

QUEEN  
HG  
3769  
.C34  
S314  
1998

**Analyse empirique d'un échantillon de canadiens sollicitant la protection  
de la loi de la faillite**

**Saul Schwartz**

**Leigh Anderson**

**École d'Administration Publique  
Université Carleton**

**Janvier 1998**

Queen  
HG  
3769  
.C34  
S314  
1998

**Table des matières**

Introduction ..... 1  
Chapitre 1: Profil économique et démographique ..... 3  
Chapitre 2: Analyse de trois groupes de débiteurs ..... 41  
Chapitre 3: Tendances globales ..... 59  
Chapitre 4: Consultation en matière de crédit ..... 76  
Chapitre 5: Interprétation des résultats d'enquête ..... 93  
Bibliographie ..... 99

Industry Canada  
Library Queen  
MAY 11 1998  
Industrie Canada  
Bibliothèque Queen

## Introduction

En 1996, 79,631 canadiens ont déclaré faillite. Comme ceci faisait suite à d'importantes augmentations en 1994 et en 1995, ce nombre record de faillites personnelles n'a pas manqué de susciter une certaine inquiétude.

Vers la fin de 1996, le Bureau de la consommation d'Industrie Canada commandait à l'Université Carleton et à COMPAS inc. une analyse empirique des caractéristiques d'un échantillon de canadiens ayant sollicité la protection de la loi de la faillite en 1997. Le présent rapport résulte de cette analyse.

La dernière étude de cette envergure des caractéristiques empiriques d'un échantillonnage de débiteurs canadiens fut menée en 1982 par Brighton et Connidis sur un échantillon de faillis de l'année 1977. Durant les 20 années qui se sont écoulées depuis, l'importante législation fédérale régissant les faillites, la *Loi sur la Faillite et l'Insolvabilité*, a fait l'objet d'amendements en 1992, puis en 1997. Advenant de nouvelles modifications des dispositions de la loi, le législateur trouvera dans notre étude les plus récentes données se rapportant aux caractéristiques économiques et sociales d'un échantillon de débiteurs sollicitant la protection de la loi de la faillite.

Pour des raisons d'ordre pratique, il nous a été impossible d'analyser un échantillon aléatoire de la population représentant toutes les personnes ayant eu recours à la protection de la loi de la faillite. Comme vous le constaterez dans l'étude de Compas inc. située en annexe, il a été plutôt décidé de demander à un groupe de syndics de faillite d'interroger toutes les personnes ayant eu recours à leurs services en mars et avril de 1997. Nous ne pouvons donc pas prétendre avoir utilisé un échantillon purement aléatoire et représentatif de la population. Cependant, nous croyons que notre échantillon est très similaire à un échantillon qui aurait été prélevé au hasard. Il est à noter que notre étude met à contribution les dossiers de syndics provenant de toutes les provinces canadiennes et de toutes les villes majeures.

Cependant, comme nous n'avons pas eu recours à un échantillon aléatoire, nous n'avons pas effectué de tests statistiques afin de différencier les moyennes des proportions, ni pour vérifier les hypothèses se rapportant aux coefficients des modèles multidimensionnels.

Deux études précédentes ont été mises à profit dans la préparation de notre enquête. La première, celle de Brighton et Connidis, a déjà été mentionnée. L'autre est un document portant sur des faillites personnelles aux États-Unis, publié par Sullivan et al. en 1986. Nous sommes très reconnaissants envers ces auteurs de nous avoir ouvert la voie. Nous aimerions également remercier le personnel du Bureau de la consommation et surtout Konstantinos Georgaras, notre agent de projets, pour la patience démontrée en égard au caractère fastidieux et détaillé de notre enquête, et pour leurs précieux conseils en ce qui a trait au choix et à l'analyse des questions pertinentes.

Tout compte fait, la protection offerte par la loi de la faillite fait partie d'un système de sécurité sociale appelé à prémunir les canadiens contre des difficultés financières irrémédiables. Il convient cependant de préciser que la loi en matière de faillite doit chercher à assurer un juste équilibre des droits des créanciers et des débiteurs. Aussi, nous espérons que cette analyse puisse aider le législateur à définir et à maintenir cet équilibre.

## Chapitre 1

### Profil démographique et économique d'un échantillon de particuliers sollicitant la protection de la loi de la faillite en 1997

Il n'y a pas de faillite dite «typique». Les circonstances et les comportements menant les individus à la faillite sont si variés qu'il est impossible de définir un cas type, représentatif. Aussi nous contenterons-nous dans le présent chapitre de décrire notre échantillon de débiteurs sollicitant la protection de la loi de la faillite en 1997, et de les comparer aux cas de 1977 analysés par Brighton et Connidis en 1984. Nous analyserons d'abord des données d'ordre démographique: le sexe, l'âge, l'état matrimonial, le niveau de scolarisation, puis nous décrirons de façon générale la situation économique de nos répondants en ce qui a trait à l'emploi, au revenu des ménages et aux transferts gouvernementaux reçus. Enfin, nous analyserons la structure des ressources portées à l'actif et au passif des répondants. Dans la mesure du possible, nous comparerons les données de notre échantillon à celles de l'échantillon de Brighton et Connidis ou à la population canadienne dans son ensemble (selon des données recueillies par Statistique Canada).

#### *Caractéristiques démographiques*

Durant les deux dernières décennies, d'importants courants d'évolution sociale ont probablement eu pour effet de modifier la nature des populations débitrices risquant de se trouver en situation de faillite personnelle. Les petites entreprises se constituent plus rapidement que dans le passé. Plus de femmes sont susceptibles de travailler, de contracter des dettes en leur propre nom et de devenir mères célibataires. Plus de jeunes fréquentent des institutions post-secondaires et sont contraints d'emprunter pour le faire. Les cartes de crédit servent couramment de moyen d'emprunt aux fins de la consommation de biens et de services.<sup>1</sup> Par conséquent, les caractéristiques démographiques des débiteurs ayant recours à la faillite en 1997 sont probablement fort différentes de celles des débiteurs ayant eu recours à faillite en 1977.

#### *Sexe*

Environ un quart des cas de faillite étudiés par Brighton et Connidis furent déposés par des femmes; deux tiers par des hommes et un peu plus de 10% de façon conjointe par des couples mariés. Brighton et Connidis semblent attribuer à la situation financière des hommes une large part de responsabilité en matière de faillite (p.22):

“Most (two-thirds) are male; in fact, many, if not most, cases of female consumer bankruptcy are precipitated by the husband's bankruptcy.”

Dans notre échantillon, 41% des cas furent déposés par des femmes. Roberts et Forde (1994), dans leur profil socio-démographique des canadiens déclarant faillite, relèvent

---

<sup>1</sup>Ces tendances sont analysées dans le chapitre 2.

également une proportion de 60/40 d'hommes et de femmes déclarant faillite.

### *L'Age*

La plupart des études démontrent que les individus à risque en matière de faillite sont dans l'ensemble plus jeunes que la population adulte en général. Les personnes plus âgées, quant à elles, sont plus susceptibles d'être parvenues à rembourser entièrement leur hypothèque, à épargner, à acquérir des biens de valeur et à accumuler de l'ancienneté au travail.

Le Tableau 1 indique que presque 40% de l'échantillon de Brighton et Connidis était composé d'individus ayant moins de trente ans, de 52% d'individus ayant entre trente et cinquante ans et de 8% de personnes âgées de plus de 50 ans. Par comparaison, notons que 35% de la population canadienne avait plus de 50 ans en 1976, 37% avait entre 30 et 50 ans et seulement 28% avait moins de 30 ans.

