

L'offre de travail et la disparité occupationnelle des salaires en longue période

Gérald Marion

Volume 39, numéro 2, juillet–septembre 1963

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/1002729ar>

DOI : <https://doi.org/10.7202/1002729ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (imprimé)

1710-3991 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Citer cet article

Marion, G. (1963). L'offre de travail et la disparité occupationnelle des salaires en longue période. *L'Actualité économique*, 39(2), 199–239.
<https://doi.org/10.7202/1002729ar>

L'offre de travail et la disparité occupationnelle des salaires en longue période

Le Professeur Jean Lhomme dit des inégalités de salaires suivant les qualifications professionnelles qu'elles sont traditionnelles ; mais il ajoute qu'un mouvement puissant se dessine, qui tend à réduire les différences entre la rémunération des qualifiés et des non-qualifiés¹. Clark Kerr² abonde dans le même sens, lorsqu'il affirme qu'aux États-Unis³, en Europe occidentale, en Australie⁴, en Nouvelle-Zélande⁵ et au Royaume-Uni⁶, il y a eu écrasement dans la hiérarchie des salaires, durant le dernier demi-siècle ou, tout au moins, au cours des dernières décennies. Il convient, toutefois, de nuancer cette affirmation générale en mentionnant l'exception que constitue le Danemark, et

1. Jean Lhomme, *La Politique sociale de l'Angleterre contemporaine*, Presses Universitaires de France, Paris, p. 244.

2. C. Kerr, « Wage Relationships — The Comparative Impact of Market and Power Force », dans J.-T. Dunlop (éd.), *The Theory of Wage Determination*, Mac-Millan, 1957.

3. Stanley Lebergott, « Wage Structures », *Review of Economics and Statistics*, nov. 1947 ; Harry Ober, « Occupational Wage Differentials », 1907-1944, *Monthly Labor Review*, août 1948 ; Paul Keat, « Long Run Changes Occupational Wage Structure, 1900-1956 », *The Journal of Political Economy*, déc. 1960 ; Philip-W. Bell, « Cyclical Variations and Trends in Occupational Wage Differentials in American Industries since 1914 », *Review of Economics and Statistics*, nov. 1951 ; Toivo Koninen, « Occupational Wage Relationships in Manufacturing », *Monthly Labor Review*, nov. 1953. Il faut préciser que certains de ces auteurs, cependant, apportent des conclusions nuancées quant à l'écart des salaires en longue période. Par contre, les positions de Ober et de Keat sont nettes.

4. D.-W. Oxman, « The Relations of Unskilled to Skilled Wage Rates in Australia », *Economic Record*, juin 1950.

5. Rapport général, Bureau International du Travail, p. 85, (1948), cité par Kerr, *op. cit.*

6. A.-J.-C. Knowles et D.-J. Robinson, « Differences between the Wages of Skilled and Unskilled Workers 1880-1950 », *Oxford Institute of Statistics*, avril 1951.

les résultats beaucoup moins monolithiques obtenus en France par les professeurs Jean Marchal et Jacques Lecaillon ⁷.

Pour notre part, nous nous proposons, dans le présent article, d'abord d'étudier l'évolution de longue période de la disparité occupationnelle des salaires au Canada et, ensuite, de vérifier l'hypothèse selon laquelle les changements pluriennaux dans la persistance scolaire seraient à la base de cette évolution. Le calcul de la disparité sera limité au groupe des travailleurs manuels composé de manœuvres, de semi-qualifiés et de travailleurs qualifiés ⁸. Pour la présente étude, il n'est pas nécessaire de faire de distinction rigoureuse entre ces différentes catégories ; il nous arrivera, à l'occasion, d'identifier certaines tâches accomplies par des travailleurs qualifiés, afin d'établir des marges de qualification par rapport aux non-qualifiés.

Aux informations globales sur l'évolution polyennale de la hiérarchie des salaires pour l'ensemble du Canada, nous ajouterons une statistique relative aux écarts de salaires existant à l'intérieur de régions particulières. Comme nous l'expliciterons davantage plus loin, l'intérêt à ventiler les informations globales revêt un important aspect méthodologique.

Cependant, avant de procéder à ces évaluations, nous traiterons une importante question préalable se rapportant à la technique qui doit être utilisée pour mesurer les écarts de salaires.

*
* * *

Il existe deux méthodes de mesure de la disparité des salaires : la méthode des différences relatives et la méthode des disparités absolues.

Dépourvée de toute complexité, la mesure relative ne consiste qu'à calculer la disparité occupationnelle en établissant le taux de rémunération des travailleurs qualifiés ou professionnels en pourcentage de celui

7. Jean Marchal et Jacques Lecaillon, *La Répartition des Revenus*, Librairie de Médecis, 1958, p. 377 ss. On peut obtenir, dans ce dernier ouvrage, une bibliographie complète des travaux anglo-saxons sur la disparité salariale.

8. Parmi les études menées sur la structure occupationnelle au Canada, mentionnons, J.-L. McDougall, « The Distribution of Income and Wage Workers in Railways Employment, 1939-1947 », *Canadian Journal of Economics and Political Science*, mai 1947 ; le chapitre V dans Woods et Ostry, *Labour Policy and Labour Economics in Canada*, MacMillan, 1962 ; Reynolds et Taft, *The Structure of Labor Market*, Harper & Brothers, 1951, p. 136.

des non-qualifiés. C'est la méthode procentuelle ou de la dispersion relative. Quant à la mesure absolue, elle consiste uniquement à calculer les écarts de rémunération qui existent entre les qualifiés et les non-qualifiés, ces écarts étant représentés en valeur absolue⁹.

Les chercheurs ont tendance à rejeter la méthode des écarts non hiérarchisés et à donner leur faveur à la méthode des pourcentages¹⁰.

Pourtant, nous relevons au moins deux études où la méthode de dispersion absolue est utilisée pour établir des indices de disparité. Bien que ces études ne portent pas sur la disparité occupationnelle des revenus, mais plutôt sur les écarts de rémunérations inter-secteurs, le problème étudié est semblable à celui qui nous concerne et il est opportun d'y référer. Arthur M. Ross et William Goldner¹¹ pensent que la méthode des pourcentages est fortement affectée par le niveau des taux de rémunération initiaux et doit, en conséquence, être rejetée pour faire place à une méthode où sont utilisés les écarts absolus de salaires. C'est également cette dernière technique qui a été utilisée par Frederick Meyers et R.-L. Bowdy dans leur étude statistique sur les écarts de salaires inter-secteurs¹². Ils évoquent, pour justifier leur choix, la même raison que Ross et Goldner : le désir de minimiser l'influence des taux initiaux. Mais Edwin Mansfield a jeté un fort

9. Pour obtenir une mesure plus satisfaisante et qui condense en un seul coefficient toutes les variations de la disparité salariale, il est préférable, toutefois, d'utiliser un paramètre de dispersion. Les paramètres de distribution dont on se sert pour mesurer la disparité salariale sont des mesures absolues de dispersion. Cependant, ils peuvent, au moyen de la division par la moyenne appropriée, être convertis en une mesure de dispersion relative.

10. Ainsi, E. Cannan rejette a priori la technique de la disparité calculée en valeur absolue comme mesure de la disparité des revenus. Il affirme, à son propos, que « naturellement, une égale augmentation de tous les revenus a pour effet de diminuer l'inégalité des revenus d'une distribution, et de changer ainsi leur disparité ». (*Elementary Political Economy*, p. 137). Il en est de même de Dalton, Lorenz et Macauley. Pour des références sur les travaux de ces auteurs, voir Edwin Mansfield, « The Measurement of Wage Differentials », *The Journal of Political Economy*, août 1954.

11. A. M. Ross et W. Goldner, « Forces affecting the Interindustry Wage Structure », *Quarterly Journal of Economics*, mai 1950, p. 278. Mais le choix de cette méthode ne semble pas donner entière satisfaction à M. A. M. Ross. En 1957, celui-ci affirmait : « ... *The foregoing discussion has not been intended to solve the problem of relative versus absolute measure of wage change. Basically, the problem is insoluble, because neither measure is satisfactory for all purpose* ». Georges W. Taylor, Franck Pierson, (éd.) *New Concepts in Wage Determination*, McGraw-Hill, co., 1957, p. 181.

12. F. Meyers et R.-L. Bowdy, « The Interindustry Wage Structure and Productivity », *Industrial and Labor Relations Review*, oct. 1953. « *Since percentage changes are influenced by the original level of the data, they are sometimes objectionable in interindustry comparisons* » (p. 96).

doute sur la valeur de la méthode des écarts absolus pour mesurer l'évaluation des disparités de salaires¹³. Bien que ce dernier, à la suite de plusieurs autres, ne donne pas de démonstration formelle pour appuyer son choix¹⁴.

En résumé, sauf quelques exceptions, c'est la méthode de mesure de la dispersion relative qui a reçu la faveur de ceux qui ont étudié les écarts des salaires ou des revenus. Mais cette méthode doit avoir d'autres fondements que sa généralité et sa facilité d'application. Aussi, est-il nécessaire présentement d'établir en termes précis la valeur respective de la méthode de mesure relative et celle de mesure absolue utilisées dans la détermination de la disparité salariale¹⁵.

La recherche de la méthode la plus appropriée est orientée dans deux directions. En premier lieu, c'est le principe de l'utilité marginale décroissante qui formera la base théorique d'une première conclusion. En second lieu, en considérant les caractéristiques de la période couverte, on y apportera certaines nuances.

Rappelons d'abord la relation qui existe entre l'utilité et les revenus. L'inégalité des revenus doit être mesurée par référence à l'utilité qui est dérivée de ces revenus.

En se référant au principe de l'utilité marginale décroissante du revenu, on peut avoir une première appréhension de l'influence des diverses méthodes d'ajustement des salaires sur l'inégalité des revenus. Considérons pour cela les revenus A et B où $A > B$. Puisque l'utilité marginale de B est supérieure à celle de A, une augmentation uniforme (en chiffres absolus) n'accroît pas l'utilité totale du revenu A d'une valeur proportionnelle à celle du revenu B. D'où on en a déduit que

13. Edwin Mansfield, *loc. cit.*

14. Son principal argument contre l'utilisation de la méthode des écarts absolus est cristallisé dans la citation suivante tirée de Frederick-C. Mills : « Ce n'est pas parce que l'écart-type de la pesanteur des chevaux est plus grand que celui qui mesure la pesanteur des chiens, qu'on peut conclure à une plus grande dispersion de la pesanteur des chevaux. » (F.C. Mills, *Statistical Method*, Henry Holt, 1938, p. 156).

15. Les réflexions de J.T. Dunlop à une table ronde de l'association de recherches en relations industrielles où cet auteur met en doute la valeur normative que souvent on attribue aux écarts procentuels sont sur ce point très suggestives. Il affirme, en particulier :

« *There is normative overtone in these comparisons : equal percentages are regarded as proper and narrowing of these percentages differentials is cause for comment if not alarm... Perhaps it is statistical dugery which has sown the seeds of doubt. But a theoretically relevant framework is long overdue with which to appraise percentage changes in occupational rates* » (I.R.R.A., *Proceedings*, déc. 1953, p. 80).

le maintien des écarts absolus diminue l'inégalité, et que les augmentations proportionnelles la maintiennent ¹⁶.

Les conclusions auxquelles nous sommes parvenus sont valables, autant que le postulat de l'utilité marginale décroissante des revenus est acceptable. De plus, nous n'avons pas tenu compte des variations dans le pouvoir d'achat des revenus. C'est ce dernier aspect que nous allons envisager dans les lignes qui suivent.

Dans l'analyse des suites temporelles de revenus, couvrant une période marquée par l'inflation des prix, on doit, même en dehors du cadre fixé par l'hypothèse de l'utilité marginale décroissante, écarter d'emblée la méthode des écarts monétaires non hiérarchisés, comme mesure de l'inégalité des revenus. En effet, l'évolution des écarts absolus et nominaux est sans signification, car leur tendance peut s'opposer à celle des écarts réels, et ainsi, conduire à de fausses conclusions en termes de bien-être. Ainsi, de la stabilité dans les écarts nominaux absolus on ne peut conclure à la stabilité dans la répartition des revenus ; car, s'il y a eu une hausse des prix, les écarts réels, eux, se sont amenuisés.

C'est pour éviter une telle erreur, qu'ont d'ailleurs faite MM. A.M. Ross et W.I. Goldner ¹⁷, que Richard Perlman rappelle que si l'objet de l'étude est d'obtenir des indications sur l'évolution des salaires réels, la méthode procentuelle est la plus appropriée, en période d'inflation ¹⁸.

En second lieu, rappelons que la méthode procentuelle nous donne des informations sur l'évolution des écarts réels, même si la statistique de base utilisée se présente en termes nominaux. Dès lors, le choix de la méthode à retenir doit être fait entre la mesure procentuelle, d'une part, et la mesure absolue, fondée sur les écarts réels, d'autre part.

16. Il ne nous a pas paru nécessaire d'introduire ici les discussions que la théorie marginale décroissante des revenus a suscitées. Étant donné que la zone de variation des revenus qui est envisagée ici est relativement restreinte, l'hypothèse formulée par Bernouilli et reprise par Friedman et Savage (« The utility Analysis of Choices Involving risk », *Journal of Political Economy*, pp. 279-304, 1948), selon laquelle l'utilité marginale dépend du niveau des revenus plutôt que des changements de revenus, n'aurait pas changé notre conclusion. De plus, à la démonstration ci-dessus, on peut apporter une preuve formelle : cf. appendice I ci-dessous, p. 236.

17. Edwin Mansfield, *loc. cit.*, a démontré qu'en 1933 et 1946, les écarts réels inter-industries ont diminué, et renverse la conclusion à laquelle étaient parvenus les professeurs Ross et Goldner sur la foi de la stabilité des écarts monétaires absolus. (p. 347).

