

La pauvreté des enfants au Canada de 1973 à 1993

Une analyse économique de la situation*

Pierre LEFEBVRE, Philip MERRIGAN et Stéphane GASCON
*Département des sciences économiques
Université du Québec à Montréal*

1. INTRODUCTION

Dans le récent Document de travail fédéral sur la sécurité du revenu dans le Canada de demain (Canada, 1994a), le niveau élevé et persistant de la pauvreté chez les enfants canadiens est offert comme une des « preuves » de l'inefficacité relative du système canadien de la sécurité sociale. Parmi les constats qui peuvent être fait à cet égard certains soutiennent cette affirmation, d'autres non.

Le profil de la pauvreté tracé par le Conseil national du bien-être social (CNBES, 1995), à l'aide des seuils de faible revenu de Statistique Canada, indique que le taux national de pauvreté chez les enfants de moins de 18 ans a toujours été égal ou supérieur à 15 % environ depuis 1980. Le taux a suivi la situation générale de l'économie : hausse de 1980 à 1984 (14,9 % à 19,6 %), puis baisse par la suite jusqu'en 1989 (14,5 %) et augmentation de 1990 à 1993 (20,8 %). Le bilan du Canada relativement à la pauvreté des enfants et, en particulier, des familles monoparentales à chef féminin lorsqu'on le compare à ceux des pays

* Cette étude a été réalisée dans le cadre d'un projet de recherche subventionné par le Conseil québécois de la recherche sociale.

développés apparaît de fait comme peu enviable. En effet, les exercices de comparaison internationale de l'incidence de la pauvreté (Förster, 1994 ; Wong *et al.*, 1993 ; Smeeding *et al.*, 1988), qui portent en général sur une année (se situant au milieu ou à la fin des années 1980), montrent que le Canada partage avec l'Australie et les États-Unis les derniers rangs. L'Australie et le Canada ont des indices de pauvreté, avant et après transferts et impôts, supérieurs à la moyenne (et à ceux de la plupart) des pays européens ; les États-Unis sont le pays avec les indicateurs de pauvreté les plus élevés.

La comparaison entre le Canada et les États-Unis est elle aussi éclairante (Hanratty et Blank, 1992). Dans les deux pays, la diminution marquée de la pauvreté durant les années 1970 provient essentiellement de la croissance économique. Avec les ralentissements économiques des années 1980 et la montée du chômage, les taux de pauvreté des deux pays ont évolué de façon divergente : baisse au Canada de 0,9 point entre 1979 et 1986 et hausse de 2,6 points aux États-Unis pour la même période. L'écart s'explique virtuellement par les différences dans la proportion des familles qui franchissent les seuils de pauvreté à cause des transferts¹. En d'autres mots, contrairement à la situation américaine, la valeur réelle des transferts publics au Canada a plutôt augmenté durant ces années et les Canadiens ont été mieux protégés lors des récessions économiques par un filet de sécurité plus étendu. Le Canada, avec une population et un environnement macro-économique similaires mais des revenus moyens légèrement inférieurs à ceux des États-Unis, s'est doté d'un système de transferts qui réussit mieux à réduire la pauvreté (Blank et Hanratty, 1993) : s'il y était appliqué avec les mêmes taux de participation et selon le degré moyen de générosité des programmes provinciaux, le taux de pauvreté des enfants et des familles monoparentales américaines diminuerait considérablement².

Par ailleurs, les résultats des travaux sur la pauvreté des enfants canadiens adoptant une perspective temporelle (Dooley, 1991 ; 1994b) montrent que : les changements démographiques, toutes choses égales par ailleurs, ont eu des effets opposés sur la pauvreté en la « féminisant »

1. La composition démographique relative de la population (la part des groupes ayant une incidence de pauvreté plus accentuée, comme les familles monoparentales) des États-Unis par rapport au Canada joue un rôle marginal dans l'explication des différences de pauvreté entre les deux pays.
2. Soulignons que les seuils de pauvreté américains utilisés dans cette étude sont moins élevés que les seuils de faible revenu de Statistique Canada, qui conventionnellement servent à mesurer au Canada les taux de pauvreté.

fortement (une conséquence de l'accroissement du nombre de familles monoparentales) et en la « déjuviliant » fortement (une conséquence de la diminution de la proportion des enfants dans la population); l'effet anti-pauvreté des transferts et des impôts ne s'est pas atténué dans le temps mais a plutôt augmenté. La valeur réelle des transferts a augmenté durant toutes les années 1960 et 1980, notamment les prestations d'assistance sociale (Dooley, 1994a; CNBES, 1994). Alors que les changements apportés à la fiscalité personnelle depuis le milieu des années 1980 et une meilleure harmonisation avec les programmes de la sécurité du revenu ont réduit ou éliminé les impôts exigibles des familles à faible revenu. Il faut donc chercher ailleurs les raisons des résultats mitigés obtenus quant à la lutte à la pauvreté. Les deux fortes récessions du début des années 1980 et 1990 et le fonctionnement des marchés du travail ont modifié la situation de l'emploi au Canada avec comme conséquence une hausse du chômage et de sa durée, un certain élargissement des écarts entre les revenus de travail (Gottschalk, 1993) et des écarts de pauvreté plus accentués. C'est dans ce contexte d'adversité qu'a opéré le système de la sécurité du revenu.

Pour y voir un peu plus clair sur ces questions, cette étude présente les résultats d'une analyse de l'incidence de la pauvreté des enfants pour la période 1973-1993 réalisée à l'aide d'un modèle statistique. La modélisation empirique repose sur les micro-données de l'Enquête sur les finances des consommateurs de Statistique Canada. Elle examine dans quelle mesure les taux de pauvreté chez les enfants sont liés aux caractéristiques personnelles des familles, aux conditions générales de l'économie qui ont prévalu entre 1973 et 1993, et à l'effet des régimes de transferts et des impôts personnels sur le revenu des familles.

2. ÉTAT DE LA SITUATION 1973-1993

Les fichiers de micro-données de l'Enquête sur les finances des consommateurs (EFC) de Statistique Canada fournissent des informations sur les revenus d'un très large échantillon de « familles économiques » représentatives de la population canadienne (après utilisation de la pondération universelle). La mesure du revenu retenue dans cette étude est celle du revenu familial annuel. L'enquête permet de définir plusieurs types de revenu. Le *revenu brut total* d'une famille est égal à la somme des revenus gagnés par tous les membres d'une famille âgés de 15 ans ou plus, des autres types de revenu monétaire privé de la

famille et des transferts monétaires publics³. On obtient alors le *revenu marchand* de la famille en soustrayant de son revenu brut total les transferts publics reçus. Comme l'enquête indique les impôts personnels (à l'exclusion des cotisations sociales obligatoires) payés par la famille, le *revenu disponible* peut se définir par le revenu brut total diminué des impôts sur le revenu. La différence entre le revenu marchand et le revenu disponible, tels que définis, permet donc d'analyser l'effet conjoint des impôts et des transferts (nets des impôts qui peuvent être exigibles sur ceux-ci) sur la situation de revenu des familles. L'analyse utilise les seize enquêtes disponibles qui couvrent la période 1973-1993.

La littérature économique justifie plusieurs approches à la mesure de la pauvreté qui ont toutes en commun de considérer comme pauvres ou à faible revenu les personnes ou les familles dont le revenu est inférieur à un seuil de référence. L'approche relative adoptée ici consiste à retenir comme seuil de pauvreté un pourcentage du revenu médian disponible ajusté. Cette méthode, utilisée dans la plupart des études internationales (OCDE, 1994), est aussi appliquée par Statistique Canada (1992) pour la détermination de ses mesures relatives de pauvreté qui se différencient de ses mesures de faible revenu. La mesure relative possède l'avantage de produire des seuils qui évoluent annuellement selon le rythme du revenu de référence.

Plus spécifiquement, toutes les familles formées de couples avec ou sans enfant dont le chef est âgé de moins de 60 ans sont retenues comme population de référence afin de calculer le revenu médian disponible ; le seuil de pauvreté est alors défini comme étant égal à 50 % de ce revenu. Les raisons suivantes justifient ces choix : le revenu médian disponible des familles avec un chef non âgé plutôt que le revenu moyen de l'ensemble de la population a été préféré car il reflète mieux le niveau des ressources monétaires le plus fréquent dans la société ; il est le niveau de revenu de référence le plus naturel pour juger de la solidarité sociale dans le partage des ressources avec les enfants. L'écart de 50 % par rapport au revenu médian reste arbitraire, mais il est le plus souvent considéré comme la ligne de partage entre les pauvres et les « quasi pauvres » (pour des écarts fixés à 60-70 %). Enfin, les revenus disponibles des familles sont ajustés pour tenir compte de leur taille à l'aide d'une échelle d'équivalence qui suppose l'existence d'économies d'échelle. La valeur retenue pour l'élasticité d'équivalence (0,55) se situe au centre de l'éventail des valeurs observées dans les enquêtes sur les dépenses de consommation et des valeurs

3. Les transferts et les revenus en nature, privés ou publics, dont peuvent bénéficier les familles ne sont pas calculés.

utilisées dans les programmes sociaux (voir Buhman *et al.*, 1988 et OCDE, 1994)⁴.