Notre échantillon est composé d'individus plus âgés que celui de Brighton et Connidis mais la population canadienne a également vieilli. Notre échantillon de 1997 se composait d'à peu près 32% d'individus âgés de moins de trente ans contre 55% d'individus entre trente et cinquante ans et presque 13% ayant plus de cinquante ans. L'individu médian de notre échantillon avait 34 ans (n'apparaît pas). Dans la population canadienne en 1995, presque 34% des personnes avaient plus de cinquante ans contre 43% ayant entre 30 et 50 ans et seulement 23% ayant moins de trente ans.

### *L'État matrimonial*

Mis à part la maturation de la génération du baby boom, une des tendances sociales importantes a été l'augmentation du nombre des divorces. En 1970, près de 30,000 couples canadiens divorçaient. En 1980, le nombre des divorces doublait, passant à près de 60,000 par année. Depuis le milieu des années 80 jusqu'à ce jour, le nombre des divorces se situe à environ 80,000 par année.

Précisons que bon nombre de divorcés se remarient plus tard, si bien que les données se rapportant à l'état matrimonial ne reflètent pas nécessairement l'augmentation du nombre des divorces. En fait, les pourcentages de la population canadienne dans chaque catégorie matrimoniale n'ont pas beaucoup changé entre 1976 et 1995 (Tableau 2). Parmi les individus ayant entre 15 et 64 ans en 1976, 30% étaient célibataires, 64% étaient mariés et 6% étaient soit veufs, soit divorcés. En 1995, 32% des individus ayant entre 15 à 64 ans étaient célibataires, 60% étaient mariés et 7%, veufs ou divorcés. Précisons que même ceux qui se remarient ont à subir les contrecoups financiers de leur séparation. Il en résulte souvent de sérieuses complications financières. Ainsi, le ménage est séparé en deux avec ce que cela implique en termes de coûts; de difficultés associées au remboursement des dettes familiales et de changements dans les habitudes de consommation des parties impliquées.

Presque 70% des faillis de l'échantillon Brighton et Connidis étaient mariés (ou faisaient

partie d'une union libre), 22% étaient d'ex-mariés et seulement 8% étaient célibataires (Tableau 2). Vingt ans plus tard, l'état matrimonial de notre échantillon de faillis potentiels présentait des caractéristiques différentes. Environ 43% seulement des individus étaient mariés (ou dans une union libre), 30% étaient d'ex-mariés et 28% étaient célibataires.<sup>2</sup>

Nous constatons une évolution beaucoup plus importante de l'état matrimonial des faillis que ne le laissent entrevoir les données globales du Tableau 2. En comparant avec la population canadienne dans son ensemble, on constate que les individus divorcés sont surreprésentés au sein du groupe des faillis potentiels. Cette tendance se maintient en 1997. Les différences se manifestent dans la catégorie des célibataires sollicitant la protection de la loi de la faillite. En 1977, les célibataires étaient très sous-représentés parmi les faillis; en 1997 cependant, la proportion de faillis potentiels célibataires ressemble grosso modo à la proportion de célibataires dans la population en général.

Le lien causal entre l'ensemble des transformations sociales relatives à l'état matrimonial et la situation matrimoniale d'un groupe d'individus envisageant une déclaration de faillite est encore plus difficile à établir quand on considère que notre échantillon de faillis potentiels n'a pas été tiré au hasard dans la population. Notons par exemple que si les tendances relatives à l'accumulation de dettes ont changées de telle sorte que les individus célibataires risquent d'être plus nombreux à emprunter et à déclarer faillite, la proportion de célibataires dans un échantillon d'individus sollicitant la protection de la faillite devrait augmenter, même sans modifications des données relatives à l'état matrimonial.

#### *Niveaux de scolarisation*

Depuis 1977, le niveau moyen de scolarisation au Canada ne cesse de croître. Un nombre sans précédent de Canadiens détiennent maintenant un certificat d'études secondaire, ont obtenu un diplôme collégial ou universitaire, ou ont fait des études de niveau post-secondaire. Le Tableau 3 indique le niveau de scolarisation le plus élevé atteint par des Canadiens âgés de 15 ans et plus, en 1976 et en 1995, et compare ces données aux niveaux de scolarisation des répondants de notre enquête.<sup>3</sup>

En tout et partout, Le niveau de scolarisation atteint par notre échantillon de débiteurs envisageant de déclarer faillite est légèrement plus élevé que celui de l'ensemble des Canadiens en 1995. Plus de la moitié de l'échantillon (53%) avaient poursuivi leurs études après le secondaire et plus du quart des répondants avaient obtenu un diplôme d'études post-secondaire. Dans la population en général, 46% des individus avaient fait des études post-secondaires contre 25% en 1980. Une différence entre la population dans son ensemble et le groupe d'individus envisageant une déclaration de faillite mérite d'être soulignée; parmi les débiteurs de l'échantillon ayant fait des études post-secondaires, 54%

---

<sup>2</sup> Les données se rapportant au nombre de divorces au Canada pour chaque année proviennent de CANSIM, série D190. Les données sur l'état matrimonial des Canadiens sont tirées de l'Annuaire du Canada, Statistique Canada, 1980-81, p. 134. Les données sur l'état matrimonial pour 1997 sont de Statistique Canada, Statistiques démographiques annuelles, 1995, p.67. Brighton et Connidis présentent des données sur l'état matrimonial des cas de leur échantillon en pp.20-21 de leur rapport.

<sup>3</sup> Brighton et Connidis ne présentent pas de données se rapportant au niveau de scolarisation de leur échantillon.

seulement avaient obtenu un diplôme ou un certificat d'études post-secondaires contre 81% dans la population en général.<sup>4</sup> On ne sait trop si ceci résulte de différences de répartition selon l'âge ou encore si les faillis potentiels étaient plus susceptibles d'échouer dans leurs tentatives d'obtenir un certificat ou un diplôme.

### *Nombre de personnes à charge*

Les données se rapportant à l'âge et à l'état matrimonial laissent entendre que les personnes sollicitant la protection de la loi de la faillite ne sont pas toutes réunies dans une seule et même catégorie telles «jeunes célibataires» ou encore «mariés avec enfants.» Le Tableau 4 indique que près de la moitié des répondants de l'échantillon (46%) n'avaient pas de personnes à charge. Cependant, un grand nombre de faillis avaient au moins une personne à charge âgée de moins de 15 ans (39%) et/ou au moins une personne adulte à charge (29%).

Une autre tendance sociale des dernières décennies mérite notre attention. Il s'agit de la croissance du nombre de familles dites « monoparentales ». En 1976, à peu près 650,000 familles (ou 10% des familles canadiennes) ne comportaient qu'un seul parent, la mère dans à peu près 80% des cas. En 1996, on dénombrait 1 million de familles monoparentales; 13% de toutes les familles.<sup>5</sup> Dans notre échantillon, 15% des personnes sollicitant la protection de la faillite n'étaient pas mariées et avaient au moins une personne à charge âgée de moins de 21 ans.

