Zeitschrift: Schweizerische Zeitschrift für Soziologie = Revue suisse de sociologie = Swiss journal of sociology

Herausgeber: Schweizerische Gesellschaft für Soziologie

Band: 15 (1989)

Heft: 1

Artikel: L'impact des transformations familiales sur l'activité professionnelle des femmes au Canada

Autor: Bourdais, Céline le

DOI: https://doi.org/10.5169/seals-814716

Nutzungsbedingungen

Die ETH-Bibliothek ist die Anbieterin der digitalisierten Zeitschriften auf E-Periodica. Sie besitzt keine Urheberrechte an den Zeitschriften und ist nicht verantwortlich für deren Inhalte. Die Rechte liegen in der Regel bei den Herausgebern beziehungsweise den externen Rechteinhabern. Das Veröffentlichen von Bildern in Print- und Online-Publikationen sowie auf Social Media-Kanälen oder Webseiten ist nur mit vorheriger Genehmigung der Rechteinhaber erlaubt. Mehr erfahren

Conditions d'utilisation

L'ETH Library est le fournisseur des revues numérisées. Elle ne détient aucun droit d'auteur sur les revues et n'est pas responsable de leur contenu. En règle générale, les droits sont détenus par les éditeurs ou les détenteurs de droits externes. La reproduction d'images dans des publications imprimées ou en ligne ainsi que sur des canaux de médias sociaux ou des sites web n'est autorisée qu'avec l'accord préalable des détenteurs des droits. En savoir plus

Terms of use

The ETH Library is the provider of the digitised journals. It does not own any copyrights to the journals and is not responsible for their content. The rights usually lie with the publishers or the external rights holders. Publishing images in print and online publications, as well as on social media channels or websites, is only permitted with the prior consent of the rights holders. Find out more

Download PDF: 21.08.2025

ETH-Bibliothek Zürich, E-Periodica, https://www.e-periodica.ch

L'IMPACT DES TRANSFORMATIONS FAMILIALES SUR L'ACTIVITE PROFESSIONNELLE DES FEMMES AU CANADA [1]

Céline Le Bourdais
Institut national de la recherche scientifique (INRS) - Urbanisation
3465, rue Durocher, Montréal, Québec - Canada H2X 2C6

La majorité des pays industrialisés ont connu au cours des vingt dernières années des changements démographiques et sociaux majeurs qui ont modifié en profondeur les histoires de vie des individus, et plus particulièrement celles des femmes. La diversification des comportements reproductifs et matrimoniaux - chute de la natalité et de la nuptialité, montée du divorce et des unions libres -, a eu pour effet d'altérer de façon importante la situation familiale des femmes. Moins chargées d'enfants que par le passé, les femmes d'aujourd'hui vivent dans des familles dont la taille s'est réduite passablement ; suite à une mobilité matrimoniale accrue, elles sont par ailleurs plus susceptibles de connaître divers types d'unions au cours de leur vie adulte ou de se retrouver à la tête d'une famille monoparentale à la suite d'un divorce plutôt que par veuvage (Kellerhals & Roussel, 1987 ; Péron, Lapierre-Adamcyk & Morissette, 1987).

Parallèlement à ces transformations familiales, l'inscription des femmes dans le monde du travail s'est modifiée de façon radicale, en partie suite aux mutations profondes qui ont marqué l'appareil productif (Barrère-Maurisson, 1987). D'une part, la présence des femmes en emploi ne cesse de croître. A titre d'exemple, le taux d'activité des femmes, qui a plus que doublé au Canada depuis le début des années cinquante, a atteint le seuil de 50 % en 1980 (Armstrong, 1982) et, malgré un ralentissement suite à la crise économique du début des années quatre-vingt, il n'en continue pas moins d'augmenter : en 1987, 56 % des Canadiennes âgées de 15 ans et plus occupaient un emploi ou étaient activement à la recherche d'un tel emploi (Le Bourdais & Desrosiers, 1988). D'autre part, le profil des femmes en emploi a considérablement changé. La hausse de l'activité féminine notée depuis le début des années soixante a été particulièrement forte chez les femmes âgées de 25 à 54 ans et elle a touché surtout les mères de jeunes enfants (Phillips & Phillips, 1983). Ne présentant plus de creux au milieu des âges de reproduction et d'élevage des enfants, la courbe d'activité des femmes tendrait ainsi à se rapprocher graduellement de celle des hommes.

---

[1] Une version préliminaire de cet article a été présentée au XIIIe Colloque de l'Association Internationale des Sociologues de Langue Française, au Comité de recherche sur la famille, à Genève, le 30 août 1988. L'analyse est tirée d'une recherche plus large, subventionnée par le Ministère de la Santé et du Bien-être social (Canada) dans le cadre de l'Etude de l'évolution démographique et de son incidence sur la politique économique et sociale (Le Bourdais & Desrosiers, 1988).

A première vue, cette modification du calendrier d'activité des femmes pourrait signifier que leur participation au marché du travail acquiert un caractère de plus en plus continu et qu'elle est, dès lors, de moins en moins régie par leur histoire familiale. C'est du moins ce que certains travaux, basés sur des données transversales, ont conclu (Boyd, 1985 ; pour une discussion, voir Moen, 1985). Or, rien n'est moins sûr.

Dans un premier temps, la continuité en emploi des femmes paraît loin d'être acquise. Comme le mentionnent Kempeneers (1987a) et Robinson (1987), la hausse des taux d'activité du moment peut résulter aussi bien d'un plus grand attachement des femmes au marché du travail que d'une participation discontinue à l'emploi d'un plus grand nombre d'entre elles, soit provenir de deux mouvements différents dont les conséquences sont loin d'être les mêmes pour l'avenir professionnel des femmes. Les études longitudinales récentes menées dans ce domaine tendent à conforter la seconde hypothèse et elles révèlent le caractère toujours discontinu des trajectoires d'emploi des femmes (Desplanques & De Saboulin, 1986 ; Kempeneers, 1987a ; Lelièvre, 1987 ; Robinson, 1987).