18. « Forces Widening Occupational Wage Differentials », *The Review of Economics and Statistics*, mai 1958.

Si nous acceptons comme critère, pour le choix d'un écart approprié de la mesure de la disparité salariale, le principe de l'utilité marginale décroissante (comme ce fut le cas dans le paragraphe précédent), naturellement, seuls les écarts hiérarchisés sont à retenir. Mais, relâchant pour le moment l'hypothèse de l'utilité marginale décroissante des revenus, n'y a-t-il pas lieu de s'interroger sur l'opportunité d'utiliser les écarts réels et absolus, comme mesure de la disparité ?

En période de forte inflation, lorsque les écarts réels et absolus sont à la baisse, comme ce fut le cas pour l'immédiat après-guerre, l'inégalité des salaires diminue, quelle que soit la méthode utilisée pour son calcul, et bien que les écarts nominaux non hiérarchisés soient à la hausse ¹⁹. Mais, dans les autres cas, les conclusions ne peuvent pas être aussi tranchées. Aussi, allons-nous, dès maintenant, tenter de dégager certaines caractéristiques de l'évolution de ces écarts.

Essentiellement, le problème consiste à préciser exactement les circonstances conjoncturelles qui doivent exister pour que les écarts réels et absolus évoluent dans la même direction que les écarts procentuels. Considérons le cas le plus général, c'est-à-dire celui où l'augmentation des salaires des non-qualifiés est, en termes nominaux, proportionnellement plus élevée que celle des qualifiés (baisse des écarts relatifs). Dans ce cas, on peut démontrer que les écarts absolus et réels diminuent ²⁰ :

— quand l'augmentation des prix est plus importante que le taux de croissance des revenus des travailleurs non qualifiés ou, encore,

— lorsque l'augmentation des prix est supérieure au taux de croissance des salaires des travailleurs qualifiés, mais demeure inférieure à celui des salaires des non-qualifiés. Dans ces circonstances, les écarts polyennaux de salaires, présentés en termes absolus et réels, tendent à diminuer. D'où l'on déduit que ce n'est qu'en l'occurrence d'un accroissement des salaires des qualifiés, proportionnellement supérieur à l'augmentation des prix, que les écarts absolus réels peuvent augmenter.

Si l'on applique ces énoncés à la période couverte par notre étude, qui en fut une marquée par une hausse des prix de quelque 45 p.c., on arrive à la conclusion que, dans le cas de certains emplois, marqués

¹⁹. Mais on l'a vu, la hausse de ces derniers ne postule aucune conclusion quant à la disparité salariale.

²⁰. Richard Perlman, « A note on the Measurement of Real Wage Differentials », *The Review of Economics and Statistics*, mai 1959, p. 193.

au point d'une forte baisse dans leur revenu relatif, les écarts réels absolus se sont à peine maintenus ou ont baissé. Il demeure cependant que dans les autres cas les écarts réels et absolus augmentent bien que les différences en pourcentage soient à la baisse. Toutefois, la hausse des prix contribue à diminuer les différences existant entre ces deux résultats.

Gardant à l'esprit ces diverses propositions, on peut d'abord retenir que la valeur analytique des écarts absolus et réels est importante à plus d'un point de vue. Cependant, les écarts procentuels (nominaux ou réels) semblent conserver certains avantages. D'abord, en période d'inflation, et même en ne tenant pas compte de l'utilité marginale décroissante des revenus — qu'il faudra réintroduire avant de faire le choix — la dichotomie des deux méthodes, comme il vient d'être démontré, s'atténue de façon appréciable. Puis, si l'on prend en considération que la hausse des prix rogne les revenus proportionnellement à leur niveau, ce sont les écarts procentuels qu'il convient de retenir pour la mesure de l'inégalité, avant et après l'inflation.

Sans doute, cette conclusion, fondée sur le fait que les hauts revenus sont davantage touchés par l'inflation, ne s'applique pas à cette partie des hausses de salaire qui constituent une augmentation du revenu réel. Mais il nous semble quand même qu'on doit encore appliquer les écarts procentuels, car bien que nous ne nous en tenions pas rigoureusement au principe de l'utilité marginale décroissante, on doit lui donner un certain poids. Si l'on tient compte de ces considérations, il semble que les écarts procentuels sont une mesure acceptable de la disparité salariale.

*
* * *

Après ces considérations d'ordre méthodologique, nous étudierons l'évolution de la disparité salariale au Canada, en longue période.

La période visée par notre étude s'étend sur trente-cinq années, soit de 1920 à 1954 inclusivement. Puisque nous sommes intéressés, ici, à connaître l'évolution de longue période, nous comparerons le niveau de la disparité salariale des dix premières années avec celui des dix dernières années, soit 1920-1929, d'une part, et 1945-1954, d'autre part. Nous n'utiliserons pas pour fin de comparaison, bien que nous

en ferons état incidemment, les disparités salariales des années intermédiaires ; non seulement ces dernières reflètent une évolution de courte période, mais surtout elles ont été grandement marquées par les changements brusques de la conjoncture durant les années 1930.

Pour mener notre étude, nous choisissons un ensemble de métiers qu'il nous est possible d'identifier pour la période s'échelonnant de 1920 à 1954. Ce qui signifie que la nécessité de trouver des emplois semblables et identifiables comme tels fut le principal critère utilisé pour faire le tri des tâches de l'échantillon. Pour la période s'écoulant de 1920 à 1954, nous avons choisi cinquante-quatre emplois dans neuf différentes branches de l'industrie. Les occupations retenues sont remplies par des ouvriers qualifiés, des semi-qualifiés et des manœuvres. Pour chacune des années comprises dans la période étudiée, nous avons établi la cote ou rémunération horaire de chaque occupation. Ces données statistiques ont été colligées à partir des renseignements obtenus dans les rapports annuels du ministère fédéral du Travail. Les statistiques des années antérieures à 1943 ne donnant pour chaque occupation que la rémunération par établissement et non la moyenne de l'industrie, nous avons dû pour obtenir une cote représentative de la rémunération des différentes occupations, procéder au calcul de la moyenne arithmétique pour l'industrie, en utilisant comme matériaux de base, la rémunération de chaque occupation dans chacun des établissements couverts par la statistique officielle. Puisque les chiffres sur le nombre d'employés dans chaque établissement manquent, il fut impossible de procéder au calcul d'une moyenne pondérée. Nous avons dû nous en tenir à la moyenne simple.

Étant donné que les cotes horaires qui ont été ainsi obtenues sont pour les années antérieures à 1943, le résultat d'une moyenne arithmétique simple, alors que pour les années postérieures à 1943 la moyenne est pondérée, il nous faut vérifier si les deux moyennes sont comparables. Pour ce faire, nous avons calculé le coefficient de corrélation de rang entre les cotes horaires de 1941 et celles de 1943 ; le coefficient s'établissant à .937, nous avons là non pas une preuve formelle de la similitude des cotes horaires colligées selon la moyenne arithmétique simple et la moyenne pondérée, mais une indication de la continuité de la série entre 1941 et 1943.

En utilisant les coefficients de variation comme indice de l'évolution des disparités occupationnelles de salaire pour les années com-

prises entre 1920 et 1954, il nous est possible d'apprécier l'évolution de longue période des écarts de salaire pour les occupations retenues²¹. Comme l'indiquent les résultats obtenus au tableau ci-après, la tendance de longue période est à la baisse. La parité dans l'évolution des cotes de rémunération des différentes occupations ne s'est pas maintenue. En effet, la moyenne des coefficients de variation des dix premières années de la période étudiée, soit de 1920 à 1929 inclusivement, s'établit à .256 alors qu'elle est de .218 pour les dix dernières années, soit de 1945 à 1954 inclusivement (tableau 1). Mais eussions-nous pris, comme point de repère pour établir la comparaison, les deux années limites, soit 1920 et 1954, nous n'aurions enregistré aucun changement dans la disparité salariale. Toutefois cette dernière conclusion ne peut être retenue : il n'est pas acceptable de rapprocher 1920 et 1954. En effet, l'année 1920 est exceptionnelle, en ce sens qu'elle se situe au sommet de la conjoncture et représente une évolution cyclique de courte période au lieu de refléter la tendance de longue période²².

Du reste, il semble que durant les périodes d'évolution cyclique, les changements inter-secteurs dominent la scène des disparités salariales²³. Comme nous le faisons remarquer plus bas, les mouvements dans les disparités inter-secteurs peuvent affecter l'indice des écarts occupationnels même en longue période, mais il appert que leur influence est plus forte en période de récession.

Enfin, signalons le fait qu'entre 1954 et 1958, l'écrasement de la hiérarchie des salaires a pris fin, les différences occupationnelles de salaire étant à peu près les mêmes en 1954 qu'en 1958. Cette dernière constatation est fondée sur un échantillon de soixante-seize emplois qui n'apparaît pas ici. Sylvia Ostry, citant une étude de la Commission

21. Entre l'écart interquartile et la déviation standard, les deux paramètres les plus usités, nous avons opté pour la déviation standard ou l'écart type. Cette dernière mesure de dispersion a peut-être l'inconvénient d'être affectée par les valeurs extrêmes, mais elle a le grand avantage de tenir compte de la totalité des écarts par rapport à la moyenne.

22. Bien que la distinction entre le court et le long terme soit un peu artificielle, il est quand même nécessaire de faire cette distinction. À court terme, l'élasticité de l'offre des non-qualifiés fluctue largement. En période de prospérité, on donne des promotions aux non-qualifiés et aux semi-qualifiés, alors que durant la phase descendante du cycle économique, on licencie d'abord les non-qualifiés et on ramène les ouvriers à des grades inférieurs. Ces deux phénomènes s'ajoutent aux tendances naturelles pour faire fluctuer l'élasticité de l'offre des non-qualifiés. Cf. Rothbom et Ross, « Two views on Wage Differentials », *Industrial and Labor Relations Review*, avril 1954 ; M.-W. Reder, « The Theory of Occupational Wage Differentials », *The American Economic Review*, déc. 1955.

23. Nous discuterons de cette question plus loin.

Tableau I

Évolution des disparités de salaires pour 55 emplois, calculée d'après la rémunération horaire en chiffres absolus et mesurée par le coefficient de variation, 1920-1954 ²⁴

Années	Moyenne des salaires	Écart-type	Coefficient de variation
1920	.668	.137	.206
1921	.597	.138	.232
1922	.566	.140	.247
1923	.592	.151	.255
1924	—	—	—
1925	.593	.155	.262
1926	.599	.160	.267
1927	.608	.168	.276
1928	.618	.171	.276
1929	.633	.181	.286
1930	.630	.180	.285
1931	.596	.179	.300
1932	—	—	—
1933	.511	.145	.283
1934	.510	.146	.305
1935	.528	.162	.307
1936	.535	.160	.299
1937	.569	.174	.305
1938	.586	.180	.306
1939	.589	.190	.322
1940	.626	.195	.311
1941	.676	.203	.300
1942	—	—	—
1943	.782	.232	.297
1944	.813	.203	.249
1945	.833	.199	.239
1946	.901	.211	.234
1947	1.00	.216	.216
1948	1.120	.244	.217
1949	1.160	.254	.218
1950	1.240	.263	.212
1951	—	—	—
1952	1.52	.312	.206
1953	—	—	—
1954	1.650	.340	.206

Moyenne 1920-1929 : .256

Moyenne 1945-1954 : .218

24. Salaires et heures de travail, division de l'Économique et des Recherches, ministère du Travail, Ottawa, rapport 1 à 37.

Gordon, attribue cet arrêt de l'évolution des écarts occupationnels de salaire à une rareté de main-d'œuvre chez les travailleurs qualifiés, ce qui aurait eu pour résultat de renverser le mouvement de longue durée ²⁵.

Mais cet indice global n'est pas suffisant. Nous avons également besoin de connaître l'évolution particulière des rémunérations individuelles ; car bien qu'il y ait un écrasement de longue période de la hiérarchie des salaires, il se pourrait que la signification que l'on a pu tirer de cette tendance soit réduite à peu de choses, si malgré le rétrécissement observé de l'éventail des salaires, la rémunération relative des différentes tâches varie d'une façon tout à fait erratique. Aussi, pour tenter de déceler la consistance et la régularité qui existent dans l'évolution de la rémunération des tâches particulières, nous avons calculé leur situation relative dans l'échelle des salaires en utilisant le coefficient de corrélation. Pour 1920 et 1950, le coefficient de corrélation de rang s'établit à .76, tandis que la corrélation qui existe entre 1923 et 1950 est de .85. Ainsi, une diminution dans l'éventail des salaires reflète vraiment un rétrécissement dans les écarts individuels des salaires.

Nous procéderons maintenant à une évaluation des marges de qualification. D'ailleurs, cette partie de notre étude n'est que le prolongement de l'analyse précédente puisque, encore une fois, nous pourrions observer l'évolution des écarts salariaux. Toutefois, cette méthode diffère des autres puisque tout en permettant d'établir directement les disparités professionnelles de salaires, son application fait disparaître totalement les incidences des variations des écarts inter-industriels sur les disparités occupationnelles.

Il se peut que la tendance observée plus haut soit affectée par les variations des écarts inter-industriels. Pour neutraliser cet effet, s'il existe, il suffit de ramener la rémunération des travailleurs qualifiés et semi-qualifiés en pourcentage de celle des non-qualifiés de la même branche industrielle. Nous obtenons ainsi les marges de qualification des travailleurs qualifiés et semi-qualifiés.

Pour obtenir les marges de qualification, nous devons donc, pour chaque industrie, établir le revenu des travailleurs spécialisés et semi-qualifiés en pourcentage de la rémunération des manœuvres, obtenant

²⁵ Sylvia Ostry, « Some Aspects of the Wage Structure ». *Proceedings of the Eleventh Annual Conference, The Industrial Relations Center, McGill University, 1959*, pp. 8-19.

ainsi le degré de supériorité de revenu des salaires des travailleurs spécialisés par rapport à celui des manœuvres.