### *L'immigration*

Les faillis potentiels que nous avons interrogés sont, pour la plupart (environ 85%), nées au Canada. Nous avons demandé aux individus composant l'autre 15% de répondants d'indiquer l'année de leur arrivée au Canada et leur pays d'origine. Parmi les immigrants, à peu près les trois quarts vivaient au Canada depuis plus de 10 ans tandis qu'à peu près 3% d'entre eux étaient arrivés durant les 5 dernières années. Une majorité d'entre eux (55%) venait d'Europe ou des États-Unis. À peu près 20% d'entre eux venaient d'Amérique Latine ou des Caraïbes tandis que les autres provenaient en nombres à peu près égaux du Proche-Orient, d'Afrique et de divers pays asiatiques.<sup>6</sup> Ces pourcentages sont presque identiques à ceux qui s'appliquent à la population canadienne en général. Selon les données du recensement de 1991, 16% des Canadiens étaient des immigrants tandis que 72% étaient établis au Canada depuis plus de 10 ans. La plupart des immigrants venaient d'Europe (54%) tandis que 25% étaient de provenance asiatique. Donc, la seule différence

---

<sup>4</sup> Parmi les débiteurs, 52.9% avaient fait des études post-secondaires et 24.9% n'avaient pas obtenu de diplôme ou de certificat post-secondaire (Tableau 3) donc 24.9/52.9 ou 46% des individus ayant fait des études post-secondaires n'avaient ni certificat, ni diplôme. Les données correspondantes pour les Canadiens âgés de 15 et plus sont 8.9/46.2, ou 19%.

<sup>5</sup> Les chiffres de 1996 sont de Statistiques démographiques annuelles 1996. 91-213 au catalogue et ceux de 1976 sont de RAM, Bali. Current Demographic Analysis: New trends in the Family (Statistics Canada, 1984).

<sup>6</sup> La date d'arrivée au Canada des immigrants représente peut-être un facteur en ce qui a trait à leurs chances de faire faillite. Comme la faillite constitue le point culminant d'un long processus, les immigrants récemment arrivés au Canada n'auront peut-être pas eu le temps de se retrouver en situation de faillite.

entre les données de notre échantillon et celles se rapportant à la population dans son ensemble est la sous-représentation des immigrants d'origine asiatique parmi les débiteurs.<sup>7</sup>

### *Situation économique*

Notre grille d'enquête comporte des questions se rapportant au revenu annuel des ménages (avant impôts), à la situation d'emploi, aux semaines travaillées et aux transferts gouvernementaux reçus. Les Bilans statutaires correspondants contiennent des données relatives aux revenus et aux dépenses des faillis potentiels. En combinant ces deux sources de données, il est possible de décrire de façon assez rigoureuse la situation économique de notre échantillon.

Avant d'avoir recours aux données du Bilan statutaire, il convient d'en définir la nature. Toute personne envisageant la faillite est tenue de remplir un Bilan financier qui constitue une évaluation honnête par le débiteur de sa situation financière. Les avoirs déclarés dans le Bilan ne font pas l'objet d'une vérification par le syndic mais celui-ci aide habituellement le failli à y inscrire les éléments jugés pertinents. De plus, les débiteurs sont tenus de certifier par écrit que les données inscrites dans leur bilan sont exactes au meilleur de leur connaissance. Le débiteur qui, sciemment, omet des données ou fait une fausse inscription s'expose à ce que sa libération soit remise en cause. Le syndic veille habituellement à informer le débiteur de cette disposition.

---

<sup>7</sup> Les données relatives au nombre et à la provenance des immigrants dans la population canadienne sont de Statistique Canada, Immigration et citoyenneté, no. 93-316 au catalogue.

Brighton et Connidis ont analysé la situation économique de leur échantillon en combinant les données sur l'emploi relevées dans les Bilans avec les données partielles sur l'emploi et les revenus recueillis par le séquestre officiel durant les procédures de faillite.<sup>8</sup>

Brighton et Connidis ont conclu (p.37) que :

“The data on socio-economic status and employment history presented above show that consumer bankrupts are drawn quite heavily from the lower socio-economic categories (although it must be remembered that a small but significant proportion of all consumer bankrupts are drawn from the professional, managerial and skilled worker groups).”

Nous entreprenons l'analyse de notre échantillon par l'examen de la répartition des revenus annuels des ménages de nos répondants, puis nous examinerons les données relatives aux revenus et aux dépenses mensuels tirées des Bilans.

### *Revenus annuels des ménages*

Le Tableau 5 montre la répartition, selon la taille, du revenu annuel brut avant impôts des ménages tel que révélé dans le questionnaire d'enquête. Les limites de quintiles de la répartition sont également indiquées.<sup>9</sup> Le revenu médian du ménage des répondants était d'à peu près 24 000\$, un montant bien inférieur au revenu médian de 37 130\$ pour l'ensemble des ménages canadiens et des personnes seules.<sup>10</sup>

De toute évidence, les revenus des répondants étaient beaucoup moins élevés que ceux de la population en général. Un pourcentage beaucoup plus élevé d'entre eux se situait dans les parties inférieures de la répartition (51.8% d'entre eux avaient un revenu annuel inférieur à 25 000\$ contre 33.1% pour la population en général). Un nombre beaucoup

---

<sup>8</sup> Brighton et Connidis n'ont pas interrogé les faillis. Ils ont plutôt analysé les dossiers officiels des cas de faillite. Au sujet de leurs données sur le revenu, ils écrivent (p.29) :

Some data were available on incomes, including the responses to a question put to each bankrupt by the Official Receiver as to whether the person was employed at the time and as to his or her income ... the data were not very reliable but did give some idea of general income levels. There were only 879 (of 1,509) valid observations on the income question.

<sup>9</sup> Dans ce rapport d'enquête, nous utilisons systématiquement les répartitions pour indiquer l'étendue des variations se rapportant à une variable donnée. Une répartition en décile constitue une division de l'échantillon en dix parties égales. Une répartition en quintiles divise l'échantillon en cinq parties égales et une répartition quartile divise l'échantillon en quatre. Dans le Tableau 5 par exemple, 11 000\$ constitue la limite du premier quintile du revenu annuel des ménages ce qui signifie que les 20% de l'échantillon aux revenus les plus faibles avaient un revenu annuel de 11 000\$ ou moins. 40% des répondants avaient un revenu annuel inférieur à la deuxième limite de quintile de 19 500\$. Nous savons donc que les limites du deuxième quintile sont de 11 000\$ et de 19 500\$. Le deuxième quintile indique l'écart des revenus des répondants se situant entre les 20e et 40e percentiles de la répartition selon le revenu. Le 20% de l'échantillon aux revenus les plus élevés avait un revenu se situant entre 43 000\$ et 200 000\$. Il convient de toujours se méfier des données de cette catégorie de revenu car elles peuvent ne pas être représentatives. Dans notre échantillon, le 2e revenu en importance était de 125 000\$ tandis que 10 représentants seulement sur 1, 018 avaient un revenu annuel de plus de 80 000\$.

<sup>10</sup> Le poste non-réponse comporte des données importantes puisqu'il signifie que les répondants ne savaient pas à quel montant se chiffrait le revenu total de leur ménage, ou qu'ils ne souhaitaient pas répondre à la question. Environ quatre répondants sur cinq (856 sur 1,018) ont choisi de répondre à cette question. Le Tableau 5 ne tient compte que de ceux qui ont répondu.

moins élevé de répondants apparaissaient dans les parties supérieures de la répartition (3.7% des faillis contre 15.5% de la population avaient un revenu de plus de 75 000\$). En voyant ces données, gardons à l'esprit que les débiteurs en faillite ne constituent pas le groupe le plus pauvre de la population canadienne. Toute personne ayant recours à la faillite a un jour eu les moyens d'emprunter... et de s'endetter. Elle avait également les moyens (1 200\$) de s'assurer les services d'un syndic de faillite.