Dans un deuxième temps, il importe d'examiner plus à fond dans leur dynamique les liens qui unissent les trajectoires matrimoniales et reproductives des femmes à leurs comportements en emploi (pour de rares études longitudinales de ces liens, voir Felmlee, 1984 ; Spenner & Rosenfeld, 1986). Comme la hausse des taux d'activité féminine a eu lieu en même temps que les structures familiales se modifiaient considérablement, on peut penser en effet que la présence plus massive des femmes en emploi est liée au fait que les femmes d'aujourd'hui se marient plus tard, qu'elles ont moins d'enfants et que, lorsqu'elles en ont, elles les ont plus tardivement. De même, la progression de l'union libre, plus instable mais peut-être de nature plus égalitaire que le mariage, a peut-être aussi contribué à accroître la présence des femmes en emploi. C'est du moins ce que suggèrent les travaux de De Singly (1986), pour qui la montée de l'union libre dans les couches moyennes pourrait tenir au fait que les femmes hautement scolarisées cherchent à maximiser le rendement de leurs ressources à travers le partage du professionnel et du domestique plutôt que par le biais d'une stratégie matrimoniale institutionnalisée. Dans ce sens, les changements décelés dans les comportements en emploi des femmes seraient grandement affectés par les transformations qu'elles ont connues du côté de leur vie familiale ; vie professionnelle et vie familiale seraient donc toujours intimement liées.

L'analyse qui suit s'attache à explorer plus à fond ces deux pistes de recherche. La première partie, qui vise à évaluer dans quelle mesure la hausse de l'activité salariée des femmes traduit une plus grande fixation en emploi, s'appuie sur l'étude des tables d'extinction (ou tables de mortalité) pour caractériser l'évolution de la dynamique des mouvements d'entrée et de sortie des femmes du marché du travail. La seconde section, qui cherche à analyser jusqu'à quel point la modification des trajectoires d'emploi des femmes est liée aux transformations de leurs comportements matrimoniaux et reproduc-

tifs, approche l'étude de ces liens au moyen de la "méthode de l'histoire des événements" [2]. Mais avant de s'atteler à ces tâches, la partie suivante présente d'abord brièvement les données et les méthodes d'analyse.

1. Les données et les méthodes d'analyse

Les données utilisées proviennent de l'Enquête sur la famille (pour une présentation plus détaillées et une critique des données de cette enquête, voir Burch & Madan, 1986 ; Le Bourdais & Desrosiers, 1988 et Robinson, 1987) réalisée par Statistique Canada en février 1984, à titre de supplément à l'Enquête mensuelle sur la population active (EPA). Cette enquête a recueilli des données rétrospectives sur les antécédents familiaux et les antécédents de travail de près de 14'000 Canadiens - dont la moitié sont des femmes - âgés de 18 à 65 ans au moment de l'enquête. L'analyse qui suit ne s'intéresse qu'aux femmes. Après application des facteurs de pondération, l'échantillon original comprenait 7'256 répondantes ; un faible nombre de cas, pour lesquels l'année d'entrée ou de sortie d'emploi est manquante, a toutefois dû être exclu de certaines analyses (voir les tableaux qui suivent).

Dans l'enquête *Famille*, seuls les emplois qui ont été occupés pour une durée minimale de six mois, alors que les femmes n'étaient pas aux études à temps plein, ont été considérés. Cette définition est beaucoup plus restrictive que celle qui est généralement retenue dans les enquêtes régulières sur l'emploi, telle l'Enquête sur la population active, et qui considère comme occupées toutes les femmes qui avaient un emploi lors de la semaine de référence, peu importe sa durée. Les interruptions de travail recensées dans l'enquête *Famille* ne concernent, quant à elles, que les arrêts d'une durée minimale d'un an ; elles excluent donc une large part d'arrêts plus courts, tels les congés de maternité, qui peuvent pourtant s'avérer parfois tout aussi pénalisants pour la carrière des femmes. Au moment de l'enquête, 87 % des répondantes âgées de 18 à 65 ans qui ont été interviewées ont déclaré avoir déjà occupé un emploi pour une durée d'au moins six mois et un peu moins de la moitié (42 %) d'entre elles n'ont rapporté aucun arrêt de travail d'un an ou plus (Le Bourdais & Desrosiers, 1988).

La propension des femmes à entrer et à sortir du marché du travail varie bien sûr en fonction de l'âge des répondantes à l'enquête, les femmes appartenant aux cohortes anciennes étant, par exemple, proportionnellement plus nombreuses que leurs consoeurs plus jeunes à déclarer une longue interruption de travail (Kempeneers, 1987a ; Le Bourdais & Desrosiers, 1988). Une

---

[2] Originalement désignée sous le vocable de "event history analysis", cette méthode est parfois appelée "analyse des biographies" dans la littérature francophone. Cette dernière appellation ne rend toutefois pas compte de l'ensemble des possibilités d'application de la méthode qui débordent largement l'analyse des seules biographies ; aussi, l'expression "méthode de l'histoire des événements" lui est préférée.

partie des différences notées entre générations reflète les changements réels de comportement que les femmes ont connu en matière d'activité professionnelle au cours des dernières décennies. Une autre partie de ces différences tient toutefois à la durée inégale de la période passée sur le marché du travail (la période d'exposition au risque de vivre une interruption de travail, par exemple) par les diverses cohortes de femmes, laquelle croît généralement avec l'âge des répondantes. Aussi, pour démêler l'effet d'âge de l'effet des changements réels de comportement des femmes en matière d'activité, le recours aux tables d'extinction qui tiennent compte de la durée d'observation de l'ensemble des répondantes s'impose.

Le principe de la table d'extinction est assez simple [3]. Il consiste, par exemple, à calculer à chaque âge les probabilités qu'ont les femmes de connaître un événement donné, telle l'entrée en emploi, en rapportant le nombre de femmes qui vivent l'événement à cet âge à celui des femmes à risque, c'est-à-dire l'ensemble des femmes qui n'ont pas encore connu l'événement et qui sont toujours sous observation. Le nombre de répondantes exposées au risque d'entrer en emploi est donc réévalué à chaque âge considéré, et il exclut au fur et à mesure qu'ils surgissent les cas "tronqués", soit ceux pour lesquels l'information est incomplète (par exemple, les femmes âgées de 20 ans à l'enquête lorsqu'il s'agit de calculer la probabilité d'entrer en emploi à l'âge de 21 ans). L'intérêt de cette méthode est qu'elle permet "d'utiliser toutes les données et même de tirer partie de l'information des histoires incomplètes" (Burch & Madan, 1986, 27). Afin de permettre l'examen des modifications des comportements des femmes dans le temps, les tables d'extinction seront établies séparément pour cinq cohortes de femmes (les cohortes retenues sont les suivantes : 18-24, 25-34, 35-44, 45-54 et 55-65 ans).