Le tableau 1 présente certaines statistiques sur la pauvreté des enfants de famille biparentale et monoparentale (à chef féminin) pour les années 1973-1993 découlant des mesures précédentes. Comme l'étude met l'emphase sur les enfants qui sont les plus vulnérables financièrement parce qu'ils dépendent de leurs parents, l'échantillon est restreint aux familles où il y a au moins un enfant de 17 ans ou moins. Bien que l'analyse de la situation économique des enfants repose sur la situation de revenu de la famille, l'unité d'analyse est la population des enfants⁵. En moyenne, entre 1988 et 1993, 23,2 % des enfants sont pauvres selon leur revenu marchand comparativement à 20,2 % entre 1973 et 1981, soit une hausse d'un peu plus de 15 %. Il y a une différence d'environ 50 points de pourcentage entre les taux de pauvreté des enfants de famille biparentale et des enfants de famille monoparentale pour toutes les années. Presque tous les enfants pauvres selon leur revenu marchand reçoivent des transferts publics⁶. Mais 73,4 % d'entre eux restent pauvres selon leur revenu disponible, pourcentage qui toutefois reste inférieur de 10 points à celui de la période 1973-1981. Compte tenu de tous les transferts versés aux familles et des impôts personnels payés, 17,2 % de tous les enfants sont pauvres selon leur revenu disponible. Les différences des taux de pauvreté selon le revenu disponible entre les deux types de familles sont légèrement moins prononcées que selon le revenu marchand. Les taux de pauvreté selon le revenu marchand ont évolué en synchronisme avec la bonne ou la mauvaise tenue générale de l'économie : les effets des récessions de 1981-1982 et de 1990-1991 sont clairement identifiables dans le tableau 1. Les transferts et les impôts jouent un rôle très important dans l'atténuation de la pauvreté sur la base du revenu

4. L'élasticité d'équivalence est comprise entre 0 (revenu disponible non ajusté de la famille) et 1 (revenu par tête de la famille). Une valeur faible (entre 0,2 et 0,4) sous-estime en général le coût des besoins des membres supplémentaires et tend à augmenter les taux de bas revenus ajustés et la part des familles nombreuses au sein de la population pauvre.
5. Techniquement, pour adopter le point de vue des enfants plutôt que celui des familles, la population des enfants est « reconstruite » en multipliant le poids propre à chaque famille de l'échantillon par le nombre d'enfants de chaque famille. Cette procédure permet d'estimer les caractéristiques de la population des enfants vivant dans une famille.
6. La hausse sensible de la proportion des enfants avec des transferts en 1981 provient du crédit d'impôt remboursable pour enfant versé à partir de 1979 mais comptabilisé dans l'EFC seulement à partir de l'enquête de 1981. Une autre hausse s'observe à partir de 1987 avec la mise en place du crédit remboursable de taxe de vente fédérale (TPS).

TABLEAU 1

Pourcentage des enfants 0-17 ans vivant dans des familles non âgées qui sont pauvres selon le revenu marchand et le revenu disponible et qui reçoivent des transferts, Canada, certaines années 1973-1993

Année et type de familles	Part ¹ des enfants	Proportion de tous les enfants		Proportion des enfants pauvres selon le revenu marchand		Prop. de tous les enfants
		Pauvres selon le revenu marchand ²	Qui reçoivent des transferts publics	Qui reçoivent des transferts publics	Qui restent pauvres selon le revenu disponible	
Biparentales						
1973	92,1	16,2	23,7	45,6	85,5	14,6
1975	91,4	16,0	27,4	51,5	77,8	13,0
1977	91,2	16,0	29,7	53,5	76,9	13,0
1979	89,9	14,9	27,8	49,6	81,7	12,8
1981	89,6	15,0	76,1	95,4	80,0	12,3
1982	88,6	17,3	80,8	96,5	71,9	12,7
1984	87,9	18,3	77,7	98,9	71,2	13,2
1985	88,2	17,2	74,0	93,9	75,0	13,3
1986	88,5	16,8	70,5	97,3	72,7	12,6
1987	89,4	16,1	71,7	98,8	77,9	12,9
1988	89,1	15,2	67,8	98,1	71,4	11,2
1989	89,0	15,3	77,6	99,8	68,2	10,7
1990	88,3	16,9	75,7	98,1	67,9	11,6
1991	87,0	18,0	76,3	98,9	63,7	11,7
1992	85,6	17,7	73,5	99,7	64,9	11,6
1993	85,0	19,1	89,8	99,6	61,7	12,0
1973-1981	90,8	15,6	36,9	59,1	80,3	13,2
1982-1987	88,5	17,2	74,9	97,0	73,6	12,9
1988-1993	87,3	17,0	76,7	99,0	66,2	11,5

TABLEAU 1 (suite)

Monoparentales						
1973	7,9	72,0	57,5	71,2	87,6	63,5
1975	8,6	72,2	58,9	72,6	88,0	63,8
1977	8,8	67,5	54,8	69,1	92,1	62,5
1979	9,1	64,3	53,3	70,3	90,0	58,3
1981	9,4	60,3	90,7	93,6	92,2	56,1
1982	11,4	65,8	98,7	99,8	89,4	58,9
1984	12,1	66,3	96,5	99,3	91,1	60,5
1985	11,8	67,6	88,7	93,8	91,3	62,0
1986	11,5	65,1	93,2	99,7	89,7	58,4
1987	10,6	66,1	92,8	99,7	92,8	61,5
1988	10,9	65,1	90,1	99,8	90,0	58,7
1989	11,0	62,7	97,4	99,9	89,0	56,1
1990	11,7	68,3	96,9	99,9	87,4	59,7
1991	13,0	71,3	97,2	99,9	85,5	61,2
1992	14,4	66,4	96,1	100,0	85,3	56,6
1993	15,0	68,0	99,1	99,3	81,0	55,0
1973-1981	8,7	67,3	63,0	75,4	90,0	60,8
1982-1987	11,5	66,3	94,0	98,4	90,8	60,3
1988-1993	12,6	66,9	96,2	99,8	86,3	57,9
Toutes les familles						
1973-1981	5 972 ⁴	20,2	39,2	63,8	83,2	17,4
1982-1987	5 733 ⁴	22,6	77,0	97,5	79,4	18,2
1988-1993	5 697 ⁴	23,2	79,1	99,3	73,4	17,2

Source : Calculs des auteurs à partir des micro-données de l'Enquête sur les finances des consommateurs, différentes années, 1973-1993.

1. Environ 5 % des enfants de famille avec des enfants célibataires et/ou mariés et de famille monoparentale à chef masculin sont exclus de l'échantillon. 2. Un enfant est pauvre selon le revenu marchand si le revenu familial ajusté, excluant les transferts publics et les impôts personnels, est inférieur à 50 % du revenu médian disponible ajusté. 3. Les transferts considérés sont : l'assistance sociale, l'assurance-chômage, les crédits d'impôt remboursables et les autres transferts. Les allocations familiales sont exclues car toutes les familles les reçoivent. 4. Nombre d'enfants en millions.

marchand. Leur effet, bien qu'il varie avec les conditions économiques, s'est fait sentir plus fortement pour la sous-période 1988-1993.