Les problèmes d'interprétation de données résultant de la formation des questions posées par le Séquestre Officiel aux répondants à propos de leurs revenus, ont contraint Brighton et Connidis à faire état de trois catégories distinctes du revenu moyen selon la nature des réponses des répondants; une pour le revenu avant impôts, une autre pour le revenu après impôt, et une catégorie pour ceux qui n'ont pas précisé s'il s'agissait d'un revenu brut ou d'un revenu net. Les trois moyennes (ajustées selon l'inflation) étaient de :

#### Échantillon de faillis de 1977

Revenu Brut	29 687\$
Revenu Net	19 204\$
Revenu non-précisé	21 609\$

Parmi nos répondants, le revenu brut moyen était de 28 622\$, presque autant que le revenu brut moyen de 29 687\$ de l'échantillon Brighton et Connidis. En prenant pour acquis que les données sur le revenu de Brighton et Connidis sont fiables, on peut conclure que le groupe des faillis potentiels de 1997 ressemble aux faillis de 1977, au moins en ce qui concerne leurs revenus annuels bruts.

#### *Revenus et Dépenses mensuels*

Dans leurs Bilans, les faillis potentiels déclarent leurs revenus dans trois catégories - le salaire net mensuel, les contributions mensuelles de personnes à charge, et «autres gains». Seules les personnes qui travaillaient au moment de dresser ce bilan étaient en mesure d'inscrire un salaire net dans leur bilan. Les autres comptaient sur les contributions d'autres membres de la famille ou sur des transferts gouvernementaux. Les contributions de personnes à charge sont saisies telles quelles tandis que les contributions familiales et les transferts gouvernementaux sont inscrits dans une seule et même catégorie appelée autres revenus. On inscrit également dans le bilan les dépenses dans deux catégories distinctes - les dépenses fixes telle la nourriture et les frais de logement - et «autres» dépenses.

Les trois parties du Tableau 6 indiquent la répartition du revenu mensuel et des dépenses mensuelles et révèlent l'ampleur des difficultés économiques des répondants. Près du tiers n'ont pas signalé de salaire mensuel net (bien que de ce groupe, il y avait ceux qui affirmaient « ne pas en avoir » (Tableau 6-A). Le salaire médian des personnes affichant une valeur positive n'était que 1 300\$ par mois. Les personnes à charge contribuent, en principe, au revenu mensuel des répondants mais la plupart (environ 77%) n'affichaient

aucune contribution de la part de personnes à charge.<sup>11</sup> Pour le quart de répondants affichant une valeur positive, la valeur médiane se situait à 1 182\$ par mois. La moitié des répondants avaient des revenus «autres», des contributions familiales ou des transferts gouvernementaux. Le montant médian reçu pour ceux qui affichaient une valeur positive était d'à peu près 500\$.

En tout et partout, le revenu net mensuel médian de toutes provenances était de 1 400\$. Ceci constituerait un revenu annuel de 16 800\$ pour 12 mois. En guise de comparaison, notons que le Seuil de Faible Revenu de Statistique Canada (SFR) pour un adulte habitant un grand centre urbain était de 16 874\$ en 1995. Pour une famille de quatre personnes, le SFR était de 31 753\$.<sup>12</sup> Les dépenses mensuelles suivaient à peu près la même tendance, affichant un montant médian de 1 460\$.

La différence entre le revenu mensuel et les dépenses mensuelles de chaque répondant semble plus révélatrice (Tableau 6-C). Cette variable révèle l'existence ou l'absence d'un excédent de revenu qui pourrait servir au remboursement des dettes. Cependant, il n'est pas étonnant de constater que plus de la moitié des faillis potentiels affichent des dépenses mensuelles qui égalent ou dépassent le revenu mensuel. Parmi les répondants, 37% seulement avaient un revenu mensuel dépassant les dépenses mensuelles bien que les montants excédentaires étaient presque toujours assez minimes. Les montants très faibles de revenu excédentaire portent à croire que les répondants n'allaient pas être en mesure de rembourser leurs dettes.

### *La situation d'emploi*

Les données relatives à la situation d'emploi indiquent ce que faisaient les répondants au moment de répondre à notre sondage. Nos questions n'étaient pas aussi détaillées que celles de Statistique Canada ce qui rend difficile une comparaison des données. Une comparaison approximative de nos données et des données se rapportant à la population canadienne en général (Tableau 7) confirme la précarité de la situation économique des personnes sollicitant la protection de la loi de la faillite.

Parmi les personnes âgées entre 25 et 54 ans dans la population en général, 83.7% faisaient partie de la population active en 1996 ce qui ressemble beaucoup au 85% de nos répondants faisant partie de la population active. Cependant, le niveau de chômage était beaucoup plus élevé parmi les faillis potentiels. Parmi les personnes faisant partie de la population active, le taux de chômage était de 9.5% dans la population en général contre plus de 25% parmi les personnes sollicitant la protection de la loi de la faillite.

Bien que la situation d'emploi de chaque répondant présente un certain intérêt, la durée de leur participation au marché du travail pourrait également avoir eu une incidence en ce qui

---

<sup>11</sup> Environ 20% des répondants ne savaient pas quels montants les personnes à charge contribuaient à leur revenu mensuel.

<sup>12</sup> Les données relatives au Seuil de Faible Revenu sont de Statistique Canada, Répartition selon la taille du revenu au Canada, no.13-207-XPB au catalogue, p.50.

a trait à leur déclaration en faillite. Le Tableau 8 indique que seulement 12% des répondants n'avaient pas travaillé pendant les 12 mois précédant le recours à la faillite. Le nombre médian de semaines travaillées durant les 12 mois en question se situait à 40 et plus de 30% ont indiqué avoir travaillé toute l'année (51 ou 52 semaines). Il semble donc que le principal problème de nos répondants ait été de se trouver un emploi stable et rémunérateur et non l'absence de travail.

Une des raisons possibles du fort taux de participation des répondants à la population active semble relever du fait que pour obtenir du crédit il est souvent requis d'avoir un emploi.

### *L'occupation*

Le Bilan statutaire contient l'occupation des personnes qui font une demande en faillite. Si l'individu en question ne travaille pas à salaire, il inscrira les données pertinentes dans l'espace prévu à cet effet. Il nous a donc été possible de recueillir des données relatives à l'occupation pour près de 70% de nos répondants et de les comparer aux données se rapportant à l'ensemble de la population canadienne et aux données recueillies par Brighton et Connidis. Les autres répondants (30%) n'avaient pas d'emploi (et n'avaient pas signalé d'occupation) ou ne faisaient plus partie de la population active (ménagères, étudiants et retraités).

Les données relatives à l'occupation sont souvent intégrées dans une échelle dite de prestige professionnel. Au haut de l'échelle, on retrouve les professions libérales, les professionnels salariés et les cadres supérieurs tandis qu'au bas de l'échelle, on retrouve les travailleurs non-spécialisés. L'utilisation d'une telle échelle requiert la conversion des données en codes (ex: infirmière certifiée) selon un système de codes numériques standardisés. La Classification Type des Professions (CTP) constitue un tel système (ensemble) de codes. L'infirmière certifiée serait ainsi codée 3131. Les échelles de prestige professionnel comportent donc une correspondance entre chaque code CTP et des catégories professionnelles échelonnées selon le prestige professionnel. Ainsi, l'infirmière certifiée (code CTP 3131) serait classée à la rubrique «semi-professionnel».

L'Enquête sociale générale et Brighton et Connidis utilisent une échelle de prestige professionnel appelée l'échelle Pineo-Porter-McRoberts (PPR). Cette échelle comporte 16 catégories professionnelles (professions libérales et ouvriers agricoles aux deux extrémités de l'échelle). Pour rendre plus facile la comparaison des données, nous avons également codé nos données selon les critères de l'échelle PPR (Tableau 8-A).