La suite de l'analyse repose sur la méthode de l'histoire des événements (pour une présentation détaillée de la méthode, voir Allison, 1984). Cette méthode, qui combine l'approche de la table d'extinction et celle de la régression, permet d'examiner l'effet combiné de plusieurs facteurs sur les probabilités qu'ont les femmes de connaître certains événements (Murphy, 1985). La variable dépendante du modèle devient ainsi les probabilités [4] des femmes de vivre un événement donné ; ces dernières sont alors analysées en fonction d'un certain nombre de variables indépendantes (cohortes de naissance des femmes ou arrivée d'un enfant, par exemple) qui sont conçues comme des facteurs augmentant ou diminuant le risque de passage d'un état à l'autre, compte tenu de la population à risque à chaque unité de temps. Ce sont ces effets que les coefficients [exp(ß)] présentés dans les Tableaux 2 à 4 tentent d'approcher ; un coefficient supérieur à 1 indique que la variable re-

---

[3] Pour une présentation plus détaillée de ce genre d'analyse, voir l'annexe de Burch & Madan (1986) et le chapitre 6 de Kempeneers (1987a).

[4] En fait, les "quotients instantanés de transition". Pour une présentation simplifiée de la méthode, voir l'annexe.

tenue augmente les chances des femmes de vivre l'événement considéré et un coefficient inférieur à 1, qu'elle les diminue.

Un des avantages du modèle semi-paramétrique retenu ici est qu'il permet d'inclure dans l'analyse des variables indépendantes qui peuvent changer de valeur dans le temps. C'est le cas, par exemple, de la variable "naissance" incluse dans les analyses qui suivent et qui précise, pour chaque unité de temps considérée, si la femme a déjà ou non eu une première naissance. L'inclusion de cette variable dans le modèle permet alors d'estimer dans quelle mesure l'arrivée d'une première naissance augmente ou diminue les chances d'une femme d'interrompre son activité professionnelle, comparativement à une autre femme ayant des caractéristiques similaires mais n'ayant toujours pas eu d'enfant. On saisira l'intérêt que cette approche présente pour l'étude de l'impact de la vie familiale sur les trajectoires d'emploi des femmes.

2. L'analyse des trajectoires d'emploi des femmes

Le Tableau 1 fournit certains éléments des tables d'extinction établies pour caractériser les mouvements d'entrée, de sortie et de réinsertion des femmes sur le marché de travail. La probabilité cumulée de connaître chacun de ces événements à un âge (ou une durée) déterminé est présentée séparément pour chacune des cohortes retenues ; elle indique les chances qu'ont les diverses générations de femmes de vivre un événement donné, compte tenu de leur durée inégale sous observation.

Comme on peut le voir au tableau, la probabilité cumulée des femmes d'occuper un premier emploi de six mois ou plus au cours de leur vie augmente régulièrement des cohortes plus âgées aux cohortes plus jeunes, passant d'un peu plus de 80 femmes sur 100 chez les femmes de 55-65 ans à environ 95 femmes sur 100 chez les moins de 45 ans. En plus d'être plus nombreuses à occuper un premier emploi, les femmes des cohortes récentes ont aussi tendance à entrer plus rapidement sur le marché du travail. Sauf à l'âge de 19 ans, les probabilités cumulées d'entrer en emploi augmentent des générations plus âgées aux plus jeunes : à l'âge de 24 ans, par exemple, 93 femmes âgées de 18-24 ans [5] sur 100 ont déjà occupé un emploi, comparativement à 88 femmes de 25-34 ans et seulement 53 femmes de 55-65 ans. Le peu de variation noté dans la proportion de femmes déjà en emploi à 19 ans tient sans doute à l'allongement de la scolarité qu'ont connu les générations plus récentes.

---

[5] A noter que la probabilité d'entrée en emploi à cet âge n'est connue que pour une mince fraction de cette cohorte.

Tableau 1

Probabilités (1) cumulées (en %) d'entrer, de sortir et de retourner en emploi à âge ou durée donnés, par cohorte de naissance

Probabilité cumulée	Cohorte de Naissance					Ensemble
	18-24	25-34	35-44	45-54	55-65	
- d'être entrée en emploi à (2) :						
. 19 ans	56	51	52	52	38	50
. 24 ans	(93)	88	77	68	53	76
. 34 ans		(96)	89	77	64	85
. 44 ans			(94)	88	72	91
. 54 ans				(90)	80	93
. 64 ans					(82)	94
- d'être sortie d'emploi après (3) :						
. 5 ans en emploi	(28)	38	40	39	34	37
. 10 ans en emploi		56	64	61	58	59
. 15 ans en emploi		(65)	73	69	66	68
. 20 ans en emploi			(76)	74	70	72
- d'être retournée en emploi après (4) :						
. 5 ans d'arrêt	(62)	60	50	33	24	44
. 10 ans d'arrêt		(73)	64	47	36	57
. 15 ans d'arrêt			77	59	42	66
. 20 ans d'arrêt			(83)	71	53	73

Source : Enquête sur la famille, Canade, 1984.

1. Les probabilités cumulées sont calculées à partir des tables d'extinction. La méthode utilisée pour traiter les cas tronqués est celle de Kaplan-Meier.
2. Calcul basé sur l'ensemble des répondantes pour lesquelles les données sur le premier emploi sont connues (N = 7'054).
3. Ne porte que sur les femmes qui ont déjà occupé un premier emploi pendant au moins 6 mois (N = 6'070).
4. Ne porte que sur les femmes ayant déjà connu un arrêt de travail d'une durée minimale d'un an (N = 3'457).

L'examen des sorties d'emploi par cohorte révèle, par ailleurs, un portrait un peu plus diffus. Tel qu'on peut le voir au Tableau 1, la probabilité cumulée des femmes qui ont occupé un premier emploi de le quitter à une durée donnée est toujours légèrement plus élevée chez les femmes de 35-44 ans. Elle diminue à mesure que l'on s'éloigne de cette génération, et ce pour aller aussi bien vers les cohortes plus jeunes que vers les cohortes plus âgées. Ainsi, dix ans après leur entrée sur le marché du travail, 64 % des femmes de 35-44 ans ont déjà quitté une première fois leur emploi comparativement à 56 % des femmes de 25-34 ans et 58 % des femmes de 55-65 ans.

Face aux cohortes plus âgées, la propension plus forte des femmes de 35-44 ans à quitter leur premier emploi tient sans doute en partie au fait qu'elles

sont entrées en plus grand nombre sur le marché du travail à un âge propice au mariage ou à la mise au monde d'un enfant, augmentant du coup leurs chances ultérieures de sortie. Face aux femmes de 25-34 ans, l'explication pourrait résider dans un attachement plus grand des jeunes femmes au marché du travail ou provenir du fait qu'une fraction plus élevée de ces femmes n'ont pas encore eu d'enfant. Nous y reviendrons plus loin.