De tous les grands événements de la vie, ceux en matière de famille et de mariage et ceux en matière d'emploi ont des effets majeurs sur les probabilités de devenir « pauvre » ou de cesser de l'être. Devenir parent seul avec des enfants (comme l'indique le tableau 1), perdre son emploi ou ne pas en avoir un sont des événements qui entraînent le plus souvent une détérioration de la situation économique des familles que les mécanismes actuels de la sécurité du revenu ne peuvent pas vraiment contrer. Le tableau 2 illustre indirectement cette idée quant à l'emploi et complète l'état de la situation de la pauvreté des enfants en présentant le statut des parents (des mêmes enfants) par rapport au marché du travail (de tous les enfants et des enfants pauvres selon leur revenu marchand). La première partie du tableau suggère que les enfants de famille monoparentale sont plus susceptibles d'être pauvres que les enfants de famille biparentale parce qu'il est moins probable que le chef de famille travaille à temps plein et plus probable qu'il ne travaille pas. On observe des changements importants dans le temps quant au travail des femmes : une hausse importante de 1973 à 1993 du taux de participation à temps plein au marché du travail des mères des enfants de famille biparentale et une baisse du taux de non-participation ; alors que les mêmes taux se sont peu modifiés pour les mères seules. Pour les enfants de famille monoparentale deux grandes différences apparaissent : l'absence d'un père, alors que les pères de famille biparentale ont un taux très élevé de participation au marché du travail (essentiellement à temps plein) ; une mère qui dans près de 40 % des cas ne travaille pas. La deuxième partie du tableau montre clairement que le statut des parents par rapport au marché du travail exerce une grande influence sur le statut de pauvreté des enfants : 20 % des pères et plus de 50 % des mères des enfants pauvres selon le revenu marchand de la famille ne travaillent pas (sont hors marché du travail) ; alors qu'une proportion importante des parents qui participent au marché du travail, travaillent à temps partiel. En revanche, ces taux indiquent aussi que la participation à temps plein au marché du travail n'assure pas nécessairement que le revenu de la famille soit supérieur à son seuil de pauvreté.

3. UN MODÈLE STATISTIQUE DE L'INCIDENCE DE LA PAUVRETÉ

Les statistiques descriptives des tableaux 1 et 2 suggèrent que les taux de pauvreté des enfants et les grandes différences soulignées entre les types de famille dépendent fortement des résultats obtenus par les

individus sur la marché du travail et de l'efficacité des impôts et des transferts à réduire les taux de pauvreté sur la base du revenu marchand. Pour analyser plus systématiquement les taux de pauvreté, nous estimons un modèle qui permet d'une part d'identifier l'influence des caractéristiques parentales, du « rendement » de ces caractéristiques sur le marché du travail, des conditions générales de l'environnement économique et du régime des impôts et des transferts sur la probabilité d'un enfant d'être pauvre. D'autre part, la modélisation permet d'établir si ces effets ont changé dans le temps. Nous utilisons aussi les résultats du modèle estimé afin de simuler l'effet du changement de certaines variables stratégiques sur les taux de pauvreté.

Les modèles estimés sont de nature statistique et ne prennent pas en considération les effets de comportements qui auraient pu être induits par le système des impôts et des transferts. Ils décrivent les probabilités qu'un enfant selon ses caractéristiques personnelles (celles de sa famille), considérées comme exogènes, soit pauvre selon son revenu marchand [$\text{Pr}(\text{pauvre revenu marchand}) = \text{PRM}$] et qu'un enfant pauvre selon son revenu marchand reste pauvre selon son revenu disponible [$\text{Pr}(\text{pauvre revenu disponible} | \text{pauvre revenu marchand}) = \text{PRD}$], c'est-à-dire après le « passage » des transferts publics et des impôts. Ces probabilités découlent de l'estimation d'un modèle économétrique non linéaire à variables qualitatives (probit) décrit par les équations suivantes :

$$\begin{aligned} (1) \quad y_1 &= \alpha X + \epsilon_1, & y_1 &= 1 \text{ si } y_1^* < z, \\ & & &= 0 \text{ autrement;} \\ (2) \quad y_2 &= \gamma X + \epsilon_2, & y_2 &= 1 \text{ si } y_2^* < z \text{ et } y_1^* < z \\ & & &= 0 \text{ autrement;} \end{aligned}$$

où y_1 est le revenu marchand, y_2 est le revenu disponible, z est le seuil de pauvreté ; alors que X est un vecteur de variables identifiant les caractéristiques personnelles observables et de variables relatives à l'évolution de l'environnement économique (niveau de l'activité économique provinciale et degré de générosité de l'assistance sociale provinciale et des prestations afférentes). Les coefficients du vecteur a peuvent être interprétés comme une mesure des rendements sur le marché du travail associés aux caractéristiques personnelles. Le statut sur le marché du travail du (des) parent(s) ne fait pas partie des variables explicatives car celui-ci peut être considéré comme endogène⁷. Mais

7. Pour un modèle analogue où la participation au marché du travail est considérée comme exogène et devient le principal facteur explicatif du taux de pauvreté, voir Jäntti et Danziger (1994).

TABLEAU 2

Statut¹ sur la marché du travail des parents des enfants de 0 à 17 ans, Canada, différentes années, 1973-1993

Années	Familles biparentales						Familles monoparentales		
	Hommes (pères)			Femmes (mères)			Femmes (mères)		
	Temps plein	Temps partiel	N'a pas travaillé	Temps plein	Temps partiel	N'a pas travaillé	Temps plein	Temps partiel	N'a pas travaillé
Tous les enfants en pourcentage									
1973	95,7	1,8	2,5	23,6	16,9	59,5	39,0	13,4	44,6
1975	96,4	1,0	2,6	28,9	16,9	54,2	41,0	11,7	47,3
1977	96,9	1,0	2,3	31,9	17,6	50,5	42,9	11,8	45,3
1979	96,2	1,5	2,4	34,4	20,5	45,2	45,1	16,0	38,9
1981	95,3	2,2	2,5	36,5	22,7	40,8	50,1	14,5	35,4
1982	94,4	2,4	3,2	36,1	23,0	41,0	44,5	14,9	40,6
1984	94,3	2,3	3,5	39,3	22,7	38,0	45,3	14,1	40,6
1985	95,0	1,6	3,5	42,0	23,0	34,9	47,9	12,7	39,5
1986	94,7	1,9	3,6	43,7	23,6	32,7	46,6	15,5	37,9
1987	95,3	1,7	3,1	45,1	25,4	29,5	49,5	13,2	37,3
1988	94,9	1,8	3,3	47,5	24,9	27,5	51,2	14,6	34,2
1989	95,3	2,1	2,6	48,7	24,6	26,7	52,1	12,6	35,3
1990	94,7	2,5	2,9	50,2	25,0	24,8	50,3	16,3	33,4
1991	93,2	2,7	4,3	47,6	26,2	26,2	39,6	18,7	41,8
1992	92,3	3,1	4,5	48,4	25,5	26,1	44,9	15,7	39,5
1993	91,3	3,4	5,3	46,8	26,8	26,4	41,8	18,9	39,3

TABLEAU 2 (suite)

Statut¹ sur la marché du travail des parents des enfants de 0 à 17 ans, Canada, différentes années, 1973-1993

Enfants pauvres selon le revenu marchand en pourcentage									
1973	80,1	5,7	13,2	13,3	11,9	74,8	22,5	16,7	60,8
1975	81,9	3,9	12,8	18,3	11,5	70,2	25,4	13,7	60,9
1977	84,7	2,6	12,7	18,2	13,5	68,3	26,3	12,6	61,1
1979	83,0	3,4	13,6	23,4	14,4	62,2	26,4	17,6	56,0
1981	81,0	5,4	13,7	21,6	14,6	63,8	26,4	18,8	54,8
1982	78,6	6,1	15,3	23,5	18,7	57,9	23,9	17,5	58,7
1984	76,5	6,9	16,6	25,9	16,5	57,6	26,0	15,4	58,5
1985	77,9	5,1	16,9	26,6	19,1	54,3	30,0	14,1	55,9
1986	76,5	5,0	18,5	27,9	16,9	55,1	28,0	17,6	54,4
1987	77,5	6,1	16,4	28,2	19,0	52,8	30,9	15,3	53,8
1988	76,0	4,6	19,5	29,6	18,5	51,9	32,6	16,9	50,5
1989	80,7	5,7	13,6	35,5	17,2	42,3	31,2	15,2	53,6
1990	78,8	7,9	13,3	32,6	19,1	48,4	33,2	18,9	47,9
1991	73,7	7,3	19,0	29,8	21,5	48,6	21,0	21,9	57,1
1992	71,4	9,2	19,5	29,8	21,3	48,9	23,5	18,3	58,2
1993	71,1	7,3	21,6	29,9	19,1	50,5	26,0	17,2	56,8

Source : Calculs des auteurs à partir des micro-données de l'Enquête sur les finances des consommateurs, différentes années, 1973-1993.