Les coefficients de qualification ainsi obtenus (tableau II) nous permettent d'observer qu'entre 1920 et 1954, il y a eu une baisse sensible de la rémunération des travailleurs qualifiés et semi-qualifiés par rapport à celle des manœuvres. De fait, entre 1920 et 1954, la marge médiane de qualification baisse de vingt-deux points en pourcentage alors que la marge moyenne baisse de quelque vingt points en pourcentage à partir d'une base de 160 p.c. La moyenne des dix premières années des marges de qualification médiane est de 164 p.c., alors que celle des dix dernières années est de 140 p.c. Pour leur part, les marges moyennes de qualification évoluent de 174 p.c. à 143 p.c., lorsqu'on établit une comparaison entre les moyennes des deux décennies extrêmes.

Tableau II

Évolution des marges de qualification pour quarante-cinq emplois, 1920-1954 ²⁶

Années	Marge de qualification		Années	Marge de qualification	
	Moyenne	Médiane ²⁷		Moyenne	Médiane ²⁷
1920	159.1	152	1937	164.1	157
1921	172.5	170	1938	165.5	161
1922	171.1	158	1939	168.2	165
1923	169.3	159	1940	170.1	168
1924	—	—	1941	168.8	164
1925	177.1	165	1942	—	—
1926	178.6	168	1943	154.0	149
1927	181.2	168	1944	151.2	151
1928	182.0	167	1945	155.3	152
1929	181.5	169	1946	152.7	152
1930	179.9	168	1947	147.9	143
1931	182.2	167	1948	146.0	140
1932	173.5	163	1949	143.6	140
1933	172.8	160	1950	146.3	137
1934	169.3	159	1951	—	—
1935	171.1	161	1952	137.8	132
1936	168.6	161	1953	—	—
			1954	137.9	130

26. Cf. *Salaires et heures de travail*, op. cit.

27. Calculée à .5 près.

Est-il besoin de préciser que cette observation ne vaut qu'en longue période et que cette tendance peut être renversée par l'évolution de courte période, comme cela s'est effectivement produit durant les années qui ont précédé la deuxième guerre mondiale. Cependant, pour autant qu'il soit acceptable de comparer les dix premières années avec les dix dernières années de la période à l'étude, nous observons une baisse de longue période dans la disparité occupationnelle des salaires.

La baisse qui a pris place dans la disparité occupationnelle des salaires n'est pas régulière. Il y a eu une brisure prononcée durant la deuxième guerre mondiale. Mais, par ailleurs, ce changement brusque correspond à des changements cycliques : le passage du sous-emploi au plein emploi et même à la rareté généralisée de la main-d'œuvre. Cependant, après la deuxième guerre mondiale, les écarts de salaires ne reviennent pas à leur niveau antérieur. Il semble que ce soit l'action du mouvement de longue durée en faveur du rétrécissement qui empêche les écarts de salaires de revenir à leur niveau antérieur. La période de guerre, comme les cycles économiques d'ailleurs, paraît être le catalyseur qui permet aux ajustements de longue période de prendre place.

Dans notre premier échantillon de cinquante-cinq occupations, un certain nombre d'emplois sont occupés par des travailleurs semi-qualifiés. Nous avons voulu, en dernier lieu, observer ce qui se passe dans le cas des travailleurs qualifiés exclusivement. Ainsi, nous avons choisi, à partir de notre premier échantillon, vingt-six occupations qui correspondent assez bien aux métiers classés de l'industrie et nous avons évalué les coefficients de qualification pour ces occupations exclusivement.

Bien que le nombre des occupations choisies soit restreint, celles-ci sont quand même réparties dans neuf branches de l'industrie et du secteur de la construction. De plus, le nombre limité des occupations spécialisées groupées dans ce dernier échantillon nous permet de continuer la série jusqu'en 1958, au lieu de la terminer en 1954 comme nous avons dû le faire précédemment.

À partir du dernier groupe d'occupations, apprécions l'évolution des marges de qualification. Nous enregistrons une baisse dans les inégalités occupationnelles de salaire qui a la même importance que celle que nous avons rapportée précédemment. Plus précisément, les

Tableau III
Marges de qualification pour vingt-six occupations spécialisées, Canada, 1920-1958²⁸

	1920	1921	1922	1923	1925	1926	1927	1928	1929	1930	1931	1932	1933	1934	1935	1936
I. Bâtiment:																
Briqueleur.....	222.2	271.4	272.7	250.0	285.7	285.7	320.0	320.0	315.7	250.0	314.2	229.6	229.6	203.7	228.5	216.2
Électricien.....	162.2	180.0	175.7	170.0	185.7	185.7	200.0	200.0	197.3	207.5	213.7	208.3	240.7	211.1	240.0	181.0
Plombier.....	166.6	200.0	212.1	175.0	194.2	194.2	194.2	242.8	223.6	225.0	271.4	250.0	229.6	229.6	200.0	189.1
III. Atelier de rebotoage:																
Ébéniste.....	183.8	184.9	176.7	191.5	191.5	197.1	197.4	201.1	197.1	184.6	167.0	165.4	166.6	157.9	162.5	163.8
Machiniste.....	142.4	145.4	136.9	147.1	144.6	146.4	146.4	146.5	147.8	147.3	146.4	139.3	148.2	147.1	146.9	144.0
Limeur.....	201.3	175.8	164.9	170.0	170.0	169.5	170.9	174.4	146.4	163.9	167.0	154.4	162.5	161.0	155.1	153.5
III. Pulpe et papier:																
Conducteur machine.....	216.8	257.7	286.5	290.7	300.0	303.4	301.9	299.7	305.7	300.5	297.4	297.1	332.7	346.1	357.3	348.8
Cuisier autoclave.....	151.5	177.3	193.9	195.5	210.0	217.3	215.9	210.1	215.4	213.8	206.0	194.0	211.5	209.7	215.6	213.6
Mécanicien.....	127.7	162.7	200.6	189.6	193.2	196.3	194.3	192.0	192.8	190.2	203.7	200.9	192.6	191.4	185.2	183.7
IV. Réparation et construction navale:																
Gréleur.....	140.5	146.7	125.6	124.6	123.6	127.0	121.7	127.1	128.6	127.2	138.5	137.5	140.5	144.6	133.5	133.5
Modeleur.....	171.5	190.1	181.7	177.9	180.7	180.2	182.7	180.6	188.1	187.2	196.0	201.6	171.2	171.2	175.1	177.0
Chaudronnier.....	141.8	180.2	149.7	152.7	161.7	164.1	162.2	161.6	168.0	164.6	171.5	135.2	135.0	135.0	136.2	122.5
Machiniste.....	137.6	172.5	148.5	153.7	161.9	167.0	167.0	168.3	168.0	163.6	167.5	190.6	188.0	135.0	160.8	160.8
Électricien.....	131.0	152.7	132.0	130.7	132.3	136.1	133.2	132.4	139.2	135.7	139.5	139.4	139.7	136.7	135.1	130.8
V. Fonderie et atelier mécanique:																
Machiniste.....	138.7	156.3	157.5	155.0	155.9	156.6	151.5	158.2	157.9	165.2	160.7	154.2	159.0	157.4	161.9	158.1
Mouleur.....	146.3	165.1	161.5	165.2	168.4	167.7	167.5	166.9	169.6	176.2	162.3	157.5	156.9	155.9	154.4	157.7
Modeleur.....	154.0	170.4	172.7	173.6	175.0	176.0	175.0	177.3	180.3	184.1	174.0	164.9	162.0	159.1	175.2	176.1
VI. Imprimerie:																
Compositeur.....	250.0	250.0	250.0	263.0	276.0	267.7	267.7	267.7	274.1	274.1	274.0	279.1	293.1	286.2	293.1	293.1
Pressier.....	250.0	250.0	250.0	250.0	250.0	241.9	241.9	248.3	244.8	267.7	261.2	273.3	268.9	268.9	265.5	268.9
VII. Tôlerie:																
Tôlier.....	201.7	209.8	186.1	188.8	193.5	201.1	209.4	214.0	219.2	222.7	214.1	221.6	240.3	200.3	199.7	196.5
Machiniste.....	137.7	150.9	141.2	151.1	149.4	151.1	151.5	152.6	151.5	147.0	153.8	166.2	138.0	133.9	158.3	159.8
VIII. Instruments aratoires:																
Modeleur.....	172.3	183.0	164.2	167.7	170.1	166.1	167.2	152.6	161.3	167.5	165.6	171.2	146.6	145.7	146.6	147.8
Mouleur.....	169.7	176.6	174.0	177.4	178.5	181.9	175.4	175.4	170.2	165.4	146.4	143.7	131.0	130.3	144.8	132.7
Machiniste.....	157.1	138.0	153.4	159.4	161.1	159.3	159.3	160.0	156.7	156.9	123.6	153.3	125.5	124.7	137.1	140.6
IX. Poêlerie:																
Modeleur.....	191.0	182.9	181.9	189.3	181.3	183.9	195.0	193.9	192.9	192.2	156.6	146.2	163.0	162.1	160.4	160.8
Tôlier.....	120.2	127.4	136.3	126.6	136.8	139.2	139.0	143.1	139.1	142.3	121.8	119.1	129.3	126.1	137.9	140.3
MOYENNE.....	170.6	183.2	181.5	181.0	186.5	187.6	191.8	191.7	191.5	190.2	189.8	184.7	185.1	180.4	183.0	180.0

OFFRE DE TRAVAIL ET DISPARITÉ DES SALAIRES

Tableau III (suite)

	1937	1938	1939	1940	1941	1943	1944	1945	1946	1947	1948	1949	1950	1952	1954	1956	1958
I. Bâtiment:																	
Briqueleur.....	212,5	212,5	212,5	200,0	200,0	175,0	173,7	174,6	208,9	202,5	202,5	208,7	200,0	165,2	160,0	161,5	153,3
Electricien.....	187,5	187,5	187,5	188,6	189,1	166,6	165,5	165,6	165,6	165,6	168,7	168,7	187,5	156,3	152,0	153,8	146,6
Ploombier.....	187,5	187,5	200,0	200,0	195,6	166,6	165,5	165,6	171,6	181,2	163,7	197,5	155,6	160,0	160,0	163,0	154,6
II. Atelier de rabotage:																	
Féneliste.....	163,8	163,8	164,3	170,0	162,2	141,4	134,6	130,7	128,0	123,8	132,3	135,2	130,2	146,2	129,5	132,0	130,4
Mécanicien.....	139,7	143,6	141,3	146,8	144,2	131,7	116,3	119,2	117,5	120,0	125,0	122,0	122,3	137,5	119,3	126,2 ²⁹	124,3 ³⁰
Limeur.....	162,8	173,6	183,6	191,0	176,9	173,6	154,0	152,3	145,6	137,6	132,3	150,0	147,3	153,7	141,8	135,9	132,1 ³⁰
III. Peuple et papier:																	
Conducteur machine.....	326,7	327,1	334,1	321,5	316,3	301,8	289,4	285,7	234,1	223,9	225,0	219,6	211,8	206,2	206,8	206,8	215,0
Cuisinier autoclave.....	200,7	194,6	192,7	189,6	183,2	162,0	175,4	161,4	148,2	144,7	145,8	144,1	143,3	143,3	140,6	142,1	142,1
Mécanicien.....	182,4	168,6	169,6	165,8	162,2	137,9	143,1	143,8	137,1	129,4	130,2	131,2	133,3	131,4	132,4	134,3	136,2
IV. Réparation et construction navale:																	
Gréeur.....	147,7	136,1	132,7	134,9	135,7	137,9	150,8	152,5	159,0	152,9	138,7	133,7	133,3	125,6	116,6	117,3	125,1
Modeleur.....	175,8	191,4	197,7	184,9	179,9	170,9	167,7	167,7	147,2	148,7	142,1	142,1	145,9	132,5	132,5	130,4	136,4
Chaudronnier.....	171,8	178,4	177,1	172,9	163,8	163,9	161,0	160,2	166,3	166,3	143,7	140,9	139,0	125,6	126,1	126,1	132,4
Mécanicien.....	159,8	139,6	163,7	170,9	167,3	161,5	162,7	161,0	160,6	158,8	144,2	144,5	140,2	130,0	130,1	123,9	125,2
Electricien.....	143,9	148,7	169,3	175,6	174,0	174,1	172,8	174,3	173,7	166,1	150,0	150,6	147,1	134,5	126,1	132,6	139,7
V. Fonderie et atelier mécanique:																	
Machiniste.....	154,8	156,4	157,9	163,5	170,2	128,8	139,6	140,0	141,2	126,3	124,1	124,7	121,8	104,3	122,9	132,3	132,4
Mouleur.....	156,7	161,3	157,9	158,3	158,4	128,8	137,9	136,6	142,8	140,7	137,9	140,4	145,8	113,7	120,7	118,0	124,1
Modeleur.....	168,5	170,0	167,6	173,0	179,1	140,6	144,8	143,3	152,3	140,7	134,4	139,3	136,4	117,3	131,8	144,3	142,0
VI. Imprimerie:																	
Compositeur.....	293,1	274,1	315,6	327,5	353,1	319,4	313,1	315,7	278,2	245,2	262,0	222,0	237,6	251,1	255,6	272,8	264,1
Pressier.....	268,9	251,6	268,7	278,1	278,1	255,3	255,2	300,0	269,5	239,6	246,5	206,4	231,1	241,1	255,6	262,1	262,4
VII. Tôlerie:																	
Tôlier.....	132,8	195,3	201,5	195,2	196,9	168,5	170,9	164,9	161,6	143,0	170,1	160,2	153,5	138,8	133,8	142,2	148,6
Machiniste.....	145,8	150,1	154,4	157,1	166,8	157,4	158,1	145,6	148,3	124,0	150,6	146,9	150,0	132,5	134,5	137,7	138,8
VIII. Instruments aratoires:																	
Modeleur.....	156,7	155,8	138,7	139,4	148,2	149,1	143,3	153,3	154,5	147,3	139,5	140,2	141,0	146,7	143,5	148,8	151,0
Mouleur.....	160,3	136,1	134,3	136,1	146,5	138,5	138,5	140,0	147,3	147,3	152,3	140,2	150,0	157,1	142,7	153,1	124,4 ³¹
Machiniste.....	121,0	147,9	130,4	132,5	141,1	131,5	133,3	120,0	124,2	118,4	108,9	115,2	115,0	132,7	122,9	124,8	137,9
IX. Poêlerie:																	
Modeleur.....	166,6	167,1	170,5	168,4	153,9	133,9	143,3	139,2	141,3	142,6	131,7	126,7	126,3	118,2	150,8	127,3	127,9
Tôlier.....	142,6	143,0	139,1	140,3	130,8	126,4	128,3	125,0	127,5	130,8	121,9	120,9	124,1	115,6	135,1	142,9	127,9
MOYENNE.....	178,0	180,6	182,5	184,4	183,8	167,2	166,6	167,5	163,9	157,3	155,6	151,7	154,6	146,7	147,0	148,6	149,0

Moyenne 1920-1929 : 185,0, 1949-1958 : 149,0

28. Cf. : Salaires et heures de travail, op. cit.
 29. Conducteur de raboteuse.
 30. Extrapolé.
 31. Moyenne : taux horaire et gain à la pièce.

marges moyennes de qualification baissent de quelque 19 p.c., alors que pour les marges médianes la baisse est de 22 p.c. environ.