Au chapitre des réinsertions en emploi, les données du Tableau 1 montrent que les femmes des jeunes générations sont plus nombreuses que leurs aînées à retourner sur le marché du travail lorsqu'elles l'ont quitté une première fois. Plus de 80 % des femmes de 35-44 ans ont repris un emploi après un long arrêt de travail et sans doute une proportion aussi forte des 25-34 ans y retourneront au terme de leur vie active, comparativement à un peu plus de la moitié des femmes de 55-64 ans. Les femmes des cohortes plus jeunes sont non seulement plus nombreuses à occuper un deuxième emploi, mais elles le font aussi plus rapidement. Cinq ans après avoir connu une première interruption de travail, par exemple, un peu moins du quart des femmes de 55-65 ans ont réintégré le marché de l'emploi comparativement à la moitié des femmes de 35-44 ans et 60 % des femmes de 25-34 ans.

Ces résultats vont dans le même sens que ceux obtenus précédemment par Kempeneers (1987a) à partir des données qui ont été recueillies dans le cadre de l'Enquête sur la fécondité, menée au Canada en 1984. La hausse des taux d'activité du moment tiendrait ainsi davantage à l'accélération des mouvements d'entrée et de retour des femmes sur le marché du travail qu'à une plus grande continuité en emploi ; les femmes des générations plus récentes continueraient à interrompre leur travail dans les mêmes proportions que leurs aînées et elles le feraient aussi sensiblement à la même cadence.

La question qui se pose alors est : dans quelle mesure l'histoire professionnelle des femmes des cohortes récentes continue-t-elle à être influencée par leur histoire familiale ? En d'autres mots, il s'agit de se demander jusqu'à quel point le comportement différentiel des diverses cohortes de femmes sur le marché de l'emploi peut être attribué aux changements familiaux qu'elles ont expérimentés au cours de leur vie. Pour tenter de répondre à cette question, la partie suivante examine dans quelle mesure l'écart qui sépare les diverses cohortes de femmes au chapitre de leurs trajectoires d'emploi se modifie lorsqu'on tient compte des histoires familiales multiples des répondantes.

3. L'influence des composantes familiales sur les trajectoires d'emploi des femmes

a) Les entrées en emploi

Tableau 2

Coefficients (1) du modèle semi-paramétrique (Cox) pour les entrées en emploi (N = 7'054)

Variable (2)	Catégorie	Modèle			
		1	2	3	4
Cohorte de naissance (35-44 ans)	18-24 ans	1.08	1.05	1.00	1.01
	25-34 ans	1.12*	1.10*	1.08*	1.06
	45-54 ans	0.76*	0.75*	0.79*	0.76*
	55-65 ans	0.51*	0.48*	0.50*	0.48*
Niveau de scolarité (12-13 ans)	≤ 11 ans	0.68*	0.72*	0.69*	0.72*
	postsecondaire	0.85*	0.80*	0.82*	0.80*
	universitaire	0.63*	0.54*	0.57*	0.53*
Naissance avant (3) l'emploi (non)	oui		0.37*		0.42*
Mariage avant (3) l'emploi (non)	oui			0.54*	0.83*
Union libre avant (3) l'emploi (non)	oui			1.43*	1.21*

Source : Enquête sur la famille, Canada, 1984.
1. Les coefficients présentés dans le tableau représentent [exp (β)]. Le symbole * indique qu'ils sont significatifs au seuil de 0.05.
2. La catégorie de référence est indiquée entre parenthèses.
3. Variable changeant dans le temps et réestimée à chaque âge considéré. Par exemple, la variable "naissance avant l'emploi" prend la valeur de 1 si la répondante déclare une première naissance avant ou à l'âge considéré ; dans les autres cas (femmes sans enfant ou femmes qui n'ont pas encore eu d'enfant à l'âge x), elle est égale à 0.

Le tableau 2 présente les coefficients du modèle semi-paramétrique pour l'étude des entrées en emploi des femmes. Les coefficients du modèle 1 confirment grosso modo le résultat obtenu précédemment à partir des tables d'extinction, à savoir que les femmes des cohortes récentes ont plus de chances que leurs aînées d'entrer rapidement en emploi. Le coefficient de 1.12 observé pour la cohorte des 25-34 ans indique que les femmes de cet âge ont, à qualifications scolaires égales, 12 % plus de chances que le groupe de référence (les femmes de 35-44 ans) d'occuper un premier emploi ; à l'inverse, les femmes de 55-65 ans ont à peu près la moitié moins de chances que les

femmes de 35-44 ans de vivre un tel événement. Les coefficients du premier modèle révèle aussi que les probabilités des femmes d'entrer rapidement en emploi sont liées à leur capital scolaire. Lorsqu'on contrôle pour la cohorte de naissance, les femmes ayant complété 12 ou 13 ans de scolarité ressortent comme étant les plus susceptibles d'entrer rapidement en emploi : elles ont 32 % plus de chances d'occuper un emploi que leurs consoeurs moins scolarisées et 37 % plus de chances que les femmes détenant un diplôme universitaire, lesquelles entrent généralement plus tardivement dans le monde du travail.

La prise en compte dans le modèle de base d'une variable indiquant si la femme a déjà ou non eu un premier enfant avant son entrée sur le marché du travail révèle que la venue d'un enfant constitue un frein important à l'insertion des femmes en emploi : à scolarité et cohorte égales, les femmes qui ont eu un enfant avant d'occuper un premier emploi voient leurs chances d'entrer dans le monde du travail s'abaisser de 63 % comparativement à leurs consoeurs qui sont sans enfant (modèle 2).

Le troisième modèle qui tient compte du fait que la femme a ou non vécu une première union [6] avant ou l'année de son entrée en emploi révèle que ce facteur joue de façon opposée selon qu'il s'agit d'un mariage ou d'une union libre. Les femmes mariées ressortent avec environ 50 % moins de chances d'entrer en emploi que les femmes sans union, alors qu'inversement les femmes vivant en union libre ont 43 % plus de chances d'y accéder. Le fait que l'écart qui sépare les femmes mariées des femmes vivant en union libre perdure lorsqu'on contrôle pour la cohorte de naissance des femmes montre qu'il ne saurait être uniquement attribué à la structure par âge différente de ces deux groupes de femmes et tend plutôt à confirmer l'hypothèse avancée par De Singly (1986), à savoir que les femmes cohabitantes négocient peut-être différemment des femmes mariées leur participation à l'emploi.