1. Définitions des statuts sur la marché du travail durant l'année de référence (de revenu) : a travaillé surtout à temps plein ; a travaillé surtout à temps partiel ; n'a pas travaillé durant l'année de référence.

comme les caractéristiques personnelles retenues sont considérées en économie du travail comme les principaux facteurs déterminant la décision de participer au marché du travail, les coefficients refléteront aussi ces effets. Quant aux coefficients du vecteur g , ils mesureront les effets conjoints 1) des transferts et des impôts, 2) des écarts entre les revenus marchands et les seuils de pauvreté (qui sont fonction des mêmes facteurs qui agissent sur la probabilité d'être pauvre selon le revenu marchand) et 3) des changements de seuil de pauvreté dans le temps qu'entraîne la croissance générale des revenus.

4. RÉSULTATS DES MODÈLES ESTIMÉS

Les résultats découlent de l'estimation pour les deux groupes d'enfants des paramètres qui déterminent les probabilités PRM et PRD définies plus haut, selon un échantillon d'enfants constitué à l'aide des seize enquêtes disponibles pour la période 1973-1993. Aux variables explicatives conventionnellement utilisées pour mesurer les caractéristiques personnelles et leur relation avec le revenu marchand – telles que l'âge du chef de famille, la scolarité des parents, le nombre ou l'âge des enfants, la province et le caractère urbain ou rural du lieu de résidence, la génération – s'ajoutent des variables dont la valeur change dans le temps et qui traduisent l'évolution générale de l'économie au fil des années⁸. Les taux de chômage provinciaux des personnes de 25 à 55 ans capturent les effets cycliques régionaux. Le « revenu minimum » provincial, qui comprend l'assistance sociale aux mères seules et les prestations familiales, mesure le degré de générosité des gouvernements pour les familles ayant peu de ressources financières par rapport aux besoins reconnus par les programmes. L'inclusion de cette variable dans l'estimation de la première probabilité (PRM) se justifie par son effet potentiellement négatif sur l'incitation à participer au marché du travail et à gagner un revenu de travail. Précisons que dans le cas des enfants de famille biparentale, c'est le taux de croissance de cette variable qui apparaît plutôt que son niveau. Les variables relatives aux années de l'enquête et à la province de résidence reflètent les autres tendances systématiques (conjuncture économique, différences régionales d'activité économique ou de soutien public des familles à faible revenu) qui peuvent avoir un effet sur le revenu des familles. Certaines de ces variables sont mesurées sous la forme de variables d'interaction qui couplent ensemble les trois sous-périodes de l'échantillon (1973-1981, 1982-1987 et 1988-1993) avec les caractéristiques des familles.

8. Les définitions empiriques des variables sont présentées dans l'annexe statistique.

Cette stratégie permet d'établir si les effets des variables explicatives ont évolué avec le temps et dans quelle direction. L'effet des variables sur les probabilités d'être pauvre dépend alors de la sous-période dans laquelle les enfants sont observés. Ces résultats permettent un examen plus dynamique de la pauvreté sur les 20 années. Le tableau A1 de l'annexe statistique présente les résultats pour les deux probabilités et les enfants des deux types de famille.

Sur la probabilité d'être pauvre selon le revenu marchand

De façon générale la plupart des variables utilisées sont statistiquement significatives et les effets identifiés sont ceux auxquels on peut s'attendre tant pour les enfants de famille biparentale que de famille monoparentale. La probabilité d'être pauvre selon le revenu marchand (PRM) diminue avec l'âge du chef de famille. Cet effet reflète la hausse de la probabilité de la participation au marché du travail avec l'âge et l'augmentation du salaire avec l'expérience de travail. Cet effet favorable de l'âge va en décroissant. Les effets de génération (définie par l'âge du chef de famille) indiquent que les enfants des familles biparentales plus jeunes ont une PRM, *ceteris paribus*, plus élevée que les plus âgées. Dans le cas des enfants de familles monoparentales ces effets sont négatifs (ils réduisent la PRM) mais sont peu significatifs. L'effet est moins élevé pour la plus jeune des générations. Ces derniers effets doivent être nuancés par ceux qui sont associés aux variables dichotomiques d'années dont les coefficients indiquent une nette tendance à la hausse de la PRM. Les effets des différents niveaux d'instruction, par rapport à la catégorie de référence (études primaires ou secondaires partielles), diminuent la PRM; ces effets augmentent avec le niveau d'instruction du père. Pour la mère, il y a moins de différences entre le niveau C (diplôme d'études postsecondaires) et le niveau D (diplôme universitaire). Dans le temps les effets de l'éducation sont plus importants, notamment pour les enfants de famille monoparentale. Lorsque la famille compte plus d'enfants ou lorsqu'un plus jeune enfant est présent (0-7 ans), la PRM s'accroît. Ceci reflète la diminution de la participation au marché du travail pour les mères.

Pour les variables moins spécifiquement personnalisées les effets sont les suivants. Le fait d'habiter en milieu urbain diminue la PRM. Les possibilités d'emploi plus grandes et les salaires plus élevés en milieu urbain expliquent ce résultat. La variable dichotomique de l'état matrimonial indique que, pour les enfants dont la mère n'a jamais été mariée, la probabilité de vivre une situation de pauvreté sur la base du revenu marchand est plus élevée. On peut penser ici à l'absence de

pension alimentaire ou, à tout le moins, à la difficulté d'en obtenir une. Les effets de province indiquent que les enfants de famille biparentale de l'Ontario ont la plus faible PRM, suivis respectivement de ceux de l'Alberta-Colombie-Britannique, du Québec, des provinces de l'Atlantique et du Manitoba-Saskatchewan. Les effets de province montrent que la PRM des provinces de l'Atlantique a légèrement diminué avec les années par rapport à celle de l'Ontario. Pour le paramètre identifiant le Québec, celui-ci a considérablement diminué. Pour la région Alberta-Colombie-Britannique la PRM a d'abord quelque peu augmentée pour ensuite diminuer. Enfin, l'effet de la région Manitoba-Saskatchewan est d'augmenter sensiblement sa PRM relativement à l'Ontario au cours des années. Ces changements traduisent le fait que les économies régionales ont connu des évolutions différenciées dans le temps. Dans le cas des enfants de famille monoparentale la plupart des effets régionaux ne sont pas significatifs.

Enfin, quant à l'effet des variables régionales dont la valeur change dans le temps, une hausse du taux de chômage entraîne une augmentation significative de la PRM. La variable de revenu minimum n'a qu'un effet non significatif et négatif sur la PRM. Cette variable n'a pas l'effet auquel on pourrait s'attendre sur la probabilité de participation au marché du travail. Il est possible que le modèle à cause de son caractère de « forme réduite » ne puisse réussir à identifier l'effet exercé par les hauts taux de taxation implicite des programmes d'assistance sociale sur la décision de participation au marché du travail⁹.

Sur la probabilité d'être pauvre selon le revenu disponible

L'estimation de la probabilité d'être pauvre selon le revenu disponible conditionnellement au fait d'être pauvre selon le revenu marchand (PRD), ne présente pas des résultats très différents. En général, les effets sont moins élevés et significatifs. On se contentera de souligner les différences de résultat par rapport à l'estimation de la PRM.

Dans le cas des enfants de famille biparentale, les effets d'âge (celui de la première sous-période a un signe surprenant et difficile à interpréter), bien qu'ayant la même structure que pour la PRM, sont moins importants. Il est possible que l'expérience sur le marché du

9. La participation au marché du travail des mères seules les plus jeunes (moins de 30 ans) s'est considérablement réduite entre 1973 et 1990 sans qu'on puisse vraiment en identifier les causes. D'un autre côté, la participation des mères seules plus âgées (35 et plus) a augmenté. L'effet net semble être une légère augmentation du taux de participation (Dooley, 1994a).

travail des familles pauvres selon le revenu disponible soit différente et conduite donc à des rendements moins élevés. La structure des effets de l'éducation est assez similaire à celle obtenue dans l'estimation de la PRM. Il faut noter que le coefficient de l'effet significatif du niveau D (diplôme universitaire) pour les hommes a un signe positif (effet défavorable sur la PRD) pour toutes les périodes et pour les mères à la dernière sous-période. Le résultat s'explique par le faible nombre d'enfants dont les parents se trouvent dans cette catégorie d'éducation, l'effet se trouvant alors mal identifié. Les effets de génération deviennent négatifs mais ne sont pas significatifs. Le nombre d'enfants ainsi que la présence de jeunes enfants continuent d'exercer un effet défavorable sur la PRD. Ceci peut indiquer que les transferts ne prennent pas assez en considération la taille de la famille. L'effet associé au fait de vivre en région urbaine plutôt qu'en région non urbaine augmente maintenant la PRD pour les deux dernières sous-périodes. Ce qui peut être dû au fait que les familles pauvres se concentrent de plus en plus dans les grandes agglomérations. Les effets de région sont les mêmes, sauf pour celui (significatif) du Québec à la dernière sous-période, qui devient la seule province avec une PRD plus faible que celle de l'Ontario. Cette période correspond sans doute à celle de la mise en place au Québec de mesures d'aide aux familles à plus faible revenu.