Mais ce qui est caractéristique, c'est qu'aucune des marges de qualifications évaluées ne fait exception à la tendance générale : non seulement la baisse que nous avons enregistrée est-elle généralisée, mais elle s'applique à chacune des occupations.

Cette dernière observation rend nos résultats plus acceptables. En effet, les observations que nous avons précédemment versées au dossier étaient fondées sur des moyennes non pondérées. Les données qui nous auraient permis de raffiner l'analyse ne sont pas disponibles ; car les catégories des recensements décennaux ne correspondent en aucune façon à la classification du ministère du Travail. Mais si la baisse est générale pour toutes les occupations, il est certain que l'affectation d'un poids à chaque tâche n'aurait pas changé la tendance ; seule l'amplitude aurait pu varier.

Cet indice de la disparité salariale, puisqu'il indique l'écart de revenu entre les travailleurs qualifiés et les non-qualifiés, est celui que nous retiendrons lorsque, dans la troisième partie de cette étude, nous établirons une relation entre la disparité salariale et un certain nombre de variables. Les autres indices calculés précédemment, incluaient des occupations remplies par des travailleurs non qualifiés et se réfèrent donc à des occupations aux caractéristiques moins bien définies ; c'est pourquoi nous préférons retenir l'indice de disparité fondé exclusivement sur les occupations spécialisées³².

Après cette discussion sur l'évolution de longue période, déjà des conclusions s'imposent. Néanmoins, avant de préciser ces dernières, nous voulons élucider une question qui n'est pas sans relation avec la nature de l'évolution des écarts salariaux. Elle se rapporte à la disparité régionale.

32. Quels auraient été les résultats s'il avait été possible d'utiliser 1900 comme première année des séries historiques ? En rapport avec les données des années subséquentes, les revenus relatifs, quant aux emplois pour lesquels nous possédons des informations, apparaissent assez surprenants. En 1901 et 1902, le revenu relatif d'un briqueteur à Toronto était successivement de 160 et 183 p.c. ; mais, par contre, celui de l'électricien n'était que de 108 p.c. pour les deux années. Ce revenu relativement très bas d'un certain nombre de métiers donnés est dû selon Colin Clark (*Les conditions du progrès économique*), à une rareté des manœuvres : « Le Canada, pays très peuplé, connu en premier lieu une pénurie relative de main-d'œuvre non-qualifiée » (p. 354). Il cite une information provenant d'une étude faite en 1870, selon laquelle, sur un chantier, au cours de l'exécution d'un contrat, le salaire des non-qualifiés a augmenté de 70 p.c. alors que celui des maçons serait demeuré le même.

OFFRE DE TRAVAIL ET DISPARITÉ DES SALAIRES

*
* * *

De même que la disparité salariale évolue dans le temps, de même est-elle susceptible de prendre des valeurs différentes dans les divers pays ou les régions d'un même pays. Harry Ober³³ établit qu'aux États-Unis, les écarts de salaire ne sont pas les mêmes dans les divers états du territoire. D'un autre côté, la statistique colligée par Colin Clark nous informe sur les différences qui existent entre les disparités salariales d'un pays à l'autre³⁴.

**Salaire des travailleurs qualifiés (non qualifiés = 100)
aux États-Unis, par région (1907-1953)**

Régions	Médianes				
	1907	1918-1919	1931-1932	1945-1947	1952-1953
Nord-Est	200	165	170	155	137
Sud	215	195	190	170	146
Mid West	190	175	170	150	138
Far West	185	170	160	145	134

Ce phénomène pourrait donner à nos résultats un sens particulier. En effet, la baisse enregistrée dans les écarts occupationnels de salaire pourrait n'être que le résultat de la migration des industries des régions aux écarts occupationnels élevés vers celles où ils sont bas. *Mais si, par contre, nous enregistrons une baisse des écarts à l'intérieur des régions elles-mêmes, nous pouvons écarter cette hypothèse*³⁵.

Pour traiter cette question, nous avons choisi deux provinces : le Québec et l'Ontario, et nous procédons en deux étapes. D'abord, nous apportons des précisions en ce qui concerne la différence dans la disparité des salaires dans le Québec et l'Ontario. Ensuite, nous mesurons l'évolution à l'intérieur de chacune de ces régions.

Pour apporter des précisions sur les différences dans la disparité occupationnelle qui existent entre le Québec et l'Ontario, nous avons

33. Harry Ober, « Occupational Wage Differentials », *Monthly Labor Review*, août 1947. Le tableau suivant tiré de l'étude de M. Ober illustre ce phénomène.

34. Colin Clark, *Les conditions du progrès économique*, Presses Universitaires de France, 1960, tableau 128, p. 346.

35. Pour que cette hypothèse soit écartée, il n'est toutefois pas nécessaire que la baisse pluriennale des disparités de salaire ait existé dans diverses régions. Mais cette condition est cependant suffisante.

Tableau IV
Marges de qualification pour quarante-quatre occupations spécialisées, Québec et Ontario, 1959³⁶

	QUÉBEC		ONTARIO		QUÉBEC		ONTARIO	
	Taux horaire	S/M	Taux horaire	S/M	Taux horaire	S/M	Taux horaire	S/M
Minerais ferreux :								
Électricien.....	2.55	141.6	2.64	134.7	2.28	131.8	2.39	137.3
Machiniste.....	2.55	141.6	2.73	139.3	2.26	130.6	2.38	136.8
Manoeuvr.....	1.80		1.96		1.73		1.74	
Minerais métallifères :								
Électricien.....	1.91	124.8	2.49	132.4	1.83	131.6	2.25	134.7
Machiniste.....	1.96	128.1	2.47	131.4	2.10	151.1	2.20	131.7
Abattoirs et conserveries :								
Mécanicien de machine fixe	2.43	145.5	2.49	140.7	1.92	131.5	2.02	129.5
Tuyauteur.....	2.22	132.9	2.19	123.7	1.75	119.9	2.06	132.0
Manoeuvr.....	1.67		1.77		1.46		1.56	
Biscuiteries :								
Mécanicien (entretien).....	1.87	173.1	2.06	142.1	2.22	159.7	2.11	131.9
Fournier.....	1.54	142.6	1.68	115.9	1.92	138.1	2.19	136.9
Aide général.....	1.08		1.45		1.39		1.60	
Pain . . . :								
Fournier.....	1.34	109.8	1.44	109.9	2.09 ³⁷	156.0	2.09	141.2
Mécanicien (véhicules automobiles).....	1.52	124.6	1.79	136.6	2.05	153.0	2.17	146.6
Aide général.....	1.22		1.31		1.34		1.48	
Brasseries :								
Mécanicien.....	2.46	119.4	2.42	112.0	2.41 ³⁷	213.3	2.27 ³⁸	138.4
Mécanicien de machine fixe	2.51	121.8	3.03	140.3	2.21	195.6	2.18	132.9
Chargeur.....	2.06 ³⁷		2.16 ³⁸		1.13		1.64	
Ateliers de rabotage :								
Ébéniste.....	1.17	130.0	1.56	133.3	2.19	169.8	2.16	149.0
Mécanicien-ajusteur.....	1.33	147.8	1.56	133.3	2.31	179.1	2.30	158.6
Manoeuvr.....	.90		1.17		1.29		1.45	
Scieries :								
Machiniste (entretien).....	1.52 ³⁹	158.3	1.79 ³⁹	151.7	2.81 ³⁷	151.9	2.68	145.6
Mécanicien-ajusteur.....	1.40	145.8	1.56	132.2	2.55 ³⁷	137.8	2.59	140.8
Manoeuvr.....	.96		1.18		1.85 ³⁷		1.84	
Meubles en bois :								
Ébéniste (classe A).....	1.38	142.3	1.51	129.0	1.50	144.2	1.63	139.3
Raboteur.....	1.38	142.3	1.60	136.7	1.46	140.4	1.60	136.7
Manoeuvr.....	.97		1.17		1.04		1.17	
Pulpe et papier journal :								
Acideur.....	2.14	123.7	2.24	128.7	1.57	151.0	1.53	130.8
Cuiseur à l'autoclave.....	2.43	140.5	2.45	140.8	1.42	136.5	1.47	125.6
2ème main.....	3.21	185.5	3.36	193.1	1.42		1.17	
3ème main.....	2.71	156.6	2.82	162.1	1.04		1.04	
Manoeuvr (entretien).....	1.73		1.74		1.84	176.9	2.06	176.1
Tricotage calibre 51.....					1.90	182.7	2.09	178.6
Tricotage calibre 60.....					1.04		1.17	
Epaillage (laine et grenat).....					1.04		1.17	

36. *Taux de salaires, traitements et heures de travail 1959,*

Direction de l'Économique et de la Recherche, ministère du

Travail, Ottawa, 1960.

37. Montréal.

38. Toronto.

39. Extrapolation à partir de l'indice des salaires.

évalué séparément pour ces deux provinces, les marges de qualification pour quarante-quatre occupations spécialisées appartenant à vingt-deux branches industrielles. Les résultats de ces derniers calculs apparaissent au tableau IV.

Nous parvenons aux résultats suivants. Des quarante-quatre occupations spécialisées, trente accusent un coefficient de qualification plus élevé dans le Québec que dans l'Ontario⁴⁰. Ce qui est statistiquement significatif⁴¹.

Ceci étant, nous en venons à la mesure de l'évolution des disparités salariales à l'intérieur de chaque province. Un écart des revenus dans chacune de ces provinces signifie que la baisse pluriennale des disparités n'est pas due à un phénomène géographique.

Pour cette épreuve, nous procédons de la même façon que lorsque nous avons établi les suites temporelles des écarts occupationnels de salaires au Canada, sauf que, étant donné les limitations statistiques, l'étude présente s'échelonne sur une période beaucoup plus courte, soit de 1943 à 1958 inclusivement. Nous avons choisi soixante-seize occupations pour lesquelles il fut possible de colliger les cotes horaires distinctement pour le Québec et l'Ontario. Entre 1943 et 1954 inclusivement, les taux annuels sont absolument comparables, en ce sens que le ministère du Travail n'a publié qu'une série où sont consolidés aussi bien les taux que les gains horaires. Pour 1956 et 1958, une difficulté s'est posée puisque les taux et les gains horaires sont donnés séparément. Toutefois, pour un nombre assez important d'emplois, le problème est éliminé puisque les titulaires de ces occupations sont, pour

40. Ces résultats vont dans le même sens que ceux qui ont été obtenus aux États-Unis. Voir : Richard-A. Lester, « Trends in Southern Wage Differentials since 1890 », *Southern Economic Journal*, 1945, p. 336 ; Lloyd Saville, « Earnings of Skilled and Unskilled Workers in New England and the South », *The Journal of Political Economy*, oct. 1954, 390-405 ; Harry Ober, *op. cit.*

41. La portée statistique de ces résultats a été éprouvée de la façon suivante. Désignons par « valeur positive » les coefficients de qualification qui sont plus élevés dans le Québec et par « valeur négative » ceux qui sont plus élevés dans l'Ontario. Faisons une comparaison avec un échantillon hypothétique. Si les quarante-quatre occupations sont choisies au hasard et si les cotes horaires de cet échantillon sont partagées également entre les valeurs positives et les valeurs négatives, les résultats attendus donnent autant de coefficients négatifs que de coefficients positifs. Dans ces conditions, quelle importance peut-on attacher à des résultats où trente coefficients ont une valeur positive, alors que quinze ont une valeur négative. La probabilité que ce résultat soit dû au hasard est moins de 5 p.c. Il s'ensuit que si nous acceptons comme seuil de signification le critérium de 5 p.c., l'hypothèse que ce partage 30:14 est dû au hasard doit être rejetée. L'hypothèse que les marges de qualification sont les mêmes dans le Québec et l'Ontario n'est pas retenue.

toute la période étudiée, rémunérés suivant une seule forme de compensation. Pour les autres cas, nous avons, soit établi la moyenne des taux et des gains horaires, soit colligé la cote sur la base de la rémunération qui nous semblait correspondre le plus à celle en vigueur en 1943. Ainsi, lorsque pour une branche d'industrie il est indiqué, en 1943, que le « tâcheronnage » domine, nous choisissons en conséquence, en 1956 et 1958, comme cote représentative de la rémunération, les gains horaires des travailleurs au lieu des taux horaires.