La prise en compte simultanée d'une naissance ou d'une union a, par ailleurs, pour effet de diminuer l'écart qui séparait les femmes mariées et les cohabitantes des femmes sans union : lorsqu'on contrôle pour l'arrivée ou non d'un enfant, le coefficient des femmes mariées remonte de 0.54 à 0.83, tandis que celui des femmes en union libre passe de 1.43 à 1.21. Ce changement observé au niveau des coefficients indique qu'une partie de l'effet attribué antérieurement à l'existence d'une union, libre ou légale, est en fait associée à l'arrivée d'un enfant dans la vie des femmes. Ainsi, par exemple, si le mariage demeure négativement associé à l'entrée des femmes en emploi, son effet est nettement moindre lorsque la femme n'a toujours pas eu d'enfant. Par contre, lorsque la femme est mariée et a un enfant, l'effet combiné de ces deux facteurs est alors très fort : il contribue dans ce cas à diminuer de 65 % [1-(0.42 x 0.83)] les chances des femmes d'entrer en emploi (modèle 4).

---

[6] N'est ici considérée que la première union qui a été contractée, l'union libre ou le mariage.

Enfin, on remarquera que, lorsque l'on tient compte de l'histoire matrimoniale et reproductive des femmes, l'écart qui séparait les femmes de 35-44 ans des cohortes plus jeunes tend à s'estomper, le coefficient des 25-34 ans devenant non significatif. Ce résultat laisse supposer qu'une partie de la différence observée précédemment entre ces deux groupes de femmes est attribuable au fait que les femmes plus jeunes sont moins susceptibles d'avoir connu une naissance ou une union avant d'occuper un premier emploi. L'entrée plus rapide des femmes de moins de 35 ans sur le marché du travail tiendrait alors autant au retard noté dans le calendrier de leur fécondité qu'à la diversification de leurs comportements matrimoniaux.

b) Les sorties d'emploi

Tableau 3

Coefficients (1) du modèle semi-paramétrique (Cox) pour les sorties d'emploi (N = 6'070)

Variable (2)	Catégorie	Modèle			
		1	2	3 (4)	4 (4)
Cohorte de naissance (35-44 ans)	18-24 ans	0.68*	0.62*	0.63*	0.71*
	25-34 ans	0.89*	0.84*	0.80*	0.85*
	45-54 ans	0.90*	0.95	1.01	1.08
	55-65 ans	0.82*	0.91	0.88*	1.08
Niveau de scolarité (12-13 ans)	≤ 11 ans	1.16*	1.22*	1.16*	1.05
	postsecondaire	1.00	1.01	0.97	0.93
	universitaire	0.82*	0.89	0.85*	0.88
Age à l'emploi (18-19 ans)	≤ 17 ans		0.93	0.93	0.97
	20-24 ans		0.86*	0.88*	0.85*
	≥ 25 ans		0.52*	0.55*	0.58*
Naissance avant (3) l'arrêt (non)	oui				3.53*

Source : Enquête sur la famille, Canada, 1984.
1. Les coefficients présentés dans le tableau représentent [exp (β)]. Le symbole * indique qu'ils sont significatifs au seuil de 0.05.
2. La catégorie de référence est indiquée entre parenthèses.
3. Variable changeant dans le temps et réestimée à chaque âge considéré. Ainsi, la variable "naissance avant l'arrêt" prend la valeur de 1 si la répondante déclare une première naissance avant ou à la durée considérée ; dans les autres cas (femmes sans enfant ou femmes qui n'ont pas encore eu d'enfant à la durée x), elle est égale à 0.
4. Exclut les femmes qui ont eu une première naissance avant d'entrer en emploi (901 cas).

L'effet des facteurs qui affectent la propension des femmes à quitter le monde du travail est présenté au tableau 3. Le modèle 1 révèle, tout comme

l'analyse antérieure basée sur les tables d'extinction, que les femmes de 35-44 ans ont plus de chances de connaître une première interruption de travail, et ce même lorsqu'on contrôle pour leur capital scolaire. Tous inférieurs à 1, les coefficients des diverses cohortes révèlent la plus faible propension des femmes appartenant à ces cohortes à sortir du marché du travail face à leurs consoeurs de 35-44 ans. Le modèle de base indique de plus que les chances des femmes de quitter leur emploi diminuent à mesure que leurs qualifications scolaires augmentent : comparativement aux femmes qui ont complété des études secondaires (12 ou 13 ans), les répondantes qui ont moins de 12 ans de scolarité ont 16 % plus de chances d'enregistrer un arrêt de travail et celles qui ont poursuivi des études universitaires, 18 % moins de chances.

Afin d'isoler l'effet du calendrier varié d'entrée en emploi des diverses générations de femmes, le modèle 2 inclut l'âge à l'entrée en emploi des répondantes. L'ajout de cette variable dans l'équation a pour effet d'altérer sensiblement les coefficients du modèle de base. L'écart qui séparait les femmes de 35-44 ans des moins de 35 ans se creuse alors légèrement tandis qu'à l'inverse, celui qui opposait les femmes de 35-44 ans aux 45 ans et plus se réduit pour devenir non significatif. Ces changements dénotent le calendrier différentiel des entrées en emploi des diverses cohortes de femmes. Ils signifient que la propension plus forte des femmes de 35-44 ans face à leurs aînées à quitter le marché du travail est en partie liée à leur entrée plus précoce en emploi. Le même mécanisme joue du côté des qualifications scolaires des répondantes. La prise en compte de l'âge des femmes à leur premier emploi a pour effet de réduire et de rendre non significatif l'écart qui séparait les femmes hautement scolarisées des femmes ayant complété des études secondaires ; ce résultat est évidemment lié à l'entrée plus tardive des premières sur le marché de l'emploi.

L'examen des coefficients liés à l'âge à l'emploi montre, par ailleurs, que les femmes entrées sur le marché du travail entre 18 et 19 ans sont les plus susceptibles de connaître une interruption de carrière. Elles se distinguent plus particulièrement des femmes entrées tardivement (25 ans ou plus) en emploi, lesquelles affichent des risques nettement plus faibles (près de 50 %) de sortir du marché du travail pour une période d'un an ou plus.

Dans quelle mesure les risques d'interruption de travail des femmes associés à l'âge qu'elles avaient lors de leur entrée en emploi sont-ils liés à la présence d'un enfant ? Pour tenter de répondre à cette question, les modèles 3 et 4 du Tableau 3 reprennent l'analyse [7], en excluant cette fois les femmes qui avaient déjà eu une naissance avant l'année de leur entrée en emploi [8].

---

[7] La variable portant sur l'existence d'une union (légale ou libre) a dû être exclue de l'analyse à cause des problèmes de multicollinéarité.

