%)					
1971: Hommes	14,7	5,7	8,1	4,5	7,3
Femmes	15,5	7,5	9,7	10,0	8,8
Total	15,0	6,5	8,7	6,2	7,9
1981: Hommes	13,5	5,7	5,3	6,4	6,5
Femmes	20,0	7,1	7,0	10,8	8,7
Total	15,8	6,3	6,1	8,2	7,4

SOURCE: Recensement du Canada de 1971 et 1981.

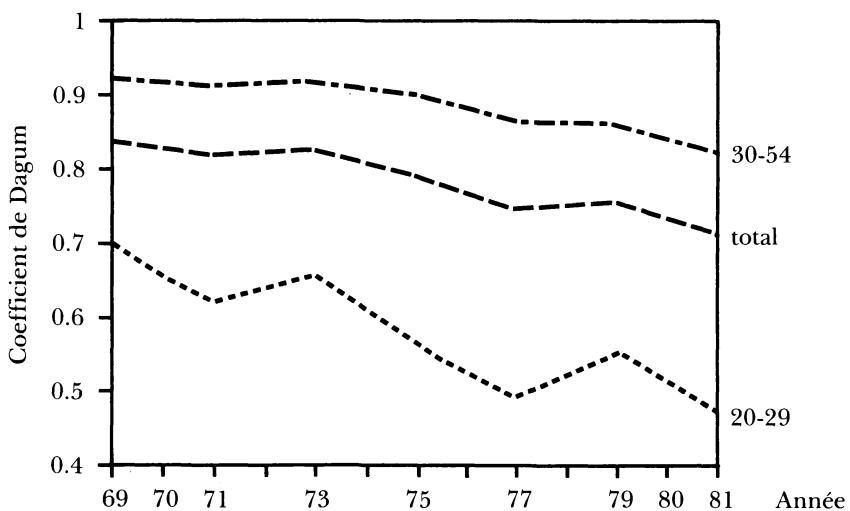
GRAPHIQUE 1

COEFFICIENTS DE DAGUM SELON LE GROUPE D'ÂGE, CHICOUTIMI-JONQUIÈRE

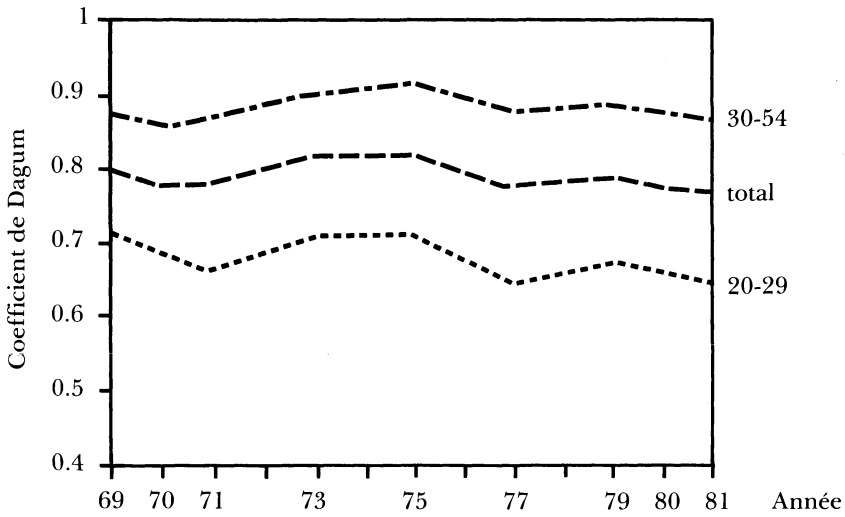


GRAPHIQUE 2

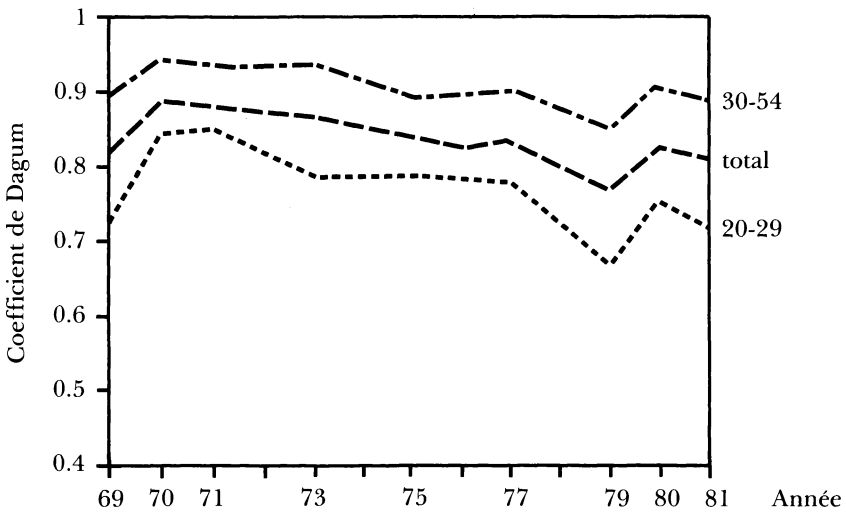
COEFFICIENTS DE DAGUM SELON LE GROUPE D'ÂGE, LONDON



GRAPHIQUE 3
COEFFICIENTS DE DAGUM SELON LE GROUPE D'ÂGE, SASKATOON

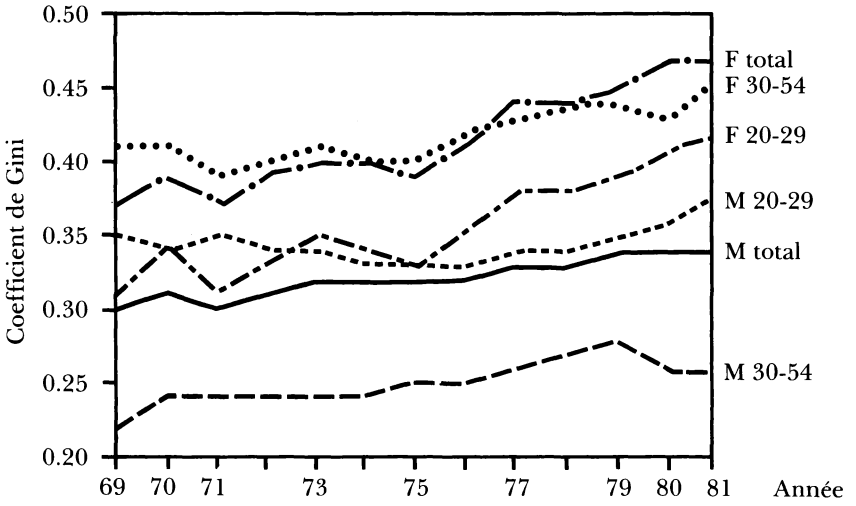


GRAPHIQUE 4
COEFFICIENTS DE DAGUM SELON LE GROUPE D'ÂGE, SUDBURY



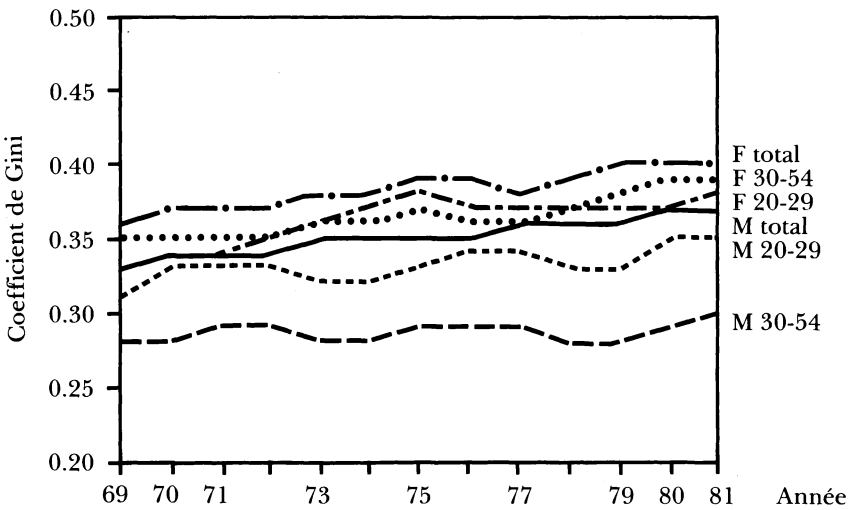
GRAPHIQUE 5

COEFFICIENTS DE GINI SELON LE SEXE ET LE GROUPE D'ÂGE, CHICOUTIMI-JONQUIÈRE