À partir de ces cotes horaires ainsi colligées, nous avons, comme dans les sections précédentes, calculé le coefficient de variation pour l'échantillonnage. La valeur de ces paramètres de dispersion apparaît au tableau V.

Les résultats consignés dans ce tableau confirment ceux que nous avons obtenu dans la section précédente quant à l'évolution historique : il y a un rétrécissement de l'éventail occupationnel des salaires entre le début et la fin de la période, et cette baisse s'est produite aussi bien dans le Québec que dans l'Ontario.

Tableau V

Disparités salariales pour le Québec et l'Ontario, mesurées par le coefficient de variation, pour la période 1943-1958 ⁴²

Années	Québec	Ontario	Années	Québec	Ontario
1943	.281	.232	1952	.214	.189
1944	.260	.228	1954	.232	.186
1947	.237	.192	1956	.236	.195
1950	.217	.181	1958	.220	.161

Cependant, cette conclusion ne vaut qu'en tant que cet écart n'est pas dû à la baisse de disparités inter-secteurs. Aussi, avons-nous fait certaines vérifications additionnelles calculant les marges de qualifications pour trente-deux occupations de Québec et de l'Ontario. On sait que la technique utilisée pour ces calculs annule les variations inter-secteurs. Les résultats obtenus confirment avec des nuances ceux auxquels nous étions déjà parvenus par l'utilisation de la méthode globale : la tendance à la baisse se manifeste dans les deux régions du

42. Salaires et Heures de Travail au Canada, op. cit.

pays. D'après le tableau VI⁴³, dans le Québec, des trente-deux emplois qualifiés retenus, 31 montrent une perte de parité par rapport aux occupations non qualifiées. La comparaison vaut pour 1943 et 1958. Dans le cas de la province d'Ontario, la tendance est toutefois moins nette. Néanmoins, des trente-deux emplois qualifiés, dont on a évalué les marges de qualification, vingt-cinq sont en perte de parité avec les non-qualifiés, si on compare 1943 avec 1958.

La période visée par la présente statistique est relativement courte. Eut-il été possible d'obtenir une statistique, ventilée par province, qui remonte par exemple jusqu'en 1920, peut-être eut-on alors enregistré dans l'Ontario, mais à une date antérieure, une baisse de parité semblable à celle qui a pris place dans le Québec ? Au demeurant, malgré des réserves, la tendance la plus fréquente est, dans l'Ontario comme dans le Québec, une baisse dans la disparité occupationnelle⁴⁴. *Nous ne retenons pas l'hypothèse que la baisse dans la disparité salariale est due à un phénomène géographique.* Cependant, consignons au dossier que, au point de vue géographique, la baisse dans la disparité salariale s'est manifestée davantage dans la province de Québec que dans celle d'Ontario.

Nous pouvons résumer les conclusions quant à la tendance de longue durée, de la façon suivante.

1) Si l'on ne s'en tient qu'à l'évolution de longue période, la tendance à l'écrasement de la structure hiérarchique des salaires caractérise la période étudiée. Cette évolution n'est pas régulière toutefois. En particulier on y discerne l'existence de paliers et de changements brusques durant la guerre et l'après-guerre. Durant cette période, on dévie fortement de la tendance séculaire. Dès lors on est porté à formuler l'hypothèse que le « climat d'accélération que constituent les guerres » catalyse les facteurs qui sous-tendent l'évolution séculaire de la structure hiérarchique des salariés.

2) Mais avant d'entreprendre cette analyse, il est nécessaire de s'interroger sur la possibilité que la fermeture de longue période de l'éventail des salaires ne soit que le corollaire du rétrécissement dans la gamme

43. On remarquera, au tableau VI, que certaines cotes horaires provinciales ont été évaluées à partir d'un indice global. Cela peut paraître contestable à première vue, mais en réalité, dans ces cas nous ne faisons que supposer que la disparité *inter-provinciale* demeure stable pour une ou deux années.

44. Si on vérifie par un test statistique la validité de cette conclusion, on voit que pour l'Ontario, la conclusion est valable avec un seuil de signification assez bas.

Tableau VI
Évolution des marges de qualification dans le Québec et l'Ontario, 1943-1958⁴⁵

	1943		1944		1947		1950		1952		1954		1956		1958	
	Québec	Ontario	Québec	Ontario	Québec	Ontario	Québec	Ontario	Québec	Ontario	Québec	Ontario	Québec	Ontario	Québec	Ontario
Coton filé :																
Monteur de métier.....	160.1	135.7	156.7	135.7	150.9	159.9	139.4	142.6	150.5	137.7	151.7	130.8	142.4	134.5	135.4	138.5
Machiniste ⁴⁶	159.7	137.5	162.2	137.8	156.3	128.3	143.4	137.8	149.4	133.6	143.8	134.6	139.4	136.4	132.7	136.7
Industrie de la laine :																
Monteur de métier à tisser.....	152.6	136.7	154.8	137.4	163.6	132.8	144.7	134.1	150.5	130.6	153.9	132.7	135.3	130.0	138.1	128.2
Chemise :																
Coupeur.....	168.2	142.8	164.3	150.0	174.5	158.2	123.6	147.5	135.2	138.7	151.7	161.5	165.6	149.1	150.9	155.5
Pulpe :																
Acideur.....	164.5	141.6	149.0	141.6	136.1	129.8	131.0	130.3	132.7	128.4	128.0	130.7	124.7	128.7	124.4	130.0
Cuiseur à l'autoclave.....	189.5	163.3	178.1	166.6	151.8	142.5	147.0	143.1	148.7	140.0	145.3	141.9	139.9	141.2	141.6	141.7
Tuyauteur.....	154.1	143.3	143.6	143.3	127.7	131.0	132.0	136.2	134.4	138.4	135.2	138.4	134.2	138.1	135.7	138.8
Mécanicien-ajusteur.....	147.9	148.3	138.1	150.0	127.7	134.4	131.0	137.2	132.7	136.9	132.4	137.7	132.9	136.9	135.1	137.0
Papier journal :																
2ème main.....	300.0	233.3	256.3	238.3	216.8	197.7	203.0	196.0	200.0	193.0	197.8	189.5	193.0	187.5	189.2	194.7
3ème main.....	227.0	188.3	203.6	185.0	175.9	164.3	168.0	163.7	166.3	162.3	164.0	159.4	161.4	158.7	158.9	162.3
4ème main.....	158.3	135.0	147.2	133.3	136.1	129.8	131.0	131.3	132.7	130.7	132.4	129.4	131.0	129.4	130.3	131.7
Boulangerie :																
Fournier ⁴⁷	127.2	132.5	128.7	133.3	111.8	113.3	118.5	117.9	118.0	115.3	120.0	109.6	109.9	106.7	109.3	108.5
Chausure :																
Monteur.....	134.6	125.0	132.6	120.6	143.2	124.0	126.7	113.0	120.5	108.1	120.1	106.0	131.0	102.0	131.6	107.5
Fonderie et mécanique :																
Noyauteur.....	134.6	115.8	133.3	122.9	158.0	130.3	141.6	133.6	133.9	136.4	130.7	117.4	120.4	117.9	124.0	119.4
Machiniste (mécanique).....	142.3	119.0	142.5	129.5	146.7	112.6	133.3	115.3	117.9	122.8	134.2	114.5	131.1	121.5	126.2	122.8
Modéleur (métal et bois).....	150.0	136.5	144.4	142.6	167.7	136.7	146.4	137.7	150.0	140.6	164.9	126.1	156.6	141.0	144.5	140.2
Mouleur (four et chassis).....	134.6	123.8	133.3	131.1	153.2	139.2	135.7	138.7	123.1	133.5	121.0	120.3	116.3	120.1	124.0	122.1

OFFRE DE TRAVAIL ET DISPARITÉ DES SALAIRES

Tableau VI (suite)

	1943		1944		1947		1950		1952		1954		1956		1958	
	Québec	Ontario	Québec	Ontario	Québec	Ontario	Québec	Ontario	Québec	Ontario	Québec	Ontario	Québec	Ontario	Québec	Ontario
Construction et réparation navale																
Électricien.....	163.1	164.9	163.1	168.9	150.0	152.2	151.3	133.7	134.0	125.8	134.3	122.2	129.1	122.3	124.4	118.4
Tuyauteur.....	159.6	185.9	164.9	177.5	148.5	152.2	150.0	132.5	134.0	127.5	136.2	126.6	129.1	122.3	125.1	122.3
Modeleur.....	157.8	170.1	164.9	163.7	157.3	161.1	155.4	142.6 ⁴⁵	142.0	125.8 ⁴⁶	145.7	123.7 ⁴⁷	139.1	129.4 ⁴⁸	139.6	135.5 ⁴⁹
Charpentier.....	159.6	163.1	161.4	158.6	148.5	152.2	148.6	133.7	135.0	127.5	134.3	122.2	129.1	124.4	125.9	122.3
Machinerie :																
Modeleur.....	177.0	165.4	185.7	166.0	175.3	145.8	162.5	141.3	157.8	136.4	162.4	130.1	170.3	130.9	158.0	132.2
Outilleur.....	193.7	167.2	181.6	171.4	160.0	152.7	148.7	152.1	144.1	139.8	142.2	139.8	143.2	138.7	144.2	143.4
Poêle et calorifère :																
Modeleur.....	146.3	135.1	140.4	150.0	159.0	138.8	159.7	124.4	130.1	121.0	135.2	121.4	136.1	119.7	127.7	129.2
Tôlier.....	163.4	127.7	138.2	131.4	124.5	118.0	140.2	112.2	143.0 ⁵⁰	122.6 ⁵¹	124.1	120.6	163.8	129.5	142.3	123.8
Tôlerie :																
Machiniste.....	160.3	159.2	155.3	141.4	145.5	143.0 ⁵²	160.2	143.0 ⁵³	137.1 ⁵⁴	137.0 ⁵⁵	162.6 ⁵⁶	128.9	135.1	135.7	152.6 ⁵⁷	134.8
Tôlier.....	164.1	157.4	158.9	152.8 ⁵⁸	155.8 ⁵⁹	148.3	155.4 ⁶⁰	148.3	133.0	139.3	150.4	129.6	142.7	130.7	155.7	138.2
Distribution d'électricité :																
Monteur de ligne.....	138.7	125.0	134.6	126.6	116.4	167.5	157.8	167.5	134.7	156.4	137.0	168.8	126.4	151.1	134.8	144.9
Préposé de compteur.....	134.6	118.7	148.0	128.0	128.3	166.2	165.6	166.2	134.7	151.4	143.0	161.4	132.2	143.7	139.3	137.9
Bâtiments :																
Briqueleur.....	175.0	190.3	175.0	180.3	173.7	207.7	200.0	205.2	165.2	213.6	160.0	188.0	161.5	180.0	153.3	173.5
Électricien.....	189.1	187.0	180.3	177.2	165.6	188.3	187.5	194.7	156.5	200.0	152.0	194.4	153.8	182.7	146.6	176.4
Plombier.....	196.0	187.0	196.0	177.2	165.6	192.2	197.5	194.7	155.9	195.4	160.0	188.0	163.0	168.2	154.6	164.1

45. Cf. : Salaires et heures de travail au Canada, op. cit.

46. Ouvrier d'entretien spécialisé.

47. Taux du Canada : ce taux est acceptable, mais il semble minimiser la baisse des marges de qualification dans l'Ontario.

48. Taux de Montréal.

49. Extrapolé à partir de l'indice des salaires.

50. Taux de Toronto.

51. Déterminé d'après le taux canadien.

52. Ce sont les taux Montréal et Toronto qui ont été utilisés pour représenter la rémunération dans le Québec et l'Ontario.

des qualifications. Alors que Clark Kerr maintient que le rétrécissement des différences de salaires entre qualifications est dans une certaine mesure un rétrécissement dans le contenu des qualifications des emplois, L.J. Reynolds et Cythia Taft pensent de leur côté que « de multiples indices donnent à penser que de nombreux postes qualifiés deviennent moins spécialisés, moins difficiles et entraînent une responsabilité moins grande au fur et à mesure que se développe l'équipement et que les conditions de travail s'améliorent »⁵³. Puis on termine en disant que le manoeuvre, lui, devient de plus en plus qualifié et œuvre avec un volume croissant d'équipement. Pourtant ces opinions appuyées des chercheurs américains se heurtent à une forte objection. Car dès lors comment pourrait-on expliquer, comme c'est le cas tant en Angleterre qu'au Canada, que la tendance à l'écrasement hiérarchique se manifeste pareillement dans des branches où le progrès technique s'est développé à des rythmes différents. S'il est vrai, comme le pense Alain Touraine⁵⁴ que l'échelle hiérarchique ne cesse de se compliquer, on ne doit pas pour autant en conclure que l'habileté professionnelle est détruite par l'avènement du progrès technique. Elle serait plutôt déplacée, car si, d'une part, certains procédés automatiques de production rendent superflues certaines qualifications spécifiques, on observe, d'autre part, que la demande des services des ouvriers qualifiés est de plus en plus importante, dans les ateliers d'usinage. « Que le progrès technique réduise la gamme des exigences professionnelles est pour le moins douteux », nous dit H.A. Turner⁵⁵. Il semble que l'on doive rejeter l'hypothèse voulant que le rétrécissement des écarts hiérarchiques ne soit que la transposition dans les revenus de la fermeture de l'éventail des qualifications.

* * *

Il nous reste maintenant à chercher les facteurs qui sont à la base de cette évolution. La recherche des facteurs qui expliquent d'une part,

53. *The Evolution of Wage Structure*, Yale University Press, New Haven, 1956, p. 357.