[8] Comme les femmes ayant déjà eu un premier enfant avant d'entrer en emploi sont plus susceptibles de se retrouver parmi les cohortes plus anciennes et parmi les femmes moins scolarisées, l'exclusion de ces cas a pour effet de modifier quelque peu les coefficients des variables incluses dans l'analyse (comparer les modèles 2 et 3).

Tel qu'on peut le voir au tableau, l'arrivée d'une première naissance constitue une cause majeure d'interruption de travail pour les femmes : même lorsqu'on contrôle pour la cohorte de naissance, le niveau de scolarité et l'âge à l'entrée en emploi, la venue d'un premier enfant fait plus que tripler les chances des femmes de connaître un arrêt de travail. A première vue, la discontinuité du travail féminin paraît donc encore largement liée à l'histoire reproductive des femmes.

En fait, l'examen de la variation notée dans les coefficients attachés aux diverses cohortes, lorsqu'on inclut l'arrivée d'une première naissance dans l'équation, montre que l'histoire reproductive des femmes produit un effet semblable sur les trajectoires d'emploi des femmes de 35 ans et plus mais que ce lien est peut-être en train de s'atténuer dans les générations plus récentes. Ainsi, le fait que la prise en compte de cette variable contribue à inverser et à rendre non significatif le coefficient des 55-65 ans indique que la plus forte propension des femmes de 35-44 ans à connaître un arrêt de travail face à leurs aînées, telle que révélée par l'examen des tables des sorties d'emploi, est en grande partie attribuable au fait qu'elles ont, en plus grand nombre, donné naissance à leur premier enfant après être entrées sur le marché du travail, soit à un agencement différent de leurs histoires reproductive et professionnelle. Par ailleurs, le fait que l'écart qui séparait les 35-44 ans des femmes plus jeunes ne se modifie que très légèrement tendrait plutôt à montrer que l'arrivée d'une première naissance influence de moins en moins directement les trajectoires d'emploi des femmes des cohortes plus récentes ; le comportement professionnel des jeunes femmes serait ainsi en train de se modifier progressivement, indépendamment de leur vie reproductive.

c) Les réinsertions en emploi

Le Tableau 4 présente les coefficients de l'analyse des réinsertions en emploi pour les femmes ayant déjà vécu un arrêt de travail. On remarquera d'abord que, peu importe le modèle considéré, les probabilités de retour des femmes sur le marché du travail augmentent des générations les plus vieilles aux générations les plus jeunes. Dans le modèle de base, par exemple, les répondantes âgées de 18-24 ans à l'enquête ont, à scolarité égale, 60 % plus de chances de réintégrer le marché de l'emploi suite à une interruption que les femmes de 35-44 ans. Face à ces dernières, les femmes de 55-65 ans ont une probabilité de retour en emploi qui est près de 60 % moindre ; cette propension est en fait quatre fois plus faible que celle observée chez les femmes de 18-24 ans. Les chances des femmes de retourner sur le marché du travail augmentent aussi régulièrement à mesure que leur capital scolaire s'accroît. Comparativement à leurs consoeurs ayant complété le niveau secondaire, les femmes ayant poursuivi des études postsecondaires ont 25 % plus de chances de reprendre un emploi et les femmes détenant une formation universitaire, 69 % plus de chances.

Tableau 4

Coefficients (1) du modèle semi-paramétrique (Cox) pour les réinsertions en emploi (N = 3'457)

Variable (2)	Catégorie	Modèle					
		1	2	3	4	5(4)	6(4)
Cohorte de naissance (35-44 ans)	18-24 ans	1.60*	1.67*	1.73*	1.77*	1.98*	1.62*
	25-34 ans	1.25*	1.28*	1.30*	1.31*	1.41*	1.35*
	45-54 ans	0.66*	0.66*	0.65*	0.65*	0.65*	0.67*
	55-65 ans	0.44*	0.42*	0.42*	0.41*	0.42*	0.41*
Niveau de scolarité (12-13 ans)	≤ 11 ans	0.88*	0.84*	0.87*	0.85*	0.88*	0.85*
	postsecondaire	1.25*	1.25*	1.22*	1.23*	1.33*	1.32*
	universitaire	1.69*	1.63*	1.60*	1.60*	1.64*	1.56*
Age à l'emploi (18-19 ans)	≤ 17 ans		1.08		1.09	1.10	1.09
	20-24 ans		1.05		1.03	0.98	0.97
	≥ 25 ans		1.43*		1.28*	1.44*	1.33
Age à l'arrêt (22-24 ans)	≤ 21 ans			0.99	0.98	0.95	0.93
	25-29 ans			1.11	1.10	1.10	1.12
	≥ 30 ans			1.29*	1.19*	1.06	0.90
Naissance avant (3) la réinsertion (non)	oui						0.51*

Source : Enquête sur la famille, Canada, 1984.
1. Les coefficients présentés dans le tableau représentent [exp (β)]. Le symbole * indique qu'ils sont significatifs au seuil de 0.05.
2. La catégorie de référence est indiquée entre parenthèses.
3. Variable changeant dans le temps et réestimée à chaque âge considéré. Ainsi, la variable "naissance avant la réinsertion" prend la valeur de 1 si la répondante déclare une première naissance avant ou à la durée considérée ; dans les autres cas (femmes sans enfant ou femmes qui n'ont pas encore eu d'enfant à la durée x), elle est égale à 0.
4. Exclut les femmes qui ont eu une première naissance avant leur première sortie d'emploi (830 cas).

Les modèles 2 à 4 examinent ensuite l'effet du calendrier d'entrée et de sortie des femmes du marché du travail sur leur propension à reprendre ultérieurement un emploi. L'entrée tardive dans le premier emploi est associée avec de plus fortes chances de retour sur le marché du travail : à cohorte et scolarité données, les femmes qui sont entrées en emploi à l'âge de 25 ans ou plus, ont 43 % plus de chances d'y retourner rapidement suite à un arrêt que les femmes qui ont exercé leur premier emploi à l'âge de 18 ou 19 ans (modèle 2). De la même façon, le fait de vivre l'interruption de travail à un âge avancé a pour effet d'accroître les chances ultérieures de retour en emploi des femmes (modèle 3). Cependant, comme l'âge à l'arrêt des femmes est en partie lié à l'âge qu'elles avaient lors de leur entrée sur le marché du travail,

la prise en compte simultanée de ces deux variables a pour effet de réduire quelque peu les coefficients qui leur sont associés (modèle 4).