Dans un article qui explicite l'échelle (Pineo, Porter et McRoberts, 1977) PPR laissent entendre qu'il est parfois utile de regrouper les composantes de l'échelle encore davantage. Parmi les cas de leur échantillon, Brighton et Connidis en ont dénombré 3% appartenant à une seule catégorie réunissant les professions libérales, les professionnels salariés et les cadres. Par comparaison, 10% de la population active canadienne appartenait à une telle catégorie selon le recensement de 1971. En regroupant nos catégories professionnelles de la même façon, nous avons obtenu un résultat de 4.5% de répondants dans la catégorie

supérieure du prestige professionnel. Cependant, selon l'Enquête sociale générale, 12.5% des canadiens appartenaient à cette catégorie prestige en 1995.

À l'autre extrémité de l'échelle de prestige, Brighton et Connidis ont relevé que 38% des cas de leur échantillon correspondaient aux trois catégories de travailleurs non-spécialisés contre 24% pour l'ensemble de la population active canadienne en 1971. 33% des répondants de notre enquête appartenaient aux catégories dites non-spécialisées contre 21% des répondants de l'Enquête sociale générale.

Brighton et Connidis (p.24) :

“These findings clearly show that consumer bankrupts do not constitute a representative sampling of the labour force. Rather, it is obvious that consumer bankrupts are drawn heavily from the lowest skill levels ... This is not to say, of course, that such groups are immune from problems of bankruptcy; they represent a small but significant proportion of consumer bankrupts.”

Les données recueillies dans notre échantillon laissent entrevoir la même surreprésentation des travailleurs non-spécialisés parmi les personnes envisageant de déclarer faillite.

#### *Transferts Gouvernementaux reçus*

Malgré leur participation à la population active, 57% des répondants avaient reçu un montant quelconque d'un des programmes gouvernementaux d'assistance sociale. Près de 85% des répondants ayant reçu de tels montants avaient reçu des prestations d'assurance-chômage, des paiements d'aide sociale ou les deux durant les deux années ayant précédé le recours à la faillite. Ces pourcentages sont plus élevés que ceux qui s'appliquent à la population en général. Selon les données du Conseil canadien de développement social, 9.6% de la population canadienne aurait reçu de l'aide sociale en 1996 et Développement des ressources humaines Canada rapporte que 1.2 million de canadiens (4% de la population) avaient reçu des prestations d'assurance-emploi en janvier de 1995.<sup>13</sup>

Le fait de recevoir des prestations d'assurance-chômage ou d'aide sociale constitue une reconnaissance des difficultés économiques du bénéficiaire par les responsables du programme d'assistance en question.<sup>14</sup> Le fait qu'un tiers des répondants aient essuyé un refus suite à une demande de crédit supplémentaire laisse également entendre que leur situation financière laissait à désirer, sauf que cette fois, c'est une institution financière

---

<sup>13</sup> Les données relatives à l'aide sociale sont du Conseil canadien de développement social et comprennent tous les membres de famille bénéficiaires d'aide sociale. Les données sur l'assurance-chômage sont de Statistique Canada, Statistiques sur l'assurance-chômage, janvier 1995. 73-001, p.10 au catalogue. Le programme d'Assurance-Chômage s'appelle maintenant Assurance-Emploi.

<sup>14</sup> Les personnes qui reçoivent des prestations d'assurance-emploi (AE) ne sont pas nécessairement pauvres. Il convient de rappeler que les bénéficiaires ne sont éligibles qu'en vertu des contributions prélevées à même leur salaire, et d'un nombre minimum de semaines travaillées. Aucun examen des ressources du demandeur n'est effectué avant que la demande ne soit acceptée. Cependant, le fait qu'une personne ne travaille pas et n'arrive pas à se trouver rapidement un emploi laisse entrevoir de sérieuses difficultés financières.

quelconque qui en a décidé. Les données réunies des « enquêtes sur dossier » gouvernementales et privées révèlent que 655 des 1,018 débiteurs de notre échantillon (64%) avaient soit reçu des prestations d'assurance-chômage ou d'aide sociale, soit essuyé un refus suite à une demande de crédit.

### *Résumé*

Nous constatons que, dans l'ensemble, la situation financière et professionnelle des canadiens ayant recours à la faillite n'est pas très favorable. Ceci mérite d'être mentionné car il existe au sujet des faillis un préjugé selon lequel ils n'auraient recours aux dispositions de la loi de la faillite que dans le but d'éviter le remboursement de leurs dettes.

La situation financière de nos répondants ressemble beaucoup à celle des cas étudiés par Brighton et Connidis il y a 20 ans. Leur niveau de revenu est assez faible (bien qu'ils ne soient pas tous pauvres selon les critères relatifs au seuil de pauvreté) ce qui les oblige à mener un train de vie très modeste. Enfin, le pourcentage élevé de cas ayant reçu des prestations d'assurance-chômage ou d'aide sociale témoigne du caractère intermittent de leur situation d'emploi.

### *Le Passif*

Comme il en a déjà été fait mention, la principale source d'information relative à la situation financière de nos répondants est le Bilan statutaire déposé au nom de chaque failli potentiel par son syndic de faillite. Avant de comparer les valeurs-dollars de notre enquête à celles de l'étude Brighton et Connidis, nous devons d'abord ajuster ces chiffres en fonction de l'évolution des prix des biens de consommation depuis 1977. Durant les vingt années qui se sont écoulées entre l'étude de Brighton et Connidis et la nôtre, les prix à la consommation ont augmenté considérablement. Par rapport à l'année de base 1986 (1986=100), l'index des prix à la consommation fut de 58.1 en 1977 contre 151.6 en 1996. Les données-prix de l'étude de Brighton et Connidis seront augmentées (ajustées) selon un coefficient de 2.6 (151.6/58.1) afin de rendre pertinente toute comparaison de ces données aux nôtres. Les données originales de l'étude de Brighton et Connidis ainsi que les données ajustées apparaissent dans le Tableau 9.

En 1977, Brighton et Connidis ont calculé un niveau moyen de passif (non-ajusté) de plus de 25 000\$ et une valeur médiane de moins de 11 000\$ (Tableau 9).<sup>15</sup> Ajustées en fonction des prix, ces données deviennent 66 281\$ pour la moyenne et de 28 249\$ pour le médian.

Comme l'indique le Tableau 9, le montant de passif du débiteur moyen n'a pas beaucoup changé depuis 1977. Le niveau médian total de passif a peu diminué, passant de 28 249\$ à 26 016\$. Le niveau moyen d'actif, quant à lui, était demeuré assez bas mais avait

---

<sup>15</sup> Les données se rapportant au passif et à l'actif d'un répondant peuvent être passablement biaisées quand elles se traduisent par de forts montants. Comme les valeurs très importantes font grimper la moyenne, la valeur centrale se rapportant à ces données peut présenter une certaine distorsion quand à sa signification. Dans de tels cas, la valeur médiane - la valeur de la variable sous laquelle se retrouvent la moitié des valeurs - est un meilleur indicateur de la tendance centrale. Nous nous référons donc aux valeurs médianes dans ce rapport bien que nous utilisions également à l'occasion des moyennes.

légèrement progressé. Le failli médian de 1977 affichait un actif d'à peu près 1 000\$ (ajusté selon l'inflation) tandis que le répondant médian de 1997 affichait un montant d'actifs de 3 000\$. Le déficit médian - la différence entre le passif et l'actif - était de 2 3362\$ (ajustés) pour l'échantillon de Brighton et Connidis de 1977 contre un déficit médian de 16 885\$ pour les répondants de 1997.