Dans le cas des enfants de famille monoparentale les effets associés aux variables d'âge, d'éducation, au statut conjugal, au nombre et à la présence de jeunes enfants restent les mêmes. Les effets de génération deviennent positifs et plutôt significatifs : les enfants vivant au sein des plus jeunes générations de familles restent pauvres s'ils le sont selon le revenu marchand. Les effets de province montrent les changements les plus contrastés puisque les coefficients, tous négatifs et significatifs pour la première sous-période, deviennent positifs et significatifs (sauf pour le Québec) pour la dernière sous-période. Le coefficient des provinces de l'Atlantique prend la valeur positive la plus élevée dans la dernière période. Ces modifications dans l'impact des variables sur la PRD peuvent s'interpréter conjointement avec l'effet de la variable du revenu minimum qui devient significative dans cette estimation (voir la suite). L'économie ontarienne a connu un forte croissance économique de 1984 à 1989, supérieure à celles des autres provinces. De plus, il est bien connu que les barèmes d'assistance sociale en Ontario ont été considérablement augmentés à partir de 1989 par rapport à ceux des autres provinces. On peut donc conclure que ces évolutions en Ontario ont été captées par les changements temporels des effets régionaux. De sorte qu'il n'est pas

surprenant que les enfants ontariens aient la plus faible probabilité d'être pauvres.

L'effet de la variable du revenu minimum provincial sur la PRD devient significatif pour les enfants des deux types de familles. Mais son effet sur la PRD semble peu important. Quant à l'effet des taux de chômage régionaux, à l'opposé de celui obtenu avec la PRM, il peut sembler plus difficile à expliquer, car il implique qu'une hausse du taux de chômage se traduise par une baisse de la probabilité d'être pauvre selon le revenu disponible lorsqu'un enfant est déjà pauvre selon son revenu marchand. Cependant, le résultat se concilie avec le résultat de l'estimation précédente. Toutes choses égales, une hausse du chômage augmente la PRM. Les parents des enfants qui se trouvent au chômage deviennent alors des prestataires du programme d'assurance-chômage et éventuellement de l'assistance sociale, compte tenu de sa générosité relative par rapport aux salaires qui peuvent être gagnés dans les emplois peu qualifiés ainsi que de la disponibilité de ces emplois. La détérioration du marché du travail, l'ampleur qu'a prise le programme d'assurance-chômage (notamment au Québec et dans les provinces de l'Atlantique) et l'augmentation du nombre de prestataires de l'assistance sociale au Canada ces dernières années (Brown, 1995) expliquent pourquoi la variable mesurant les taux de chômage régionaux conduit à cet effet. La variable mesurant l'évolution du niveau provincial de revenu minimum capture aussi ces différences : l'effet négatif et significatif observé indique qu'une hausse du revenu minimum entraîne une diminution de la PRD ; et que les enfants pauvres selon le revenu marchand et vivant dans les provinces plus généreuses ont moins de chances d'être pauvres selon le revenu disponible, toutes choses égales par ailleurs. Or, si les barèmes d'assistance sociale sont moins élevés dans les provinces à revenu moyen plus faible (CNBES, 1994), leur taux de croissance sur la période étudiée a été relativement similaire à ceux des autres provinces, abstraction faite du changement de politique qui s'est produit en Ontario de 1989 à 1992.

De façon plus générale, il apparaît que les transferts ont contrecarré l'effet défavorable, sur les taux de pauvreté, de l'évolution du revenu marchand (souligné au tableau 1) et de la tendance à la hausse des seuils. Malgré l'effet positif qu'exercent les transferts, il peut sembler étonnant que peu d'enfants de famille monoparentales (pauvres selon le revenu marchand) franchissent les seuils de pauvreté (voir le tableau 1). La situation peut s'expliquer par l'écart de pauvreté important qui caractérise la situation de revenu des familles monoparentales (lequel tient en partie à la sous-déclaration des prestations d'assistance

sociale)¹⁰ et par le dilemme dans lequel les placent – ainsi que les parents de familles biparentales à plus faible potentiel de revenu de travail – les programmes de sécurité du revenu : pour augmenter leur revenu elles doivent compter sur le travail ou sur les transferts, mais pas sur les deux sources de revenu. Alors que de compter sur les seuls transferts n'est pas suffisant pour « franchir » le seuil de la pauvreté (tel que mesuré ici).

5. L'EFFET QUANTITATIF DE CERTAINES VARIABLES SUR LES TAUX DE PAUVRETÉ

Le modèle estimé permet de simuler l'effet qu'aurait sur les taux de pauvreté le changement des variables exogènes. Le tableau 3 présente les résultats de quatre simulations. La première, en posant que tous les parents ont le même niveau de scolarité (A, B, C ou D), montre l'effet très fort qu'exercent les variables d'éducation sur le revenu marchand et la PRM, particulièrement pour les familles monoparentales. Pour la sous-période 1988-1993, les taux de pauvreté des enfants de famille biparentale et monoparentale auraient diminué respectivement de 4 % (19 %-15 %) et de 7 % (67 %-60 %) si tous les parents avaient eu une scolarité de niveau C (études postsecondaires complétées), *ceteris paribus*. La simulation montre également que pour les enfants de famille monoparentale, leur taux de pauvreté sur la base du revenu disponible resterait néanmoins encore très élevé. Les effets d'éducation simulés sur la PRD sont moins importants mais sont aussi peu significatifs, car la plupart des familles observées dans cette situation ont les niveaux d'éducation A et B¹¹.

La deuxième simulation pose que tous les enfants canadiens résident dans la même province (A, Q, O, MS ou ACB), *ceteris paribus*.

10. Les transferts sous-évalués dans l'EFC : l'assistance sociale et les autres suppléments provinciaux de 30-35 %, l'assurance-chômage de 20 %, le crédit d'impôt remboursable pour enfant de 4 % et les allocations familiales de 6 %. Il serait intéressant de savoir si les erreurs de mesure sont les mêmes d'une province à l'autre. Comme cette sous-évaluation est systématique dans le temps, elle n'influence pas la tendance des taux de pauvreté mais l'effet des transferts sur la pauvreté s'en trouve sous-estimé. Ceci ne porte pas à conséquence pour les familles dont le revenu provient entièrement des transferts et qui ne franchiraient pas le seuil de pauvreté si tous leurs revenus étaient comptabilisés. Par contre, pour les familles à la limite des seuils, une correction pour la sous-évaluation pourrait faire la différence.
11. La simulation ne prend pas en considération qu'un changement de la valeur des variables d'éducation modifie la PRM. Dans le modèle estimé de la PRD certaines variables d'éducation sont peu significatives (notamment le niveau D chez la femme) et certains coefficients ont des signes pervers.

TABLEAU 3

Probabilités simulées que les enfants soient pauvres selon le revenu marchand et restent pauvres selon le revenu disponible par type de famille, si les valeurs de certaines variables changeaient, Canada, 1973-1993

Variables et valeurs simulées	Familles biparentales						Familles monoparentales à chef féminin		
	Probabilités moyennes d'être pauvres						Probabilités moyennes d'être pauvres		
	1973-1981		1982-1987		1988-1993		1973-1981	1982-1987	1988-1993
Revenu marchand	16 ¹		18 ¹		19 ¹		67 ¹	66 ¹	67 ¹
Si Édxx=A	20 ²	18 ³	25 ²	25 ³	27 ²	28 ³	79 ³	83 ³	84 ³
Si Édxx=B	12 ²	14 ³	17 ²	17 ³	19 ²	18 ³	59 ³	64 ³	69 ³
Si Édxx=C	11 ²	12 ³	14 ²	14 ³	16 ²	15 ³	52 ³	54 ³	60 ³
Si Édxx=D	7 ²	12 ³	11 ²	14 ³	11 ²	13 ³	44 ³	36 ³	43 ³
Si Provx=A	19		22		22		69	68	69
Si Provx=Q	17		19		18		66	68	67
Si Provx=O	13		16		17		68	64	67
Si Provx=MS	19		23		25		69	66	66
Si Provx=ACB	14		17		17		65	67	66
TcH+TcH*10 ^{4,5}	16		19		19		68	68	68
Rmin+Rmin*10 ^{4,5}	15		18		18		66	65	66
Revenu disponible	80 ¹		74 ¹		66 ¹		90 ¹	92 ¹	86 ¹
Si Éd=A	80 ²	81 ³	73 ²	75 ³	67 ²	70 ³	92 ³	93 ³	90 ³
Si Éd=B	78 ²	79 ³	74 ²	72 ³	67 ²	65 ³	89 ³	89 ³	85 ³
Si Éd=C	83 ²	77 ³	73 ²	71 ³	62 ²	63 ³	86 ³	87 ³	82 ³
Si Éd=D	87 ²	77 ³	79 ²	73 ³	74 ²	66 ³	77 ³	90 ³	84 ³
Si Provx=A	79		74		67		90	93	92
Si Provx=Q	79		71		59		89	92	86
Si Provx=O	79		72		67		93	90	83
Si Provx=MS	86		75		74		90	87	87

TABLEAU 3 (suite)

Si Provx=ACB	84	78	70	85	90	87
TcH+TcH*10 ^{4,5}	80	73	65	90	91	86
Rmin+Rmin*10 ^{4,5}	80	70	65	89	90	85

Source : Calculs des auteurs à partir des valeurs observées des variables et des coefficients des estimations (tableau A2).