Pour tenter de voir dans quelle mesure l'arrivée d'une naissance au moment de l'interruption d'emploi ou au cours des années subséquentes influence les chances des femmes de réintégrer le monde du travail, les modèles 5 et 6 reprennent l'analyse mais en excluant cette fois les femmes ayant eu un enfant avant l'année de leur premier arrêt de travail [9]. Tel qu'on peut le voir au tableau, l'arrivée d'une naissance au moment d'une interruption de travail ou dans les années suivantes contribue à abaisser de façon significative la propension des femmes à réintégrer le marché du travail : les femmes qui ont un enfant voient alors leurs chances de retour en emploi réduites de 50 % face à leurs consoeurs qui présentent des caractéristiques similaires mais qui sont toujours sans enfant.

Lorsqu'on tient compte de l'arrivée d'une naissance dans la vie des femmes, l'écart qui séparait les femmes entrées tardivement en emploi de celles entrées à 18-19 ans devient non significatif. Cette variation signifie qu'une partie de l'effet attribué antérieurement à l'âge à l'emploi traduit en fait l'influence de l'arrivée d'une naissance sur la vie professionnelle des femmes. On notera, par ailleurs, que l'ajout de la variable "naissance" dans l'équation a pour effet d'inverser le coefficient associé à un arrêt d'emploi tardif, lequel demeure toutefois non significatif. Ce changement n'est sûrement pas sans lien avec le fait que ce groupe englobe sans doute un certain nombre de femmes pour qui la première interruption correspond à la prise de la retraite et qui ne connaîtront, par conséquent, aucun mouvement de retour dans le monde du travail.

Enfin, on notera que la scolarité et l'âge des femmes à l'enquête demeurent étroitement liés à leurs chances de réinsertion en emploi, et ce même lorsqu'on contrôle pour le calendrier de l'entrée et de la sortie du premier emploi et pour l'arrivée ou non d'un enfant. En dépit de légères fluctuations d'un modèle à l'autre, les femmes détenant un diplôme universitaire ont toujours presque deux fois plus de chances de réintégrer rapidement le marché du travail que les femmes qui n'ont pas complété le niveau secondaire, tandis que les moins de 25 ans ont environ quatre fois plus de chances de retourner en emploi que les 55-65 ans. La plus forte propension des femmes des cohortes récentes à réintégrer le marché du travail après un arrêt prolongé paraîtrait donc peu liée aux modifications du calendrier de leur vie reproductive, du moins en ce qui concerne le premier enfant.

---

[9] Comme les femmes ayant eu un enfant avant leur premier arrêt de travail ont plus souvent tendance à se retrouver parmi les femmes âgées de 35 ans et plus, parmi celles qui sont entrées plus tardivement en emploi et, par conséquent, parmi celles qui ont interrompu leur activité pour la première fois à un âge avancé, cette façon de procéder a pour effet de modifier quelque peu les coefficients des variables incluses dans l'analyse (comparer les modèles 4 et 5).

Conclusion

Les modalités d'entrée et de sortie des femmes du marché du travail se sont modifiées graduellement au cours des dernières décennies. L'analyse des trajectoires d'emplois des femmes en relation avec leur histoire familiale a montré qu'une partie des différences intergénérationnelles en termes d'attachement à l'emploi tient aux changements qui ont marqué les comportements matrimoniaux et reproductifs des diverses générations de femmes. En premier lieu, l'entrée plus rapide des femmes de moins de 35 ans sur le marché du travail semble tenir à la baisse ou au report de la fécondité et de la nuptialité que l'on observe chez ces jeunes femmes, soit à un calendrier familial différent. Deuxièmement, la plus forte propension des femmes de 35-44 ans à quitter le marché du travail face à leurs aînées tiendrait au fait qu'elles ont été plus nombreuses à entrer en emploi *avant* la naissance de leur premier enfant, soit à un aménagement différent de leur vie professionnelle et reproductive.

Au terme de cette analyse, il est donc difficile de conclure que les trajectoires d'emploi des femmes ne sont plus liées à leur histoire familiale. S'il est vrai que les femmes entrent aujourd'hui de plus en plus rapidement en emploi, souvent avant d'avoir un enfant ou de contracter une union ; s'il est vrai aussi qu'elles retournent plus rapidement en emploi, avant d'avoir fini d'élever leurs enfants, l'arrivée d'une naissance dans la vie des femmes semble toujours affecter de façon importante leurs chances d'entrer ou de sortir du marché du travail. Ce résultat n'est évidemment pas en soi surprenant. Le marché du travail n'est pas conçu et organisé pour répondre aux exigences de la vie familiale. Au contraire, la famille et toutes les charges qu'elles présupposent paraissent bien souvent être un handicap à la vie professionnelle des femmes, d'autant plus qu'elles reposent encore en majorité sur leurs épaules (Le Bourdais, Hamel & Bernard, 1987).

En dépit de ce lien qui perdure entre vie familiale et vie professionnelle, nos résultats indiquent cependant que les comportements professionnels des femmes, bien qu'encore liés aux contraintes familiales, se modifient graduellement chez les plus jeunes cohortes. Les femmes de moins de 35 ans semblent moins enclines que leurs aînées à interrompre leur activité suite à la naissance d'un premier enfant. De même, l'accroissement de la propension des femmes à réintégrer rapidement le marché du travail, qui s'observe des générations plus âgées aux plus jeunes, paraît peu lié à la présence ou non d'un enfant. Serait-on alors en train d'assister à une redéfinition des rôles entre les sexes, à un nouveau partage - tant du travail domestique que du travail salarié - entre conjoints qui, selon Barrère-Maurisson (1984), serait en voie de s'installer ? Certains de nos résultats suggèrent cette interprétation. En particulier, celui qui montre que les cohabitantes se caractérisent au chapitre des entrées en emploi par des comportements différents de ceux des femmes mariées pourrait être interprété dans ce sens.

S'ils confirment grosso modo les hypothèses de départ, les résultats de notre analyse doivent toutefois être nuancés en fonction des limites des données utilisées. Comme l'enquête *Famille* ne contenait pas d'informations rétrospectives détaillées qui auraient permis de reconstituer les séquences d'emploi des femmes en fonction du type de travail (temps plein/temps partiel) exécuté, il nous est impossible de voir dans quelle mesure la plus grande continuité en emploi des jeunes générations de femmes traduit un accroissement de leur présence à temps plein sur le marché du travail ou le fait qu'elles se retrouvent de plus en plus coincées dans des emplois à temps partiel qu'elles ne désirent pas nécessairement. De même, comme nous ne disposions d'aucune donnée sur les arrêts de travail qui ont duré moins d'un an, il nous est difficile de voir dans quelle mesure cette plus grande continuité en emploi des jeunes femmes masque une progression du chômage qui se traduirait par des interruptions plus courtes mais plus nombreuses, lesquelles pourraient être tout aussi pénalisantes pour leur carrière. Pour être mieux assise, notre conclusion sur l'attachement croissant des jeunes femmes au marché du travail nécessite donc d'autres recherches qui s'attacheront à étudier ces aspects du travail féminin.