54. Alain Touraine, *L'évolution du travail ouvrier aux Usines Renault*, C.N.R.S., 1955.

55. H.A. Turner, « Trade Unions Differentials and the Levelling of Wages », *The Manchester School of Economics and Social Studies*, sept. 1952, p. 229.

l'existence des écarts occupationnels de salaire, et leur évolution temporelle d'autre part, est centrée sur la notion de l'offre de travail. Pour étudier la nature de l'offre de travail, le meilleur moyen est de la relier à une variable qui se rapporte à l'offre, à l'exclusion de la demande. Le coût de l'acquisition de formation professionnelle est une de ces variables.

Chez la plupart des auteurs qui, d'un point de vue théorique, ont étudié la question de la disparité salariale, il existe des thèmes centraux autour desquels se concentre la discussion sur les écarts de salaires ⁵⁶. Il y a d'abord les écarts dus à des différences dans les conditions physiques de travail ; ceux qui sont dus à la compensation du capital investi pour l'acquisition d'une formation spécifique ; et enfin, les écarts provenant de la limitation de la concurrence. *Les deux premières de ces causes des écarts de salaires se traduisent par ce que l'on appelle la différence compensatrice.* Mais cette notion est critiquée par J.S. Mill ⁵⁷ et Taussig ⁵⁸ entre autres ; ces derniers fondent leur critique sur l'imperfection du marché du travail et l'irréalisme du postulat de concurrence parfaite. Pour notre part, nous croyons que, pourvu que l'on y fasse les réserves nécessaires quant aux éléments monopolistiques, cette notion peut être utilisée pour expliquer en partie l'existence et l'évolution des différences occupationnelles du salaire. *C'est cette hypothèse que nous tenterons de vérifier.*

Avant d'en faire l'application, toutefois, rappelons la définition donnée à la notion de différence compensatrice par Jean Marchal et Jacques Lecaillon : « Par cette expression, on désigne la différence qui, compte tenu des avantages et des désavantages, rend ses occupations également attractives pour des individus présumés parfaitement rationnels et qui cherchent à maximiser leurs gains et leur satisfaction » ⁵⁹. Si donc la notion de différence compensatrice est fondée,

56. Adam Smith, *The Wealth of Nations*, The Modern Library, New York, 1937, p. 101 ; Nassau Senior, *An Outline of the Science of Political Economy*, Augustus-M. Kelly, New York, 1951, p. 200 ; John Stuart Mill, *Principles of Political Economy*, Longman's Green & Co., 1886, p. 233-237 ; Alfred Marshall, « A Fair Rate of Wages » dans A.C. Pigou (éd.), *Memorials of Alfred Marshall*, MacMillan & Co., 1925, p. 213-214 ; Maurice Dobb, *Wages*, Nesbet & Co., Ltd., p. 155 ; F.W. Taussig, *Principles of Economics*, The MacMillan & Co., 1926, chapitre 47 ; parmi les auteurs contemporains, voir K.M. MacCaffree, « The Earnings Differentials Between White Collar and Manual Occupations », *The Review of Economics and Statistics*, fév. 1952.

57. *Op. cit.*

58. *Op. cit.*

59. *Op. cit.*

les écarts de revenu font équilibre à un certain nombre de facteurs qui différencient les occupations.

Dans la définition donnée précédemment à la différence compensatrice on inclut aussi bien les facteurs monétaires que les facteurs non monétaires ; mais il arrive également qu'on utilise cette notion dans un sens plus restreint : la différence de salaire nécessaire pour compenser l'investissement humain.

Les travailleurs qualifiés ou les ouvriers de métier se distinguent des autres participants de la main-d'œuvre de travail en ce qu'ils ne peuvent exercer leurs occupations qu'après avoir reçu un entraînement spécialisé durant leur période d'apprentissage⁶⁰. Ainsi, l'apprenti sacrifie une partie du revenu qu'il pourrait effectivement encaisser s'il s'adonnait immédiatement à une occupation qui ne demande pas d'apprentissage. Il fait un investissement. Pour compenser ces investissements ou les frais encourus pour l'acquisition d'une formation spécifique, il doit, quand il exerce ses fonctions spécialisées, recevoir un revenu supérieur à celui du non-qualifié. Si on fait abstraction de tout autre facteur, cet écart de revenu entre le non-qualifié et le qualifié constitue une différence d'équilibre égale à la rémunération du capital investi pour l'acquisition de la formation spécifique.

Mais bien que la durée de l'instruction et de l'apprentissage soit probablement l'un des facteurs les plus objectifs qui influencent les jeunes dans le choix de leur carrière, il n'en demeure pas moins que, selon l'expression d'Adam Smith, le jeune homme qui choisit une occupation considère également les avantages non pécuniaires des diverses occupations qui s'offrent à lui. Mais les conséquences de cette réserve qui peuvent prendre du relief lorsqu'on considère les écarts hiérarchiques *per se*, s'estompent lorsque, comme dans le cas actuel, la différence d'équilibre est étudiée dans une *perspective temporelle*. Car dans cette optique, même si nous tenons compte de facteurs autres que l'investissement du capital humain, susceptibles avec ce dernier de donner

60. La longueur de l'apprentissage varie selon les métiers et l'époque. Au XVIII^e siècle, selon le Professeur Douglas (Paul Douglas, *American Apprenticeship and Industrial Education*, cité par Summer-H. Slichter, *Union Policies and Industrial Management*, Brookings Institution, Washington, 1941, p. 25 et suiv.), les apprentis devaient parfaire leur formation spécialisée durant environ sept années. Cette période d'apprentissage a été fortement réduite depuis cette époque et, avant la guerre aux États-Unis, elle était de quatre à cinq années (Summer-H. Slichter, *op. cit.*, p. 26). Aujourd'hui, elle est de trois années, en moyenne, aux États-Unis (*Apprentice Training*, Washington, 1956), et d'environ quatre années au Canada (*Les effectifs spécialisés et professionnels au Canada*, Ottawa, p. 7).

un fondement à la hiérarchie salariale, les écarts polyennaux de salaires ne sont affectés que par la variation du capital humain si, effectivement, *seul ce dernier facteur varie et que les autres demeurent constants*. Donc nous ne nions pas l'existence des autres facteurs susceptibles, avec le capital humain, de donner naissance aux écarts hiérarchiques ; nous supposons seulement qu'ils ne varient pas ⁶¹.

Certes, la concurrence est souvent limitée par l'imposition de restrictions quant au nombre des candidats admis à l'exercice de métiers spécialisés. Dans ce cas, étant donné l'inélasticité de l'offre de travail, il arrive que l'investissement humain est rémunéré à un taux plus élevé que le taux courant du marché, qu'il procure une compensation plus élevée que celle qui est nécessaire pour attirer un nombre suffisant de travailleurs qualifiés. Dans cette conjoncture, le développement de l'éducation pourra n'avoir pour effet que de changer l'élasticité de l'offre de travail sans qu'il se produise de déplacement de la cédule. Lorsque cette situation existe, il est vrai d'affirmer que la théorie de la différence compensatrice ne conserve qu'une valeur de référence. Mais au reste, il demeure quand même possible d'établir une relation entre les inégalités de salaire et le développement de l'éducation. Il suffit de tenir compte du fait que le taux de rendement a pu changer entre le début et la fin de la période étudiée.

Une objection apportée à l'encontre de l'utilisation de la notion de différence compensatrice pour expliquer les écarts occupationnels de salaire consiste dans l'énoncé que le capital investi dans l'éducation n'est pas à proprement parler un investissement, mais un bien de consommation. Cette objection n'est pas sans fondement. De plus, on doit concéder que le marché pour les investissements humains est lui-même imparfait. Néanmoins, dans le cas présent, l'objection ne porte pas, car les coûts de l'instruction consistent principalement en des coûts

61. Pour que la notion de différence compensatrice puisse être utilisée pour expliquer au moins une partie des écarts de salaires existant entre les qualifiés et les non-qualifiés, il faut qu'un certain degré de concurrence existe entre ces deux groupes de travailleurs. Les Professeurs Jean Marchal et Jacques Lecaillon ont fait remarquer avec justesse que les cols blancs (l'étude de M. McCaffree, *op. cit.*, confirme d'ailleurs cette hypothèse, pour les États-Unis) et les travailleurs manuels sont des groupes non concurrentiels et que la rémunération de ces derniers tend à prendre un caractère différent de celle des cols blancs. Mais la même remarque ne s'applique pas nécessairement aux travailleurs qualifiés en regard des travailleurs non qualifiés. Le fait que ces deux groupes fassent tous deux partie de la catégorie des manuels et que la capillarité occupationnelle, au moyen de la formation d'usage en usine, est possible, les rend plus concurrents que ne peuvent l'être les travailleurs cléricaux d'une part, et les travailleurs manuels d'autre part.

alternatifs, c'est-à-dire en des revenus non gagnés ; toutes choses étant égales par ailleurs, un individu est libre d'investir puisqu'il n'a rien à déboursier, mais seulement à transférer une partie de son revenu à une période ultérieure. Pour effectuer ce genre d'investissement, nul n'est besoin d'avoir recours au marché des capitaux.

Ces diverses propositions suggèrent que l'hypothèse selon laquelle la différence de salaire basée sur les qualifications professionnelles possède un fondement théorique et aurait avantage à être vérifiée empiriquement. C'est l'objet des paragraphes subséquents⁶².

Jusqu'ici nous avons centré notre attention sur les écarts de salaire. Nous introduisons maintenant des considérations sur l'évolution de ces écarts.

Si la différence dans le niveau d'instruction peut être considérée comme étant à la base d'une certaine disparité de salaire, ne pouvons-nous pas émettre en corollaire l'hypothèse selon laquelle le développement de l'éducation a amené des changements dans la structure occupationnelle des revenus ou des salaires ? A. G. B. Fisher dans un article d'avant-garde a déjà tenté d'établir la relation qui existe entre le développement de l'éducation et « le rétrécissement de la marge entre les salaires des ouvriers qualifiés et ceux des ouvriers non qualifiés »⁶³. Cet auteur fut probablement un des premiers à vérifier l'hypothèse,

62. Dans les études récentes, on trouve des informations statistiques précises sur la notion de différence compensatrice, lorsque cette différence est ramenée à la compensation du capital investi pour l'acquisition d'une formation spécifique.

H. S. Houthakker (« Education and Income », *The Review of Economics and Statistics*, fév. 1959) et H. P. Miller (« Income in Relations to Education », *The American Economic Review*, déc. 1960), ont calculé le revenu-vie entière des divers participants à la main-d'œuvre en groupant les titulaires de revenu suivant leur niveau d'instruction. Ainsi, H. P. Miller a établi, qu'en 1958, le porteur d'un certificat de sixième année pouvait compter obtenir un revenu de 150,000 dollars durant sa vie de travail, alors que le revenu-vie entière du porteur d'un B.A. se chiffre, en moyenne, à 367,000 dollars. En partant de ces différences de revenus et de niveaux d'instruction, il devient aisé de calculer le rendement sur le capital investi dans l'éducation. Solomon Fabricant, Garry-S. Backer et Lester-G. Telser ont établi que ce rendement pouvait se situer entre 12 et 15 pour cent. Cf. :

— Solomon Fabricant, *Investment in Economic Knowledge*, National Bureau of Economic Research, Princeton University, 1957 ;

— Garry-S. Backer, « Underinvestissement in College Education », *proceedings*, American Economic Association, mai 1960 ;

— Lester-G. Telser, « Notes on Economic Growth », University of Chicago, Office of Agricultural Economic Research, étude no 5806, 1958, p. 15, cité par Edward-F. Renshaw, « Estimating Return to Education », *The Review of Economics and Statistics*, août 1960.

63. G. B. Fisher, « Le développement de l'instruction et les taux relatifs de salaire », *Revue Internationale du Travail*, juin 1932.

déjà formulée par J.-S. Mill⁶⁴ et A. Marshall⁶⁵, selon laquelle les changements temporels survenus dans les écarts de salaire entre les qualifiés et les non-qualifiés au début du XX^{ème} siècle pouvaient s'expliquer par le développement de l'éducation. Toutefois, sa thèse est développée en termes généraux, c'est-à-dire que l'auteur explique la différence occupationnelle au moyen de l'abondance et de la rareté relative de l'offre des travailleurs qualifiés et non qualifiés, mais il ne fait pas de vérification statistique rigoureuse. Il mentionne que durant les cinquante années qui ont précédé son étude (1932), les politiques d'éducation sont devenues plus libérales et que nombre de travailleurs qui, naguère, devaient entrer sur le marché du travail comme ouvriers non qualifiés, peuvent désormais soit occuper des emplois de cols blancs, soit s'orienter vers les métiers classés de l'industrie. De plus, il observe que, par rapport aux générations antérieures, la main-d'œuvre non qualifiée s'est raréfiée. Cette diminution relative des non-qualifiés explique, selon M. Fisher, le resserrement de la marge entre la rémunération des qualifiés et celle des non-qualifiés. Mais Fisher ne dépasse pas le stade de cette hypothèse qui reste très générale.

Il est possible de transposer les précédentes déductions, fondées sur la rareté et l'abondance des travailleurs qualifiés, en termes de coût d'acquisition d'une formation spécifique : avec le développement de l'éducation, le niveau de base de l'instruction des non-qualifiés a augmenté, de sorte qu'il devient moins onéreux en termes économiques de se perfectionner pour obtenir des qualifications professionnelles. C'est en ce sens que l'on peut parler d'une restructuration de l'offre de travail en longue période. Cette proposition est composite, elle sera scindée en ses constituants plus loin⁶⁶.

64. J.-S. Mill affirme en particulier : « *The general relaxation of conventional barriers, and the increased facilities of education which already are, and will be in a much greater degree, brought within the reach of all tend to produce among many effects, on which is the reverse ; they tend to bring down the wages of skill labour* », dans *Principles of the Political Economy*, Longmans, Londres, 1888, p. 238.