1. Probabilités de référence : probabilités moyennes estimées de la population de référence (ensemble de l'échantillon) selon les valeurs observées et selon les coefficients estimés de la période (probabilités du tableau 3). 2. Niveau de scolarité des hommes (voir définition des variables). 3. Niveau de scolarité des femmes (voir définition des variables). 4. Si le taux augmente de 10 %. 5. Voir la note 1.

TABLEAU 4

Probabilités moyennes prédites que les enfants soient pauvres selon le revenu marchand et restent pauvres selon le revenu disponible par type de famille, Canada, 1973-1993

Type de revenu et coefficients estimés selon les périodes	Familles biparentales Valeurs moyennes observées des variables exogènes			Familles monoparentales Valeurs moyennes observées des variables exogènes		
	1973-1981	1982-1987	1988-1993	1973-1981	1982-1987	1988-1993
Revenu marchand						
Coefficients de 1973-1981	16,0	16,7	15,0	66,9	64,6	61,5
Coefficients de 1982-1987	17,6	18,3	16,6	69,1	66,3	62,7
Coefficients de 1988-1993	19,6	20,0	18,4	71,6	70,0	67,1
Revenu disponible						
Coefficients de 1973-1981	80,0	76,4	76,8	90,0	91,7	90,6
Coefficients de 1982-1987	78,4	73,6	73,0	89,0	90,8	90,6
Coefficients de 1988-1993	73,9	67,2	66,0	85,3	86,6	86,0

Source : Calculs des auteurs à partir des valeurs observées des variables et des coefficients des estimations (tableau A3).

Elle met assez bien en lumière les différences régionales de pauvreté qui ont été soulignées précédemment. La troisième simulation examine l'effet qu'aurait eu une augmentation de 10 % des taux de chômage provinciaux (qui s'interprète comme une baisse du niveau régional de l'activité économique dans le cadre du modèle). On doit constater ici la quasi-absence d'effet sur les taux de pauvreté tant sur la base du revenu marchand que du revenu disponible. Il ne semble pas que le rôle joué par les taux de chômage dans le modèle (et l'ampleur de la variation simulée ici de ces taux) puisse refléter adéquatement les modifications importantes quant à la participation au marché du travail qu'on observe sur la période. En effet, comme l'indique le tableau 2, le statut des parents par rapport au marché du travail est étroitement associé à la probabilité de vivre une situation de pauvreté. La « détérioration » des indicateurs de participation est une cause sous-jacente de la hausse de la pauvreté selon le revenu marchand. Les variations conjoncturelles du taux de chômage ainsi que sa hausse tendancielle de 1973 à 1993 permettent tout au plus d'expliquer les changements ponctuels dans les décisions de participation au marché du travail ou la baisse des revenus tirés du travail. Il faut donc chercher ailleurs que dans la performance conjoncturelle de l'économie les raisons pour lesquelles un nombre très important de parents ne travaillent pas ou peu.

La dernière simulation montre qu'une augmentation de la valeur du revenu minimum de 10 % n'a, elle aussi, que peu d'impact sur les taux de pauvreté. L'effet implique une baisse du taux de pauvreté (revenu marchand et revenu disponible) allant de 0 à 4 % selon les sous-périodes et selon les familles. Ce résultat découle du mode de fonctionnement de l'assistance sociale et de ses effets incitatifs : leurs bénéfiques sont des substituts aux revenus de travail plutôt que des compléments ou des suppléments.

6. CHANGEMENTS DANS LES TENDANCES DE PAUVRETÉ ET DANS LES EFFETS

L'estimation du modèle avec variables d'interaction, dont les résultats viennent d'être discutés, permet de calculer des probabilités prédites pour les taux de pauvreté par sous-période. Puisque certains coefficients diffèrent selon les sous-périodes alors que les valeurs moyennes observées des variables explicatives varient d'une sous-période à une autre, ceci conduit à plusieurs taux prédits de pauvreté, dont les différences peuvent être imputables aux changements temporels soit des

coefficients soit des caractéristiques personnelles des familles et des autres variables exogènes prises en considération¹². Le tableau 4 présente les résultats de ces calculs. Les probabilités prédites de taux de pauvreté que l'on peut observer sur la diagonale des « quatre matrices » de résultats doivent être comparées aux taux de pauvreté observés pour les sous-périodes. On peut constater que nos modèles empiriques prédisent bien les taux observés pour chaque sous-période (il s'agit de comparer les probabilités prédites sur la diagonale du tableau 3 avec les taux par sous-période du tableau 1). Trois résultats ressortent des probabilités prédites que l'on peut lire hors diagonale.

Le premier concerne l'effet de l'évolution, à coefficients constants (par période), des caractéristiques personnelles : toutes choses égales, dont la conjoncture économique (prise en considération par les effets d'année et les taux de chômage), les taux de pauvreté selon le revenu marchand auraient diminué légèrement de 1973-1981 à 1988-1993 pour les enfants des deux types de familles s'il n'y avait pas eu d'autres changements défavorables. Les probabilités de pauvreté selon le revenu marchand avec les valeurs de 1982-1987 indiquent cependant que les caractéristiques personnelles dans les familles biparentales auraient eu comme conséquence d'accroître la probabilité des enfants de vivre une situation de pauvreté (à coefficients constants). On remarque le même phénomène pour les enfants des familles monoparentales mais sur la base du revenu disponible.

Le deuxième résultat découle de l'effet du changement des coefficients de la PRM. Il s'est produit une détérioration évidente des rendements sur le marché du travail. Pour les enfants de famille biparentale, le taux de pauvreté aurait été de 15,0 % plutôt que de 18,4 % si les changements favorables dans les valeurs moyennes des caractéristiques n'avaient pas été contrebalancés par l'évolution défavorable des coefficients ; le taux de pauvreté aurait été de 19,6 % plutôt que de 16,0 %, n'eût été du changement favorable des caractéristiques.

12. Les probabilités prédites sont calculées de la façon suivante : pour chaque observation de chaque sous-période, nous prédisons les PRM et PRD avec les coefficients estimés du probit. Dans un premier temps nous prédisons ces probabilités pour chaque individu de l'échantillon d'une sous-période donnée avec les coefficients de la sous-période, puis nous calculons la probabilité moyenne pour l'échantillon. Cette opération donne les probabilités sur la diagonale. Nous reprenons ensuite le même échantillon et prédisons les probabilités avec l'aide des coefficients estimés d'une autre sous-période, pour recalculer de nouveau la probabilité moyenne. Puis, nous recommençons avec les coefficients de la dernière sous-période. Ces opérations donnent les probabilités qui ne sont pas sur la diagonale.

Le même constat s'applique aussi aux enfants de famille monoparentale mais avec plus de force.

Un dernier résultat caractérise l'effet des transferts et des impôts sur la PRD. Les taux de pauvreté sur la base du revenu marchand ont augmenté de la première sous-période à la deuxième pour rester approximativement les mêmes à la dernière sous-période pour les enfants de famille biparentale et sont restés relativement stables pour les enfants de famille monoparentale. Or, les probabilités observées et prédites que les enfants pauvres selon le revenu marchand restent pauvres après transferts ont diminué de façon importante entre 1973-1981 et 1988-1993 pour les enfants du premier groupe alors que cette réduction a été, toute proportion gardée, beaucoup plus faible pour les enfants du second groupe. Il apparaît donc que les transferts et les impôts ont été de plus en plus efficaces à contrer la hausse des taux de pauvreté observés selon le revenu marchand pour les enfants vivant au sein d'une famille biparentale. Pour les enfants qui vivent une situation de monoparentalité, cet effet est moindre, *ceteris paribus* (il faut noter que l'effet des transferts et des impôts sur la distribution des revenus et les écarts de pauvreté n'est pas pris en compte dans cette simulation).