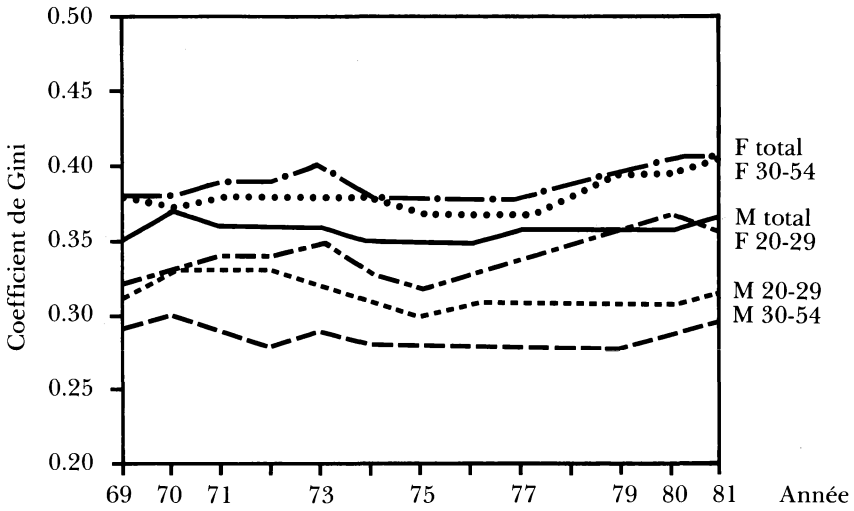
GRAPHIQUE 6

COEFFICIENTS DE GINI SELON LE SEXE ET LE GROUPE D'ÂGE, LONDON



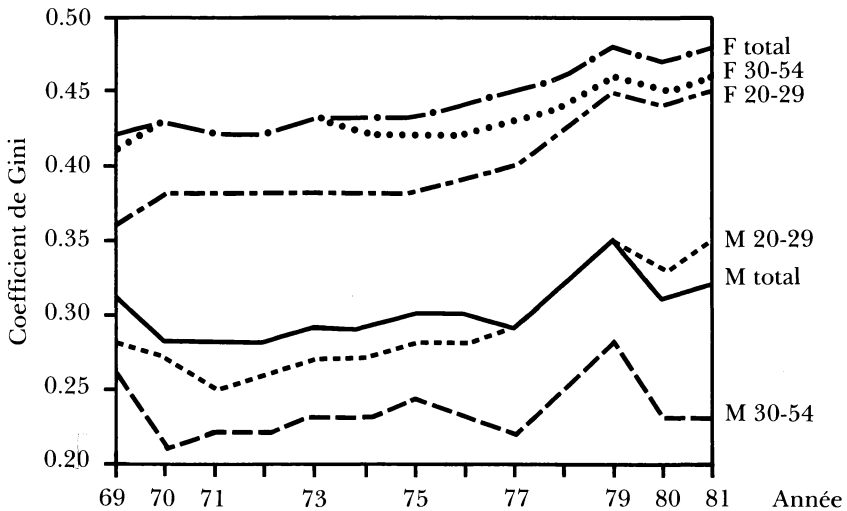
GRAPHIQUE 7

COEFFICIENTS DE GINI SELON LE SEXE ET LE GROUPE D'ÂGE, SASKATOON



GRAPHIQUE 8

COEFFICIENTS DE GINI SELON LE SEXE ET LE GROUPE D'ÂGE, SUDBURY



BIBLIOGRAPHIE

- DAGUM, C., « A New Model of Personal Income Distribution : Specification and Estimation », *Économie Appliquée*, XXX(3), 1977, 413-436.
- DAGUM, C., « The Generation and Distribution of Income, the Lorenz Curve and the GINI RATIO », *Économie Appliquée*, XXXIII(2), 1980, 327-367.
- DAGUM, C., « Inequality Measures Between Income Distributions With Applications », *Econometrica*, 48(7), 1980, 1791-1803.
- DAGUM, C., « Male-Female Income Differential in Canada », *Proceedings of the American Statistical Association, Business and Economics Section*, 142nd Meeting, 1982, 426-430.
- DAGUM, C., CHIU, K., GUNARATNE, L.L. ET BARLETTI, B., *Econometric Package for Income Distribution (EPID)*, Université d'Ottawa et Division de recherche et analyse des séries chronologiques, Statistique Canada, 1983.
- DAGUM, C., « Income Distribution Models », *Encyclopedia of Statistical Sciences*, IV, Johnson, N.L. and Kotz (éd.), New York: John Wiley and Sons, 1983, 27-34.
- NORRIS, D. ET MUSSELY, A., « A Measure of Annual Work Experience Using Individual Income Tax Records — Some Initial Results », *Statistics of Income and Related Administrative Record Research: 1981*, Department of the Treasury, Internal Revenue Service, Statistics of Income Division, octobre 1983, 215-219.