65. Il affirme : « Pour réduire notamment l'écart existant entre les gains normaux d'un arpenteur et d'un charpentier, il suffirait, par une simple et facile amélioration de l'organisation sociale actuelle, d'offrir à tous les individus suffisamment doués la possibilité de recevoir l'enseignement nécessaire à leur ascension professionnelle », dans « *A Fair Rate of Wages* » ; cet essai, paru d'abord comme préface au livre de L.-L. Price : *Industrial Peace* (1887), a été réédité dans A.-C. Pigou, *Memorials of Alfred Marshall*, MacMillan & Co., 1925, p. 214. Cité par A.-G.-B. Fisher, « Le développement de l'instruction et les taux relatifs de salaire », *op. cit.*

66. On peut également chercher une explication de la disparité des salaires et de son évolution dans la disparition de la rente monopolistique. On se rapprocherait ainsi de l'idée d'abord émise par J.-S. Mill et reprise en particulier par Taussig.

Donc, pour évaluer le rôle joué par la restructuration de l'offre dans l'écrasement de la hiérarchie des salaires, il faut d'abord établir une relation fonctionnelle rigoureuse entre l'investissement dans l'apprentissage d'un métier, d'une part, et les marges dans la rémunération des travailleurs qualifiés et des ouvriers non qualifiés, d'autre part.

La marge de qualification ou la différence compensatrice entre le salaire d'un travailleur qualifié et celui d'un non-qualifié est la variable dépendante du modèle ; l'investissement pour l'acquisition d'une formation spécifique en est la variable indépendante.

Ayant établi la relation entre ces deux variables, on peut se demander si des changements dans le coût de l'acquisition de la formation spécifique ne pourrait pas être à la base d'une baisse dans les différences de salaire entre les travailleurs qualifiés et les non qualifiés. Cela nous amène à déterminer en quoi consistent les coûts de l'acquisition d'une formation spécifique.

La quantité d'investissement pour l'acquisition d'une formation spécifique dépend de trois éléments : 1) la durée de l'apprentissage ; 2) les coûts alternatifs de l'apprenti, et 3) la différence d'instruction formelle entre les qualifiés et les non-qualifiés. Il y aura une diminution dans les investissements des travailleurs qualifiés si la durée de l'apprentissage a tendance à diminuer et si les coûts alternatifs diminuent, c'est-à-dire si le salaire des apprentis tend à se rapprocher de celui des manœuvres ; car nous supposons que l'alternative pour l'apprenti consiste en une tâche non spécialisée. Les investissements humains diminueront également si la durée de l'apprentissage et la différence entre l'instruction formelle des travailleurs qualifiés et des non-qualifiés sont à la baisse.

Ces investissements forment une partie de la relation, l'autre partie prend appui dans la différence des revenus, vie entière, entre les qualifiés et les non qualifiés. Ces revenus doivent être escomptés par un taux d'intérêt approprié : le rendement sur le capital humain.

Nous servant de la méthode traditionnelle utilisée pour le calcul du rendement du capital et des applications qu'en ont fait certains auteurs ⁶⁷, nous établissons la relation suivante entre l'investissement en

67. Friedman and Kuznets, *Income Independent Professional Practice*, National Bureau of Economic Research, New-York 1954, p. 142 ; Keat, Paul-G., « Long Run Changes in Occupational Wage Structure, 1900-1956 », *The Journal of Political Economy*, déc. 1960 ; Houthakker, H.-S., « Education and Income », *The Review of Economic Statistics*, fév. 1959. La formule utilisée par le Professeur Houthakker pour

capital humain, d'une part, et le rendement sur ce capital, d'autre part. Le rendement est égal à la différence de revenu pour la vie entière entre un qualifié et un non-qualifié ; cette différence de revenu doit être ramenée à sa valeur présente tout comme l'investissement d'ailleurs, s'il s'échelonne sur plusieurs années. Il est à noter que dans cette formule, nous reconstituons le revenu-vie entière en intégrant un revenu annuel moyen. Le modèle que nous utilisons est assez général et tend à indiquer les tendances plus que les variations exactes.

(1)

$$\int_a^b \frac{C}{e^{it}} dt = \int_b^T \frac{S}{e^{it}} dt - \int_b^T \frac{M}{e^{it}} dt$$

M : Salaire d'un manoeuvre.

A : Salaire d'un apprenti.

S : Salaire d'un qualifié.

i : Taux d'intérêt ou rendement sur le capital.

a : Différence entre l'éducation formelle du non-qualifié et du qualifié.

$b-a$: Durée de l'apprentissage.

T : Longueur de la vie de travail.

C : Coût de la formation spécifique, ou investissement.

D'après les principes posés ci-haut, nous pouvons traduire le C par la différence entre M et A et nous obtenons (2) :

(2)

$$\int_a^b \frac{M}{e^{it}} dt + \int_0^a \frac{M}{e^{it}} dt - \int_a^b \frac{A}{e^{it}} dt = \int_b^T \frac{S}{e^{it}} dt - \int_b^T \frac{M}{e^{it}} dt$$

escompter les revenus n'apparaît pas dans son article, mais il nous a confirmé dans une lettre qu'elle avait la même forme que celle employée ici, sauf que le revenu-vie entière est départagé en périodes de dix ans, ce qui est plus précis. Mais la référence la plus importante est : Jacob Mincer, « On-the-Job training : Costs, Returns, and some Implications », *The Journal of Political Economy*, octobre 1962, (supplément). Voir aussi de Mincer, « Investment in Human Capital and Personal Income Distribution », *The Journal of Political Economy*, août 1958.

En faisant des transformations sur la formule (2)⁶⁸, nous obtenons :

(3)

$$\frac{M}{S} = \frac{A}{S} \left[\frac{(e^{-i(b \cdot a)} \cdot e^{-ia}) - e^{-ia}}{e^{-iT} - 1} \right] + \frac{e^{-iT} - (e^{-i(b \cdot a)} e^{-ia})}{(e^{-iT} - 1)}$$

En remplaçant les variables indépendantes dans la formule (3) par leur valeur en 1950 et en 1920 et en établissant le rapport $M/S_{(1950)} / M/S_{(1920)}$ à partir des résultats obtenus par cette équation, nous allons justement voir quelle proportion de la baisse observée dans la disparité salariale peut s'expliquer par les changements dans les variables énumérées plus haut. Trouvons d'abord la valeur des variables indépendantes durant la dernière décennie.

$\frac{A}{S}$: D'après des calculs que nous avons faits pour l'industrie de l'imprimerie, le secteur de la construction et l'industrie de la plomberie et du chauffage, on peut l'évaluer à 62.5 p.c.⁶⁹

$b-a$: L'apprentissage est égal à quatre années. Les informations ont été obtenues dans *Les effectifs spécialisés et professionnels au Canada, 1945-1965*⁷⁰.

a : Les calculs que nous avons faits en nous fondant sur le recensement de 1951, nous donnent les résultats suivants : la fréquentation scolaire en années d'école des travailleurs qualifiés, 8.48

68. La formule se condense et devient :

$$\int_0^T \frac{M}{e^{it}} dt = \int_a^b \frac{A}{e^{it}} + \int_b^T \frac{S}{e^{it}} dt$$

Cette formule signifie que la valeur actualisée du revenu du manœuvre est égale à la valeur actualisée du revenu du qualifié. Son intégration donne :

$$\frac{M (e^{-iT} - 1)}{-i} = \frac{A (e^{-ib} - e^{-ia})}{-i} + \frac{S (e^{-iT} - e^{-ib})}{-i}$$

$$\frac{M}{S} = \frac{A}{S} \left[\frac{(e^{-ib} - e^{-ia})}{(e^{-iT} - 1)} \right] + \frac{e^{-iT} - e^{-ib}}{(e^{-iT} - 1)}$$

La première formule de la présente note est équivalente à celle utilisée par I. Fisher. Pour cet auteur, le taux i est celui qui égale à zéro la différence entre deux options (possibles) d'investissement (*The Theory of Interest*, 1930 et 1954).

69. Pour les calculs ayant permis d'établir ce pourcentage, cf., appendice II, ci-dessous, p. 239.

70. Commission Royale d'Enquête sur les perspectives économiques du Canada, Ottawa, 1957.

OFFRE DE TRAVAIL ET DISPARITÉ DES SALAIRES

années ; la fréquentation scolaire en années d'école des manœuvres, 7.22. Ce qui donne pour a une valeur de 1.26 année⁷¹.

T : La longueur de la vie de travail peut être évaluée à quarante-cinq années.

i : D'après des informations fournies par les auteurs américains, on peut lui donner une valeur de 14 p.c.

Pour apprécier l'influence des changements dans l'investissement pour l'acquisition d'une formation spécifique sur l'évolution des écarts de salaire, il nous faut trouver la valeur de ces mêmes variables pour 1920. Ces dernières données sont parfois difficiles à évaluer. Il nous faudra à l'occasion avoir recours à des estimations. De plus, d'une façon générale, nous ne pouvons pas obtenir des informations pour 1920. Cependant, nous croyons que la période que nous avons étudiée peut se diviser entre les années qui ont précédé la deuxième guerre mondiale et celles de l'après-guerre. De sorte que même si nous n'avons pas de valeurs pour 1920, toute information pour une année qui se situe avant ou au début de la deuxième guerre est acceptable.

$\frac{A}{S}$: D'après des informations obtenues dans la *Gazette du Travail* concernant les métiers de la construction au Québec et les métiers de l'imprimerie pour Montréal, nous l'évaluons à 45 p.c.

$b-a$: D'après des informations que nous avons obtenues en dépouillant la *Gazette du Travail* pour les années antérieures à 1940, nous pouvons l'évaluer à quatre années tout comme en 1950.

a : Il n'existe pas de statistiques pour 1920. Nous l'estimons d'abord au même niveau qu'en 1950. Comme il est vraisemblable qu'il soit plus élevé en 1920, toutefois, nous faisons une seconde épreuve en le supposant égal à 2.00.

71. Les travailleurs qualifiés sont les suivants : ébénistes et fabricants de meubles ; tourneurs, raboteurs et autres ; papetiers ; machinistes (métaux) ; outilleurs et assembleurs ; tôliers et ferblantiers ; mouleurs et noyauteurs ; modeleurs ; limeurs ; chaudronniers ; plombiers (construction) ; électriciens (construction) ; charpentiers (construction) ; maçons (construction). La formule suivante a d'abord été utilisée :

$$\text{mode} = l - \frac{d_1}{d_1 - d_2} \quad \text{i où :}$$

l = borne inférieure de la classe du mode ;

d_1 = différence entre la fréquence de la classe modale et celle de la classe précédente ;

d_2 = différence entre la fréquence de la classe modale et celle de la classe supérieure ;

i = intervalle de classe du mode.

Ensuite, nous avons établi la moyenne simple.

T : Quarante-cinq.

i : Même valeur qu'en 1950, 14 p.c.

Les chiffres présentés plus haut sont des valeurs de référence. Au tableau VII, nous avons obvié à l'insuffisance des statistiques en présentant des estimations de M/S fondées sur des évaluations différentes des variables.

Tableau VII
Estimations de M/S

	Années	A/S	b-a	a	T	i	M/S	$\frac{M}{S}$ 1950 $\frac{M}{S}$ 1920
I	1950	.625	4	1.26	45	.14	.705	109
	1920	.450	4	1.26	45	.14	.644	
II	1950	.625	4	1.26	45	.14	.705	122.6
	1920	.450	4	2	45	.14	.575	
III	1950	.625	4	1.26	45	.14	.705	116
	1920	.450	5	1.26	45	.14	.608	
IV	1950	.625	4	1.29	43	.12	.732	118
	1920	.450	4	2	43	.12	.620	
V	1950	.625	4	1.29	40	.11	.741	109
	1920	.450	4	1.29	40	.15	.674	

Rapprochons les résultats des modèles I, II, III et IV, de ceux que nous avons obtenus précédemment par l'observation des différences de rémunération telles qu'elles apparaissent dans les suites temporelles de salaires.

Ces résultats observés, toutefois, doivent être transformés de façon à ce qu'ils soient comparables avec ceux qui ont été obtenus à l'aide de l'équation (3). En effet, cette équation donne le rapport (M/S). Or, les résultats observés dans les séries historiques et qui apparaissent au tableau III donnent (S/M). Il nous est possible par une simple opération arithmétique de transformer les valeurs du tableau III de telle sorte que nous ayons la rémunération des manœuvres en pourcentage

des qualifiés, c'est-à-dire (M/S)⁷². Nous constatons que les non-qualifiés obtiennent entre 1948 et 1958 un revenu égal à 66.8 p.c. du revenu des qualifiés, alors que pour 1920-1929 leur rémunération n'était que de 54 p.c. de celle des qualifiés. Le rapport de la rémunération relative entre les deux périodes s'établit donc à 123.7 p.c. (66.8/54.0). Voilà pour le rappel des résultats observés.

Si les estimations du modèle I sont retenues, une fraction plus élevée de la baisse des écarts peut s'expliquer par les changements dans le capital humain : 109/123. Par contre, les modèles II, III et IV ont une valeur interprétative plus importante : 122/123 ; 116/123 ; 118/123. En fait, le modèle est très sensible aux changements dans a : la différence d'éducation formelle des qualifiés et des non-qualifiés.

Dans les précédentes évaluations des modèles I, II, III et IV, nous avons utilisé le même taux d'intérêt au début et à la fin de la période. Nous neutralisons par le fait même tout effet dû à des changements dans la rente occupationnelle. Mais ne se peut-il pas qu'une partie de la baisse observée soit due à des changements dans la valeur de cette rente ? Dans cette hypothèse, les marges de qualification en 1920 auraient été indûment élevées. Leur rétrécissement, comme l'affirme Lloyd-G. Reynolds⁷³, aurait eu pour résultat d'amener les écarts occupationnels de salaire à un niveau beaucoup plus rapproché de la différence d'équilibre que ne le faisaient les fortes marges qui existaient avant que ces rétrécissements ne prennent place.