Nous constatons donc que la situation des faillis potentiels de 1997 en termes de passif et d'actif ne diffère pas beaucoup de celle des faillis de 1977. Peut-être est-elle légèrement meilleure puisque le montant total de leur actif est quelque peu plus élevé et que la différence entre le passif et l'actif (ajustés selon l'inflation) n'est que de 75% de ce qu'elle était en 1977 (16 885\$/23 262\$). Compte tenu de la taille importante des écarts-type se rapportant à ces variables, cette différence n'est peut-être pas très significative.

Les niveaux médians de passif et d'actif donnent une indication générale de la tendance centrale de ces variables. Cependant, comme le phénomène que nous analysons présente un caractère plutôt hétérogène, qu'un grand nombre de situations économiques sont associées à la faillite, il convient d'avoir recours à une répartition plus complète des valeurs. Le Tableau 10 indique, aux fins d'une telle répartition, les limites de décile se rapportant aux montants totaux de passif et d'actif.<sup>16</sup>

Il est intéressant de noter les écarts relativement faibles au centre des répartitions. L'écart entre la troisième limite de décile (16 072\$) et la sixième (33 458\$) n'est que de 17 000\$ pour le passif (colonne 1) et de 13 000\$ seulement entre les montants de passif et d'actif (colonne 3; 26 474\$ contre 13 750\$). Ceci indique que la plupart des faillis potentiels ont un montant de passif se situant entre 15 000\$ et 35 000\$ et présentent une différence entre l'actif et le passif se situant entre 15 000\$ et 25 000\$.

Au sujet des données se rapportant au montant total d'actifs, Brighton et Connidis écrivent :

“A few general impressions emerge from the data. One is that the amount of indebtedness is not extremely high in most cases ... it would seem from the typical amount of liabilities that if consumer bankrupts had even \$300-\$400 per month to apply against their debts they could remain solvent.”

Les données des Tableaux 9 et 10 indiquent que cette situation n'a guère changé, bien que les sommes de 300-400\$ ajustées selon l'inflation soient plutôt de 800 à 1 000\$. Quoi qu'il en soit, et comme nous l'avons vu plus tôt, la très grande majorité des faillis n'ont certainement pas 800\$ de revenus excédentaires à consacrer au remboursement des dettes. En fait, ils arrivent à peine à se nourrir, à se loger et à se vêtir.

---

<sup>16</sup> Comme il en a été question précédemment, une répartition en déciles constitue une division de la répartition en dix parties égales se rapportant chacune à une variable distincte. Par exemple, si on se rapporte à la première colonne du Tableau 10, on constate que la tranche de 10% de faillis potentiels ayant le passif le plus bas affichait un passif se situant entre 0\$ et 8 500\$. Les cas apparaissant dans l'écart 10-20% (le deuxième décile) affichaient un passif se situant entre 8 500\$ et 12 187\$. Tout répondant pouvait se retrouver dans différentes catégories déciles se rapportant à différentes variables. Par exemple, un répondant pouvait se retrouver à la fois dans le décile supérieur de passif (plus de 136 863\$) et dans le décile inférieur d'actif (entre 0 et 200\$).

Le Tableau 10 montre également que la majorité des faillis avaient très peu d'avoirs à leur disposition. Il se pourrait que ceci soit attribuable au fait que leurs biens avaient déjà été vendus avant le recours à la faillite ou parce que les dettes en question se rapportaient à des valeurs ne pouvant être réalisées (services, frais d'études post-secondaires, arriérés d'impôt). Comme dans l'échantillon de Brighton et Connidis, quelques faillis affichaient une somme importante d'actif même si celle-ci était peut-être grevée d'une hypothèque.

### *Structure du Passif*

Bien que l'on puisse relever un grand nombre de ressemblances entre la situation économique des faillis de 1997 et celle des faillis de 1977, nous constatons tout de même une augmentation importante des recours aux dispositions de la loi de la faillite. L'analyse de la structure des dettes contractées pourrait nous en révéler la cause.

Toutes les personnes désirant recourir à la faillite sont tenues de dresser la liste de leurs dettes dans un Bilan. Le nom des créanciers y est inscrit ainsi que le montant des dettes contractées. Le débiteur peut faire état du type de dette qu'il a contracté bien que l'identité du créancier puisse suffire. Ces données nous ont permis de regrouper les dettes contractées dans 24 catégories distinctes selon le type de créancier et selon l'objet de la dette. À titre d'exemple, les données pourraient être classées dans la catégorie ou, encore, dans la catégorie. Dans chacune des catégories, les montants de dette garantie, non-garantie et privilégiée sont codés séparément.

Aux fins de l'organisation des données, nous avons établi un ensemble de catégorie selon le type de créancier (dettes bancaires par exemple) et un autre ensemble selon l'objet de la dette (hypothèque). Les dettes sont classées selon 9 types de créanciers distincts :

- banques
- autres institutions financières
- divers paliers de gouvernement
- compagnies de carte de crédit
- détaillants
- services publics
- particuliers
- établissements médicaux, dentaires
- autres dettes (dont le type n'a pu être déterminé, ou dont la fréquence ne justifie pas la création d'une catégorie distincte.)

et selon l'objet de la dette :

- hypothèques
- prêts automobile
- prêts étudiant
- arriérés d'impôt

Le classement selon le type de créancier et selon l'objet de la dette constituent deux façons d'organiser les mêmes données. Par exemple, nous classons un prêt étudiant dans la

catégorie «Banque-Hypothèque» lorsqu'il est question du type de créancier et dans sa propre catégorie lorsqu'il est question de la raison de la dette. Un prêt hypothécaire est classé dans la catégorie «Banque» ou dans la catégorie «Hypothèque» selon qu'il soit question de la source du crédit ou de sa nature.

Le nombre moyen de dettes par failli dans notre échantillon était de 8.6 tandis que le nombre médian de dettes était de 7 (n'apparaît pas au Tableau). Ce nombre ressemble beaucoup à celui que comporte l'échantillon de Brighton et Connidis, sauf que celui affiche une moyenne de dettes de 14. Le tiers de nos répondants avaient plus de dix dettes contre 30% des cas analysés par Brighton et Connidis.

Le Tableau 11 révèle la répartition du nombre de dettes de notre échantillon et de celui de Brighton et Connidis selon les divers types de créanciers. Le pourcentage des prêts bancaires s'est maintenu aux environs de 12 à 14%. Le pourcentage de dettes contractées auprès des « autres institutions financières - sociétés de fiducie, caisses de crédit ou sociétés de financement - a cependant chuté de 23% à 13%. La proportion de dettes dites «gouvernementales» ou résultant de l'utilisation de cartes de crédit a augmenté considérablement par rapport à ce qu'elle représentait parmi les cas de l'analyse Brighton et Connidis, tandis que la proportion des dettes contractées auprès de détaillants ou de particuliers a considérablement diminué.

Le Tableau 12 compare le nombre de dettes selon 7 des 9 types de créanciers.<sup>17</sup> Il n'est pas étonnant de constater que la composition de la dette des répondants varie beaucoup selon les cas. Les dettes de cartes de crédit sont fréquentes, presque 69% des répondants avaient une dette de carte de crédit. Par contre, plus de 30% des répondants n'affichaient aucun solde impayé de ce genre. Ce qui étonne le plus, c'est la fréquence des montants dus au secteur gouvernemental (prêts étudiants, impôts non payés et autres). Un peu moins de 70% des répondants devait une somme quelconque au gouvernement.