7. CONCLUSION

Pour l'essentiel, le document fédéral qui discute de la lutte à la pauvreté des enfants (Canada, 1994c) soumet une seule option (sous diverses modalités) à la discussion publique : soit d'accroître le revenu des familles pauvres en augmentant les prestations publiques qui leur sont versées mais à l'intérieur de l'enveloppe budgétaire existante consacrée au soutien des familles, c'est-à-dire en accentuant la modulation (selon le revenu) des aides publiques à la famille. Cette approche en se concentrant sur la pauvreté monétaire elle-même plutôt que sur ses conséquences à long terme quant au développement humain n'est pas sans risques d'erreurs. Elle favorise plus un type particulier de politique de revenu (les transferts publics par opposition aux programmes qui augmentent le revenu de travail des parents), où les symptômes et les causes de la pauvreté sont confondus. Elle exclut les politiques publiques de prévention (p.ex. maternité précoce, décrochage scolaire) et d'investissement dans le capital humain (p.ex. éducation préscolaire) qui sans réduire la pauvreté des enfants peuvent améliorer substantiellement leurs conditions de vie future sur le plan économique et personnel. Elle suppose que la société investit assez

dans les enfants en général et que la structure actuelle des dépenses publiques en faveur des enfants est relativement adéquate¹³.

Or les résultats de cette étude montrent clairement que les variables associées au capital humain des parents (âge, éducation) expliquent une part importante de la probabilité d'être pauvre. Les simulations ont aussi montré que les changements dans la structure de l'économie (diminution des salaires et des opportunités d'emploi observées depuis le début des années 1980 pour les personnes avec peu de capital humain)¹⁴ et la piètre performance conjoncturelle de l'économie ont eu des effets négatifs sur le revenu des familles. Enfin, l'analyse suggère que ces transformations alourdissent la tâche que doivent accomplir les programmes sociaux afin de lutter contre la pauvreté des enfants. Le programme de recherche à réaliser quant aux causes de la pauvreté des enfants et aux façons les plus efficaces d'y faire face reste encore très large compte tenu des interrogations soulevées par cette étude.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- BLANK, R. et M. HANRATTY (1993), « Responding to Need : A Comparison of Social Safety Nets in Canada and the United States », sous la direction de D. Card et R. Freeman, *Small Differences That Matter : Labor Markets and Income Maintenance in Canada and the United States*, University of Chicago Press, p. 191-231.
- BROWN, D. (1995), « Welfare Caseload Trends in Canada », dans J. Richards et W. Watson (édit.) *Helping the Poor*, C.D. Howe Institute, Toronto, Ontario.
- BUHMAN, B., L. RAINWATER, G. SCHMAUS et T. SMEEDING (1988), « Equivalence Scales, Well-being, Inequality, and Poverty : Sensitivity Estimates across Ten Countries Using the LIS Data-base », *Review of Income and Wealth*, vol. 34, n° 1, p. 115-142.
- CANADA (1994a), *La sécurité sociale dans le Canada de demain*, Document de travail, ministère du Développement des ressources humaines.

13. Leblanc, Lefebvre et Merrigan (1996) proposent une stratégie alternative qui est d'accroître les investissements dans le capital humain des enfants en utilisant une partie des ressources dégagées par une révision critique des programmes de sécurité du revenu.

14. Cette situation s'explique par le virage technologique en informatique et par la concurrence internationale dans les secteurs ayant une main-d'œuvre peu qualifiée et exposée au commerce international.

- CANADA (1994b), *Mesures de sécurité du revenu visant les enfants*, Document d'information, ministère du Développement des ressources humaines.
- CNBES (Conseil national du bien-être social) (1995), *Profil de la pauvreté, 1993*, Ottawa.
- CNBES (Conseil national du bien-être social) (1994), *Revenu de bien-être social, 1993*, Ottawa.
- DOOLEY, M. (1991), « The Demography of Child Poverty in Canada : 1973-1986 », *Canadian Studies in Population*, vol. 18, n° 1, p. 53-74.
- DOOLEY, M. (1994a), « The Converging Market Work Patterns of Married Mothers and Lone Mothers in Canada », *Journal of Human Resources*, vol. 29, n° 2, p. 525-546.
- DOOLEY, M. (1994b), « Women, Children, and Poverty », *Canadian Public Policy*, vol. 20, n° 4, p. 430-443.
- FÖRSTER, M. (1994), « Les effets des transferts nets sur les bas revenus dans le cas des familles non composées de personnes âgées », *Revue économique de l'OCDE*, vol. 22, p. 195-237.
- GOTTSCALK, P. (1993), « Changes in Inequality of Family Income in Seven Industrialized Countries », *American Economic Review*, vol. 83, n° 2, p. 136-142.
- HANRATTY, M. et R. BLANK (1992), « Down and Out in North America : Recent Trends in Poverty Rates in the United States and Canada », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 107, p. 233-254.
- JÄNTTI, M. et S. DANZIGER (1994), « Child Poverty in Sweden and the United States : The Effect of Social Transfers and Parental Labor Force Participation », *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 48, n° 1, p. 48-64.
- LEBLANC, M., P. LEFEBVRE et P. MERRIGAN (1996), « Comment accroître le soutien public en faveur des enfants? », *Options*, Collection La réforme de la sécurité du revenu, Institut de recherche sur les politiques publiques, Montréal, sous presse.
- OCDE (1994), *Distribution des revenus dans les pays de l'OCDE*, Paris.
- SMEEDING, T., B. BOYLE et M. REIN (1988), « Patterns of Income and Poverty : the Economic Status of Children and the Elderly in Eight Countries », sous la direction de J. Palmer, T. Smeeding et B. Torrey, *The Vulnerable*, The Urban Institute Press, Washington, DC, p. 89-119.
- STATISTIQUE CANADA (1992), *Répartition du revenu au Canada selon la taille du revenu, 1991*, n° 13-207 au catalogue.
- WONG, Y., I. GARFINKEL et S. McLANAHAN (1993), « Single-Mother in Eight Countries : Economic Status and Social Policy », *Social Service Review*, vol. 67, n° 2, p. 177-197.

ANNEXE STATISTIQUE

Définition des variables

- ÂgeH: âge du chef (par convention statistique un homme dans les familles biparentales et une femme dans le cas des familles monoparentales).
- ÂgeH²: âge du chef au carré.
- Éduxx: variables dichotomiques indiquant le nombre d'années de scolarité du chef de famille (H=homme; F=femme): A si 10 années d'études primaires et secondaires ou moins (catégorie de référence), B si 11-13 années d'études primaires et secondaires, C si études postsecondaires partielles ou certificat ou diplôme d'études postsecondaires et D si diplôme(s) d'études universitaire.
- Celxx: variable dichotomique indiquant le statut conjugal d'une femme chef de famille monoparentale: 1 si célibataire et jamais mariée, 0 autrement.
- Provx: variables dichotomiques indiquant la province de résidence de l'enfant: A si provinces de l'Atlantique, Q si Québec, O si Ontario (catégorie de référence), MS si Manitoba et Saskatchewan et ACB si Alberta et Colombie-Britannique.
- Urb: variable dichotomique indiquant la taille de la population dans la région de résidence: 1 si grands centres urbains de 100 000 habitants ou plus et 0 autrement.
- Anxx: variables dichotomiques indiquant l'année de revenu de l'échantillon: 73 si 1973-1981, 82 si 1982-1987, 88 si 1988-1993.
- Cohox: variables dichotomiques indiquant la génération du chef de famille: 1 si né en 1914-1918 (catégorie de référence), 2 si né en 1919-1923, 3 si né en 1924-1928, 4 si né en 1929-1933, 5 si né en 1934-1938, 6 si né en 1939-1943, 7 si né en 1944-1948, 8 si né en 1949-1953, 9 si né en 1954-1958, 10 si né en 1959-1963, 11 si né en 1964-1968, 12 si né en 1969-1973.
- TchP: taux de chômage provinciaux, hommes et femmes de 25-54 ans.
- Nenf: nombre d'enfants dans la famille.
- Jenf: variable dichotomique indiquant la présence d'enfants de 0 à 7 ans dans la famille: 1 si au moins un enfant, 0 autrement.
- RminP: prestations provinciales d'assistance sociale et suppléments provinciaux pour une famille avec deux enfants plus les allocations familiales fédérales (et du Québec) et les crédits d'impôts remboursables (fédéral et du Québec, en dollars de 1986), famille biparentale ou famille monoparentale selon le cas.
- Const: constante.
-