Dans ce dernier cas, le développement de l'éducation amène la baisse de la rente monopolistique. D'ailleurs, la plupart des études qui ont été faites sur le sujet et dans lesquelles on considère le rôle joué par l'éducation dans la restructuration de l'offre de travail se basent sur le raisonnement, au moins implicite, que le développement de l'éducation a agi sur la hiérarchie salariale en affectant d'abord les rentes

72. Nous devons noter ici qu'il n'est pas complètement indifférent d'utiliser S/M ou (M/S) dans le calcul des variations séculaires des écarts de salaire. En utilisant S/M , nous obtenons une variation à la baisse. Si, par contre, nous utilisons M/S , nous obtenons une variation à la hausse. Or, il existe une règle mathématique qui veut que les variations à la baisse ne dépassent jamais 100 p.c. et que les variations à la hausse soient sans limite. Il s'ensuit que les variations de M/S sont plus élevées que celles obtenues en utilisant S/M .

73. « The Impact of Collective Bargaining on the Wage Structure in the United States », dans John-T. Dunlop, *The Theory of Wage Determination*, op. cit.

occupationnelles, par l'augmentation relative de l'offre de travail de certaines occupations ⁷⁴.

L'épreuve statistique du modèle V est orientée dans ce sens. Supposons que toutes les variables indépendantes soient fixes, sauf le taux de rendement qui, lui, évolue de .15 à .11. Cette baisse dans la rentabilité du capital explique quelque 10 pour cent de l'écart des revenus.

Après avoir fait ces calculs, nous voulons faire certaines observations.

Tout d'abord, il est à remarquer que le salaire des apprentis se rapproche de plus en plus de celui des manœuvres. Lorsque le salaire des apprentis devient le même que celui des non-qualifiés, les coûts alternatifs des apprentis sont nuls durant la période d'apprentissage. Toutefois, il existe toujours une différence entre la scolarité du qualifié (et donc de l'apprenti) et du non-qualifié. Toutes choses étant égales d'ailleurs, cette différence de scolarité peut justifier une certaine différence de revenu entre le qualifié et le non-qualifié.

Enfin, on doit faire mention du fait qu'entre la sortie de l'école et le premier emploi stable, il existe une certaine période durant laquelle le revenu est loin d'être régulier. De plus, ce sont ceux qui se destinent à des emplois non qualifiés qui sont le plus susceptibles d'être affectés par le caractère erratique de l'emploi durant cette période. Ces derniers non seulement sont plus jeunes lorsqu'ils entrent sur le marché du travail mais, au contraire, des apprentis qui sont généralement assurés de la continuité de l'emploi dès qu'ils s'engagent par un contrat d'apprentissage, les jeunes travailleurs non qualifiés sont sujets au chômage. Il est à noter toutefois que dans le groupe des apprentis un certain nombre ne sont entrés en apprentissage qu'après avoir été affectés par le chômage.

74. Cf. La discussion par le Professeur Phelps Brown du mémoire présenté par H. A. Turner à la Table Ronde de l'A.I.S.E., dans *The Theory of Wage Structure* (J. T. Dunlop (éd.), p. 372). Cette position s'inscrit d'ailleurs dans la tradition des théoriciens anglais du « Welfare ». Selon le mot de Pigou, le groupe des non-qualifiés constitue une réserve de travail où l'on peut entrer, mais d'où l'on ne peut sortir. Dès lors, comme l'affirme Hugh Dalton, l'éducation en permettant à tous les travailleurs, dès leur entrée sur le marché du travail, de postuler les emplois les mieux rémunérés, et en augmentant ainsi la concurrence inter-occupationnelle, demeure un facteur puissant de la réduction des écarts de salaires. (Hugh Dalton, *The Inequality of Income*. Routledge, Kagon & Paul, Londres 1949, p. 264.)

De toute façon, quant à l'incidence de tels phénomènes sur la disparité salariale, on peut dire que la différence compensatrice entre le salaire des qualifiés et des non-qualifiés doit être réduite si les probabilités de chômage sont plus élevées chez les non-qualifiés que chez les qualifiés ⁷⁵.

Gérald MARION,
*professeur à la Faculté des
Sciences sociales (Montréal).*

75. « Cet article est un résumé des chapitres V et VI d'une thèse de doctorat en économique (cycle de recherche) présentée à Paris et intitulée : « Contribution à l'étude de la répartition fonctionnelle et hiérarchique des revenus, au Canada, 1910-1960 » (titre abrégé). Monsieur Jean Marchal fut le rapporteur de notre thèse. Nous le remercions de ses précieux conseils.

APPENDICE

I

La note ci-dessous concernant la relation qui existe entre l'utilité et le revenu a été développée principalement par Hugh Dalton, (*The Inequality of Income*, Routledge & Kegan Paul Ltée, 1949 (annexe) ; Yntema, Dwight, « Measures of the Inequality of Income », *Journal of the American statistical Association*, déc. 1933, p. 423). Supposons d'abord que tous les revenus d'une certaine distribution sont égaux. Dans ce cas, en vertu du principe de l'utilité marginale décroissante, nous devons conclure que cette répartition des revenus donne une utilité totale maximum (UMa). Par contre, lorsque les revenus sont inégalement distribués, l'utilité totale n'est plus maximum. L'introduction d'une certaine inégalité dans les revenus amène une diminution dans l'utilité totale réalisée (Ut). Le quotient de l'utilité totale maximum par l'utilité totale réalisée peut donc représenter l'inégalité en termes de bien-être, soit : $\frac{UMa}{Ut} = M$, où : $M > 1$.

Nous avons là une mesure d'inégalité M fondée sur l'utilité des revenus. Établissons maintenant une relation rigoureuse entre l'utilité et les revenus, ce qui nous permettra par la suite d'évaluer l'inégalité en termes de revenus. Nous pouvons écrire la fonction suivante : (1) $Ut = f(X_1, X_2, X_3, \dots, X_n)$ où Ut est l'utilité totale dérivée d'une certaine distribution de revenus $X_1, X_2, X_3, \dots, X_n$. Lorsque $UMa = 1$, tous les revenus sont égaux, et l'utilité totale réalisée à Ut à partir d'une certaine distribution est égale à l'utilité totale maximum (UMa). Dans tous les autres cas, le rapport est supérieur à 1 et reflète, comme nous l'avons dit plus haut, l'inégalité en termes de bien-être : l'utilité totale maximum (UMa) qu'il serait possible d'obtenir par une redistribution des revenus est supérieure à celle obtenue effectivement par la distribution existante (Ut). L'importance de cette fonction vient de ce que, en établissant une égalité entre l'utilité totale

et les revenus, elle permet désormais de discuter de l'inégalité à partir exclusivement des revenus. Pour établir l'inégalité en termes de revenus et tenir compte des principes exposés plus haut, il suffit d'établir une relation entre deux paramètres qui sont égaux (dont le quotient est égal à 1) lorsque les revenus de la distribution sont égaux, mais qui, par contre, prennent des valeurs différentes lorsqu'est introduite l'inégalité dans les revenus faisant partie de la distribution. Cette dernière mesure d'inégalité est la transposition en termes de revenu, de l'inégalité posée en termes d'utilité dans les paragraphes précédents, où nous avons établi que, pour toute distribution de revenu où les écarts étaient nuls, l'utilité totale observée était égale à l'utilité maximum pouvant être obtenue, mais qu'elle prenait une valeur inférieure au maximum pour toute autre distribution. Les deux paramètres pouvant être choisis pour mesurer l'inégalité des revenus sont la moyenne arithmétique et la moyenne géométrique. Nous savons que la moyenne arithmétique et la moyenne géométrique d'un ensemble sont égales lorsque les termes de la distribution dont elles représentent la valeur

centrale sont égaux. Ainsi $\frac{xa}{xg} = 1$ quand les revenus sont égaux ($xa =$ moyenne arithmétique, $xg =$ moyenne géométrique). Par ailleurs, ces deux paramètres diffèrent lorsque les revenus ne sont pas identiques :

$\frac{xa}{xg} = M$, où M est une fraction plus grande que 1 ; tout comme d'ailleurs, lorsque la question était posée en termes d'utilité, nous avons $\frac{UMa}{Ut} = M$ pour toute distribution de revenus non identiques. Soit

la distribution $X_1, X_2, X_3, \dots, X_n$, où les écarts entre les termes sont nuls. La moyenne arithmétique de cette distribution divisée par la moyenne géométrique donne la relation suivante :

$$(2) \quad \frac{X_1 + X_2 + X_3 + \dots + X_n}{N} \div \sqrt[N]{X_1 \cdot X_2 \cdot X_3 \cdot \dots \cdot X_n} = 1$$

Supposons maintenant que les termes de la distribution sont inégaux. À ce moment, étant donné les qualités possédées par la moyenne géométrique et la moyenne arithmétique, nous aurons :

$$(3) \quad \frac{X_1 + X_2 + X_3 + \dots + X_n}{N} \\ \frac{\quad}{\sqrt[n]{X_1 \cdot X_2 \cdot X_3 \cdot \dots \cdot X_n}} = M$$

où $M > 1$

Lorsque les revenus ne sont pas égaux, le résultat de l'opération donne : $M > 1$. Les deux paramètres utilisés sont donc sensibles à refléter le passage de l'égalité à l'inégalité ; mais, et c'est le point capital de la présente démonstration, ils peuvent également être utilisés pour mesurer les changements dans l'inégalité lorsqu'il se produit des variations dans la dispersion. D'abord, changeons proportionnellement tous les revenus de l'équation (3) et voyons si l'inégalité est affectée. Notons que les revenus de la distribution sont déjà inégaux. Nous avons :

$$(4) \quad \frac{bX_1 + bX_2 + bX_3 + \dots + bX_n}{N} \\ \frac{\quad}{\sqrt[n]{bX_1 \cdot bX_2 \cdot bX_3 \cdot \dots \cdot bX_n}} = M$$

D'après cette première approximation, une augmentation proportionnelle n'affecte pas la disparité des revenus ou des salaires : le résultat est le même que celui donné par l'équation (3). Si, d'autre part, nous augmentons toutes les cotes de rémunération d'un même montant, la moyenne géométrique augmente plus fortement que la moyenne arithmétique de sorte que l'inégalité diminue. Nous avons :

$$(5) \quad \frac{(X_1 + dX_1) + (X_2 + dX_1) + (X_3 + dX_3) + \dots + (X_n + dX_n)}{\sqrt[n]{(X_1 + dX_1) (X_2 + dX_2) (X_3 + dX_3) \dots (X_n + dX_n)}} = M^1$$

où $M^1 < M$. On ne peut donc pas conclure à la stabilité dans la disparité des revenus à partir du critère de la stabilité dans les écarts absolus de salaire ; car bien que la variation des écarts en chiffres absolus soit la même pour tous les revenus, la disparité diminue. En articulant les divers éléments des conclusions auxquelles nous sommes parvenus, on déduit que toute augmentation de salaire qui n'est pas proportionnelle au niveau de la rémunération diminue la disparité salariale, tandis que

OFFRE DE TRAVAIL ET DISPARITÉ DES SALAIRES

lorsque l'augmentation est proportionnelle au niveau des revenus, l'inégalité ou la disparité demeure inchangée. De ce qui précède, il découle que c'est la mesure de disparité relative qui est appropriée dans l'étude de l'évolution de la disparité salariale, car ce paramètre évolue parallèlement à l'inégalité elle-même. Toutefois, ce n'est là qu'une première approximation. Hugh Dalton a démontré que, dans un contexte d'augmentation générale des revenus, l'égalité diminue même lorsque les écarts procentuels sont maintenus.

II

Salaires des apprentis en p.c. de la rémunération pour certains métiers (A/S, formule (3), p. 53), région de Montréal¹ :

	1937	1938	1940	1953	1954	1958	1959
<i>Imprimerie² :</i>							
Compositeur	41.4		45.8		56.2		
Pressier de rotatives	36.4				57.8		
Pressier de cylindres	38.8		40.2		68.0		
Pressier de platines			49.2		80.4		
Opér. de multigraphe	40.9		45.8		77.3		
Relieur	41.8		45.0		57.9		
<i>Bâtiment³ :</i>							
Électricien			34.6	56.2			56.2
Plombier	38.3		33.8	48.1			
Briqueteur	52.5	52.5		66.2			66.2
Charpentier-menuisier	52.5	52.5		66.2			66.2
Peintre	52.5	52.5		66.2			66.2
Plâtrier	52.5	52.5		66.2			66.2
<i>Bronze et fer d'ornementation⁴ :</i>							
Mécanicien		51.8				51.8	

1. Ce qu'il faut retenir surtout, ce ne sont pas les rapports de A/S comme tels, mais les changements dans la valeur de A/S. Ainsi, pour les plombiers dans « bâtiment », le niveau en 1953 est relativement bas : 48 p.c. Cependant, en 1937, le rapport était de 38 p.c., il y a donc une baisse de quelque 25 p.c.

2. *Emploi, Heures ouvrées, Salaires 1940-1949*, Le Comité Paritaire de l'Industrie de l'Imprimerie de Montréal et du district, déc. 1950, pp. 24-42; *Emploi et Salaires dans l'Industrie de l'Imprimerie, 1950-1957*, pp. 40-157.

3. *Gazette du Travail*, mars 1937, p. 381; *Gazette Officielle de Québec*, 19 septembre 1953, tome 85, no 38, pp. 2832-3.

4. *Gazette Officielle de Québec*, 10 septembre 1938, p. 3152. Décret relatif à l'industrie du fer et bronze d'ornementation, no 487, 1958, p. 4.