Aux fins d'une meilleure visualisation des niveaux d'endettement selon la source d'endettement, le Tableau 13 indique les limites de décile des montants de dettes contractés auprès de chaque type de créancier. Chaque colonne du Tableau correspond à un type de créancier; les banques, les autres institutions financières, les paliers de gouvernement, etc. Les faillis potentiels ne présentent pas nécessairement de dettes dans toutes les catégories. Un répondant peut devoir une somme à une banque ou au gouvernement mais ne pas devoir d'argent aux compagnies de cartes de crédit ou à un détaillant, en devoir à un particulier et au gouvernement et non pas à une institution financière. Ainsi, les valeurs pour un failli potentiel peuvent apparaître dans le décile inférieur d'une catégorie et dans le décile supérieur d'une autre.<sup>18</sup>

---

<sup>17</sup> Les dettes se rapportant à deux autres catégories, les services publics et pour des soins médicaux et dentaires, ne sont pas répertoriées parce qu'elles sont rares et minimes.

<sup>18</sup> Une autre façon d'organiser ces données aurait été de répartir l'échantillon en déciles selon le montant total des dettes. Ce faisant, nous aurions pu indiquer le montant médian ou moyen de la dette pour chaque catégorie. Ceci nous aurait ainsi permis d'établir le profil d'endettement des répondants dont le niveau total d'endettement est relativement peu élevé. La structure de leur passif aurait ainsi pu être comparée à la composition du passif des répondants du cinquième décile ou du décile supérieur d'endettement. Nous avons choisi le modèle du Tableau 13 parce que la répartition des dettes selon chaque genre de dette nous semblait plus révélatrice.

La première colonne du Tableau 13 indique, par exemple, que 47.6% des répondants n'avaient pas de dettes bancaires. Comme la première limite de décile représente 0\$, et si nous affichions les montants dus aux banques par ordre croissant, la tranche de 10% inférieure de l'échantillon afficherait des valeurs inférieures ou égales à zéro. Les 2e, 3e et 4e limites de déciles représentent également 0\$.<sup>19</sup> Le 5e décile, le niveau médian, ne représenterait pas zéro puisque 47.6% des répondants de ce décile affichent une valeur de zéro, tandis que l'autre 2.4% de répondants du 5e décile affichent une valeur positive. Ajoutons que la valeur médiane d'une telle répartition est peu élevée comme seulement 2.4% des répondants (50% moins 47.6%) devaient un montant d'argent à une banque égale à la valeur médiane ou inférieure à celle-ci. La valeur médiane pour l'ensemble de l'échantillon se chiffre à 500\$ (Tableau 13, colonne 1).

Certains débiteurs affichent des valeurs zéro dans certaines colonnes du Tableau 13 parce qu'ils ne devaient pas d'argent aux créanciers en question. D'autres débiteurs devaient une somme quelconque à l'un de ces créanciers mais n'en connaissaient pas le montant au moment de remplir leur bilan. Il est possible, par exemple, qu'un débiteur ait su qu'il devait un certain montant à Revenu Canada sans en connaître le montant exact. Ainsi, le pourcentage de répondants affichant une valeur zéro dans le Tableau 13 diffère du pourcentage de répondants qui n'affichent aucune dette dans le Tableau 12. Cette distinction est particulièrement importante en ce qui concerne les sommes dues au secteur gouvernemental. Seulement 30.3% des répondants n'avaient pas signalé de dettes contractées auprès du secteur gouvernemental (Tableau 12). Pourtant, 39.8% d'entre eux affichaient une valeur zéro dans le Tableau 13 ce qui laisse entendre que bon nombre de faillis potentiels savaient qu'ils devaient une somme au gouvernement mais n'en connaissaient pas le montant, ou savaient qu'elle n'était pas immédiatement exigible.

Comme un grand nombre de débiteurs ne comptaient pas de dettes dans l'une ou l'autre des catégories, nous indiquons la valeur médiane pour ceux qui affichent des valeurs positives en termes de dettes. Par exemple, pour les 52.5% de répondants qui devaient de l'argent aux banques, le montant médian se situait à 14 200\$.

Les limites de décile du Tableau 13 indiquent l'importance relative des montants pour chaque source d'endettement. Plus le chiffre décile est grand, plus le niveau d'endettement est élevé. Le Tableau 13 révèle que les dettes contractées auprès de banques sont les plus élevées. Ceci résulte sans doute du fait qu'une bonne partie de la dette hypothécaire figure dans cette catégorie. Le deuxième créancier en importance (selon la taille médiane de la dette contractée par les répondants ayant au moins une dette dans cette catégorie) est «autre institution financière» avec un niveau médian d'endettement de 8 000\$. Les dettes hypothécaires ont une incidence sur cette catégorie d'endettement également. Le secteur gouvernemental suit dans l'ordre avec un niveau médian de dette de 6 000\$ parmi ceux qui affichaient une dette de ce type. Les dettes de cartes de crédit et les dettes contractées auprès de détaillants étaient fréquentes mais moins importantes. La dette de carte de crédit médiane était d'un peu plus de 3 500\$ pour ceux qui avaient de telles dettes alors que le

---

<sup>19</sup> Dans certaines répartitions, comme celle-ci, un sous-groupe assez nombreux de répondants (40% dans ce cas-ci) affichent la même valeur. Dans le Tableau 13, cette valeur est de 0\$. S'il avait été décidé de répartir ces individus dans le premier, deuxième, troisième, quatrième ou cinquième décile, il aurait fallu le faire de façon tout à fait arbitraire.

montant médian d'endettement auprès des détaillants était de 1 600\$ et de 2 000\$ pour les «autres» dettes.

L'objet de la dette constitue un facteur tout aussi important que le type de créancier. Le Tableau 14 indique le nombre de dettes et les montants de dettes se rapportant aux quatre «genres de dettes» les hypothèques, les prêts automobile, les prêts étudiant, et les sommes impayées d'impôt (Revenu Canada). Notez que ces dettes apparaissent déjà dans le Tableau 13 dans la catégorie de créancier qui leur convient.

Comme l'indique la partie A du Tableau 14, la très grande majorité des faillis n'avaient pas d'hypothèque, ni signalé de prêt automobile ou de prêt étudiant. 75% des répondants n'avaient pas ce genre de dettes. Cependant presque la moitié des répondants devaient une somme quelconque à Revenu Canada. Les hypothèques constituaient la dette la plus importante c'est-à-dire un montant médian de 75 000\$ d'endettement parmi les répondants qui détenaient une hypothèque (Tableau 14-B). Notons toutefois que cette dette comportait sa contrepartie, c'est-à-dire la valeur de la maison elle-même. La valeur médiane du prêt automobile était de 10 000\$, et la valeur médiane d'endettement des prêts étudiant était également de 10 000\$. Les montants impayés d'impôt étaient plus fréquents que le prêt automobile, le prêt étudiant ou les hypothèques mais représentaient des montants de moindre importance (niveau médian de 2 500\$ parmi ceux qui avaient de telles dettes et en connaissaient le montant exact).<sup>20</sup>

### *Structure de l'actif*

Tous les faillis potentiels étaient tenus de dresser une liste détaillée de leurs avoirs et leur valeur pécuniaire (15 types de biens sont répertoriés pour l'ensemble des répondants). Chaque bien fait ensuite l'objet d'une demande d'exemption (afin de le soustraire à sa réalisation) ou est déclaré non-exempt ( donc susceptibles d'être vendu). Les biens inscrits dans le Bilan constituent «l'actif tel que déclaré» puisque c'est le failli potentiel lui-même qui en estime la valeur. Durant les mois qui suivent le dépôt du Bilan, un syndic de faillite procède à la réalisation des biens non-exemptés et dresse une liste de ces biens et du montant réalisé pour chacun.