TABLEAU A1

*Estimation (probit pondéré par les poids analytiques de l'échantillon)
des probabilités que les enfants de 0 à 17 ans soient pauvres
selon leur type de familles et selon le revenu, avec variables d'interaction,
Canada, 1973-1993¹*

Variables	Familles biparentales		Familles monoparentales à chef féminin	
	Pr PRM	Pr (PRD) PRM)	Pr PRM	Pr (PRD) PRM)
ÂgeH73	-0,110 (11,1)	0,057 (2,94)	-0,181 (6,98)	-0,100 (2,52)
ÂgeH82	-0,173 (17,4)	-0,041 (2,24)	-0,180 (7,36)	-0,031 (0,92)
ÂgeH88	-0,144 (12,4)	-0,055 (2,69)	-0,241 (8,59)	-0,152 (4,28)
ÂgeH ² 73	0,001 (12,2)	-0,001 (3,19)	0,002 (5,85)	0,001 (2,43)
ÂgeH ² 82	0,002 (18,0)	0,0005 (2,46)	0,002 (6,56)	0,001 (0,82)
ÂgeH ² 88	0,001 (13,7)	0,0007 (3,16)	0,003 (8,08)	0,002 (4,13)
ÉduHB73	-0,332 (17,9)	-0,084 (1,99)		
ÉduHB82	-0,339 (19,6)	0,033 (1,01)		
ÉduHB88	-0,308 (17,4)	0,006 (0,20)		
ÉduHC73	-0,423 (19,5)	0,124 (2,25)		
ÉduHC82	-0,453 (21,8)	-0,000 (1,00)		
ÉduHC88	-0,423 (23,9)	-0,115 (3,60)		
ÉduHD73	-0,673 (21,0)	0,321 (3,22)		
ÉduHD82	-0,640 (22,7)	0,196 (2,83)		
ÉduHD88	-0,650 (25,1)	0,232 (3,82)		
ÉduFB73	-0,205 (11,8)	-0,091 (2,37)	-0,660 (15,2)	-0,196 (2,76)
ÉduFB82	-0,298 (17,6)	-0,130 (4,12)	-0,690 (16,5)	-0,231 (3,92)
ÉduFB88	-0,362 (20,7)	-0,164 (5,40)	-0,579 (13,9)	-0,275 (5,50)
ÉduFC73	-0,279 (13,0)	-0,141 (2,77)	-0,894 (18,2)	-0,326 (3,92)
ÉduFC82	-0,446 (20,6)	-0,143 (3,21)	-1,012 (21,5)	-0,377 (5,12)
ÉduFC88	-0,517 (27,5)	-0,219 (6,44)	-0,871 (21,4)	-0,419 (8,21)
ÉduFD73	-0,267 (6,20)	-0,156 (1,26)	-1,129 (13,4)	-0,723 (4,69)
ÉduFD82	-0,426 (12,9)	-0,075 (0,94)	-1,558 (22,6)	-0,171 (1,12)
ÉduFD88	-0,589 (20,5)	0,115 (1,74)	-1,393 (24,0)	-0,346 (3,52)
Cel73			0,060 (0,87)	0,038 (0,33)
Cel82			0,282 (5,23)	0,143 (1,76)
Cel88			0,310 (7,63)	0,120 (2,40)
ProvA73	0,262 (10,2)	-0,007 (0,14)	0,045 (0,54)	-0,220 (1,87)
ProvA82	0,227 (7,69)	0,081 (1,46)	0,143 (1,69)	0,208 (1,67)
ProvA88	0,223 (6,43)	0,007 (0,10)	0,052 (0,59)	0,443 (3,42)
ProvQ73	0,178 (9,66)	-0,008 (0,21)	-0,053 (1,04)	-0,250 (3,14)
ProvQ82	0,098 (4,79)	-0,001 (0,01)	0,149 (2,66)	0,085 (0,98)
ProvQ88	0,054 (2,11)	-0,195 (3,74)	-0,002 (0,03)	0,144 (1,44)
ProvMS73	0,278 (10,9)	0,256 (4,27)	0,029 (0,43)	-0,245 (2,23)
ProvMS82	0,287 (11,1)	0,115 (2,20)	0,057 (0,89)	-0,175 (1,82)
ProvMS88	0,310 (12,9)	0,215 (4,55)	-0,027 (0,38)	0,196 (1,87)
ProvACB73	0,023 (1,08)	0,173 (3,26)	-0,113 (2,40)	-0,491 (6,32)
ProvACB82	0,043 (1,95)	0,213 (4,62)	0,091 (1,86)	0,036 (0,48)
ProvACB88	0,013 (0,61)	0,101 (2,25)	-0,050 (0,97)	0,188 (2,47)

TABLEAU A1 (suite)

Estimation (probit pondéré par les poids analytiques de l'échantillon)
des probabilités que les enfants de 0 à 17 ans soient pauvres
selon leur type de familles et selon le revenu, avec variables d'interaction,
Canada, 1973-1993¹

Variables	Familles biparentales		Familles monoparentales à chef féminin	
	Revenu marchand	Revenu disponible	Revenu marchand	Revenu disponible
Urb73	-0,278 (18,8)	-0,082 (2,40)	-0,098 (2,51)	-0,051 (0,85)
Urb82	-0,178 (12,2)	0,139 (0,46)	-0,138 (3,87)	0,040 (0,74)
Urb88	-0,101 (7,86)	0,085 (3,30)	-0,102 (3,36)	0,049 (1,20)
An73-81	-0,285 (1,58)	0,445 (1,21)	4,058 (8,40)	2,995 (3,99)
An82-87	1,126 (5,53)	1,837 (4,87)	3,913 (7,68)	1,554 (2,17)
An88-93	0,683 (2,73)	1,993 (4,42)	5,322 (8,77)	3,385 (4,36)
Coho2	0,151 (2,28)	-0,120 (0,90)	-0,491 (2,28)	0,114 (0,41)
Coho3	0,148 (2,09)	-0,298 (0,02)	-0,223 (0,99)	0,173 (0,60)
Coho4	0,266 (3,41)	-0,274 (1,83)	-0,347 (1,44)	0,289 (0,91)
Coho5	0,406 (4,81)	-0,214 (1,31)	-0,299 (1,16)	0,625 (1,82)
Coho6	0,499 (5,62)	-0,185 (1,07)	-0,372 (1,40)	0,694 (1,93)
Coho7	0,598 (6,51)	-0,153 (0,85)	-0,296 (1,08)	0,910 (2,44)
Coho8	0,676 (7,17)	-0,120 (0,65)	-0,267 (0,95)	0,987 (2,57)
Coho9	0,713 (7,40)	-0,127 (0,67)	-0,265 (0,93)	1,026 (2,61)
Coho10	0,793 (7,98)	-0,110 (0,56)	-0,253 (0,87)	0,982 (2,44)
Coho11	0,960 (9,03)	-0,197 (0,95)	-0,314 (1,04)	0,854 (2,04)
Coho12	1,291 (9,72)	0,317 (0,13)	-0,224 (0,66)	0,712 (1,60)
Nenf73	0,211 (42,6)	0,019 (2,10)	0,370 (20,7)	0,106 (4,72)
Nenf82	0,236 (36,0)	0,079 (6,88)	0,418 (19,8)	0,041 (1,54)
Nenf88	0,223 (34,8)	0,069 (6,05)	0,346 (19,2)	0,147 (6,90)
Jenf73	0,228 (13,6)	0,112 (3,23)	0,321 (6,63)	0,236 (3,24)
Jenf82	0,210 (12,1)	0,084 (2,49)	0,269 (6,21)	0,220 (3,18)
Jenf88	0,217 (13,9)	0,097 (3,28)	0,344 (9,72)	0,183 (3,73)
TchP	0,044 (17,0)	-0,044 (9,14)	0,043 (6,30)	-0,020 (2,02)
RminP	-0,001 (1,19)	-0,001 (1,93)	-0,001 (1,47)	-0,001 (1,86)
Observations ²	186 650	34 358	25 488	16 598

Source : Estimation des auteurs à partir des micro-données de l'EFC.

1. Les coefficients peuvent varier selon la période lorsque les variables sont spécifiques aux périodes : 73 si 1973-1981, 82 si 1982-1987 et 88 si 1988-1992 (statistique entre parenthèses).
2. Nombre d'observations (enfants) non pondérées.