Par ailleurs, d'autres analyses sont requises afin d'explorer plus à fond, cette fois, les relations qui unissent l'histoire reproductive des femmes à leurs trajectoires d'emplois. Car, si nos résultats montrent que les femmes des promotions récentes quittent en moins grande proportion que leurs aînées le marché du travail suite à une première naissance, rien ne garantit qu'elles maintiendront un tel comportement lors de la venue d'un deuxième enfant. La stabilité professionnelle des femmes serait ainsi encore bien loin d'être assurée.

BIBLIOGRAPHIE

ALLISON P. D. (1984), Event History Analysis. Regression for Longitudinal Event Data, Sage Publication, Series : Quantative Applications in the Social Sciences, Beverly Hills.

ARMSTRONG P. (1982), "Unemployed and Underemployed : Not to Mention Underpaid and Overworked", Canadian Woman Studies, Vol. 3, Nr. 4, 41-43.

BARRERE-MAURISSON M.-A. (1984), "Du travail des femmes au partage du travail. Une approche des régulations familiales face aux évolutions du travail : le cas de la France depuis 1945", Sociologie du travail, Vol. 26, No 3, 243-254.

BARRERE-MAURISSON M.-A. (1987), "Structures économiques et structures familiales : émergence et construction d'une relation", L'Année sociologique, 37, 67-91.

BOYD M. (1985), "Revising the Stereotypes : Variations in Female Labour Force Interruptions", Communication présentée au Congrès des Sociétés savantes, Montréal, Mai.

BURCH T. K. & MADAN A. K. (1986), Formation et rupture d'union. Résultats de l'enquête sur la famille de 1984, Statistique Canada, Cat. 99-963, Ottawa.

DE SINGLY F. (1986), "L'union libre : un compromis", Dialogue, 92, 54-65.

DESPLANQUES G. & DE SABOULIN M. (1986), "Activité féminine : carrières continues et discontinues", Economie et Statistique, 193-194, 51-62.

FELMLEE D. H. (1984), "A Dynamic Analysis of Women's Employment Exits", Demography, Vol. 21, No 2, 171-183.

KELLERHALS J. & ROUSSEL L. (1987), "Les sociologues face aux mutations de la famille : quelques tendances des recherches 1965-1985", L'Année sociologique, 37, 15-43.

KEMPENEERS M. (1987a), "Femmes et mouvements du travail. Pour un élargissement de l'analyse démographique de l'activité salariée et de l'activité maternelle des femmes", Thèse de doctorat, Université de Montréal, Montréal.

KEMPENEERS M. (1987b), "Questions sur les femmes et le travail : une lecture de la crise", Sociologie et sociétés, Vol. 19, No 1, 57-71.

LE BOURDAIS C. & DESROSIERS H. (1988), "Trajectoires démographiques et professionnelles : une analyse longitudinale des processus et des déterminants", Rapport de recherche soumis au Ministère de la Santé et du Bien-être social dans le cadre de l'"Etude de l'évolution démographique et de son incidence sur la politique économique et sociale", Montréal, INRS-Urbanisation.

LE BOURDAIS C., HAMEL P. J. & BERNARD P. (1987), "Le travail et l'ouvrage. Charge et partage des tâches domestiques chez les couples québécois", Sociologie et sociétés, Vol. 19, No 1, 37-55.

LELIEVRE E. (1987), "Activité professionnelle et fécondité : les choix et les déterminants chez les femmes françaises de 1930 à 1960", Cahiers québécois de démographie, Vol. 16, No 2, 209-236.

MOEN P. (1985), "Continuities and Discontinuities in Women's Labor Force Activity", in ELDER G. H. (Ed.), Life Course Dynamics, Cornell University Press, Ithaca, New York, 113-155.

MURPHY M. J. (1985), "Demographic and Socio-economic Influences on Recent British Marital Breakdown Patterns", Population Studies, Vol. 39, No 3, 441-460.

PERON Y., LAPIERRE-ADAMCYK E. & MORISSETTE D. (1987), "Les répercussions des nouveaux comportements démographiques sur la vie familiale : la situation canadienne", Revue internationale d'action communautaire, 18/58, 57-66.

PHILLIPS P. & PHILLIPS E. (1983), Women and Work. Inequality in the Labour Market, James Lorimer & Company, Toronto.

ROBINSON P. (1987), Interruptions de travail chez les femmes. Résultats de l'enquête sur la famille de 1984, Statistique Canada, cat. 99-962, Ottawa.

SPENNER K. I. & ROSENFELD R. A. (1986), "Women, Work and Identities : an Event History Analysis", Communication présentée au XIème Congrès de l'Association Internationale de Sociologie, New Delhi, août.

SUCHINDRAN C. M., KOO H. P. & GRIFFITH J. D. (1985), "The Effects of Post-Marital Childbearing on Divorce and Remarriage : An Application of Hazards Models with Time-Dependant Covariates", Population Studies, Vol. 39, No 3, 471-486.

ANNEXE

Dans la table d'extinction, on calcule pour chaque intervalle infinitésimal de temps (t, t+ot) la probabilité d'un événement de survenir, soit le "quotient instantané de transition". La fonction de transition h(t), qui résume l'ensemble des quotients instantanés, devient ainsi la variable dépendante du modèle de régression.

Dans sa forme la plus simple *, la fonction de transition prend dans le modèle semi-paramétrique la forme suivante :

$$h(t) = ho(t) \exp(\beta z) \qquad (1)$$

où ho(t) est une fonction de transition commune à l'ensemble des individus, et où ß représente un vecteur de paramètres à estimer et z, un vecteur formé des variables indépendantes (Murphy, 1985).

Quand des variables dichotomiques ou polydichotomiques (de type "dummies") sont incluses comme variables indépendantes dans l'analyse, la fonction de transition du groupe de référence devient la fonction commune de base. Chaque coefficient ß de l'équation (1) représente alors les risques relatifs des autres groupes de vivre un événement donné par rapport au groupe de référence.

* Lorsque le modèle semi-paramétrique inclut des variables pouvant prendre des valeurs changeantes dans le temps (par exemple, la variable "naissance" dans les analyses présentées ci-dessus), la fonction de transition s'exprime comme suit :

$$h[t,z(t)] = ho(t) [\exp \beta z(t)]$$

Pour une présentation et une application de la méthode, voir Suchindran, Koo & Griffith, 1985.