Tel qu'indiqué dans le Tableau 9, le niveau médian du montant total d'actif ( y compris pour les répondants qui n'avaient déclaré aucun avoir) était de 3 000\$, c'est-à-dire un montant médian beaucoup plus élevé que le montant médian de l'échantillon de Brighton et Connidis (1 040\$ ajusté en fonction de l'inflation). Le Tableau 15 présente la répartition en déciles des biens exemptés et non-exemptés et du montant total de l'actif. Comme dans d'autres tableaux, chaque colonne correspond à une variable différente si bien qu'un répondant peut figurer dans un décile différent pour chaque variable. Le niveau médian d'actif de ceux qui affichent une valeur positive dans la catégorie est signalé ainsi que le pourcentage de répondants qui n'ont aucun bien à déclarer.

---

<sup>20</sup> Les données du Tableau 14-A indiquent que 48.2% de l'échantillon devaient une somme quelconque à Revenu Canada. La deuxième partie du Tableau (14-B) indique cependant que 34.5% seulement des répondants affichaient une valeur positive dans la catégorie «Revenu Canada». Cet écart résulte du fait qu'un grand nombre de répondants ont déclaré devoir de l'argent à Revenu Canada mais n'en connaissaient pas le montant ou savaient que le montant n'était pas immédiatement exigible.

Nous constatons que le niveau médian d'actif est relativement peu élevé, en termes absolus et par comparaison aux données relatives aux niveaux de dette, même parmi ceux qui signalaient un actif comportant une valeur pécuniaire. Le niveau médian des biens exemptés était de 2 000\$ parmi les répondants qui signalaient des bien exemptés alors que le niveau médian de bien non-exemptés (parmi les répondants qui en détenaient) était de 2 090\$. Le niveau médian pour l'ensemble des biens était de 3 150\$ pour les répondants détenant des biens.

Nous constatons qu'une proportion importante de répondants n'avait aucun bien à déclarer dans 15 catégories de biens. Donc, au lieu d'indiquer la répartition de décile pour chaque type de bien, les deux parties du Tableau 16 indiquent le pourcentage de répondants qui affichent au moins un bien dans une catégorie de biens et le montant médian se rapportant à cette catégorie. La partie A du Tableau 16 fait état des biens exemptés tandis que la deuxième partie contient les biens non-exemptés.

La valeur des biens exemptés demeurant à la disposition du failli était assez minime. La demeure constituait le bien ayant le plus de valeur mais seulement 5.8% des répondants étaient propriétaire d'une maison ayant fait l'objet d'une exemption (partie A du Tableau 16). Les autres biens exemptés étaient soit détenus par un petit nombre de répondants (polices d'assurance, actions, titres, etc.) ou figuraient à l'actif d'un pourcentage important de répondants mais avaient peu de valeur (meubles, automobiles, effets personnels).

La partie B du Tableau 16, démontre que la valeur des biens mis à la disposition des créanciers n'était pas très élevée bien qu'une minorité des répondants avaient une maison (14.4%) ou une voiture (27.5%) non-exemptée.

### *Résumé*

Dans l'ensemble, les données laissent entendre que les particuliers qui ont demandé une protection contre leurs créanciers en 1997 ressemblaient beaucoup aux faillis de 1977. Leur situation financière était très difficile, leurs revenus étaient très faibles, leur situation d'emploi était très précaire et ils avaient reçu, pour la plupart, des prestations d'assurance-chômage ou d'aide sociale. Ni les faillis de 1977 ni ceux de 1997 ne semblaient avoir eu recours à la faillite que dans le seul but de se soustraire à leurs engagements financiers.

Le nombre absolu de faillites enregistrées au Canada a augmenté de façon très nette depuis 1977 (par un coefficient de 8). Comme la situation des faillis de 1997 ressemble presque en tout point à celle des faillis de 1977, il nous faut tenter d'expliquer l'augmentation du nombre de particuliers qui ont été contraints d'avoir recours à la faillite. Voici deux explications possibles :

- le niveau d'endettement des particuliers est plus élevé si bien qu'un plus grand nombre d'entre eux s'exposent à la faillite.
- les niveaux d'endettement per capita n'ont pas beaucoup changés mais un nombre croissant de particuliers n'ont plus les moyens de rembourser leurs dettes.

Ces deux explications ont probablement leur bien-fondé. L'augmentation des niveaux d'endettement des particuliers ainsi que la progression des facteurs socio-économiques aggravants (perte d'emploi et divorces) constituent probablement des éléments de réponse.

Dans le chapitre suivant, nous analyserons ces facteurs.

**Tableau 1**

***Répartition selon l'âge***  
**dans l'échantillon de faillis de 1977 et des faillis potentiels de 1997**  
**et dans la population canadienne en 1976 et 1995**

<i>Catégorie d'âge</i>	<i>Sondage auprès des faillis potentiels 1997</i>	
		<i>Au Canada en 1995</i>
18-29 ans	31.9	23.3
30-49 ans	55.4	42.9
50 ans ou plus	12.7	33.8

<i>Catégorie d'âge</i>	<i>Échantillon de faillis de Brighton et Connidis 1977</i>	
		<i>Au Canada en 1976</i>
20-29 ans	39.8	28.0
30-49 ans	52.5	37.1
50 ans ou plus	7.7	34.9

Sources:

Le Canada en 1995: Statistique Canada, *Statistiques démographiques annuelles, 1995*, no. de catalogue 91-213-XPB, p. 64

Le Canada en 1976: Statistique Canada, *Annuaire du Canada 1980-81*, p.134

Brighton et Connidis: Brighton et Connidis (1984), p.20. Le pourcentage comprend 0.6% agé de 18-19 ans.

Sondage auprès des faillis potentiels de 1997 : Calculs des données du sondage auprès des faillis potentiels de 1997 par les auteurs.

**Tableau 2**

***État matrimonial***  
**dans les échantillons de faillis de 1977 et de faillis potentiels de 1997**  
**et dans la population canadienne en 1976 et 1995**

<i>État matrimonial</i>	<i>Échantillon de faillis de Brighton et Connidis 1977</i>	<i>Population canadienne 15-64, 1976</i>	<i>Sondage auprès des faillis potentiels 1997</i>	<i>Population canadienne 15-64, 1995</i>
Célibataire	8	30	28	32
Marié	70	64	43	60
Divorcé, séparé, veuf	22	6	29	7

Sources:

Le Canada en 1995 : Statistique Canada, *Statistiques démographiques annuelles, 1995*, no. de catalogue 91-213-XPB, p. 67

Canada in 1976 : Statistique Canada, *Annuaire du Canada 1980-81*, p.134

Brighton et Connidis : Brighton et Connidis (1984), p.20-21

Sondage auprès des faillis potentiels de 1997: Calculs des données du sondage auprès des faillis potentiels de 1997 par les auteurs.

**Tableau 3**

***Niveau de scolarité atteint le plus élevé  
des faillis potentiels et pour  
l'ensemble des canadiens âgés de 15 ans et plus en 1980***

<i>Niveau de scolarité atteint le plus élevé</i>	<i>Ensemble des Canadiens de plus de 15 ans en 1980</i>	<i>Ensemble des Canadiens de plus de 15 ans en 1995</i>	<i>Sondage auprès des faillis potentiels 1997</i>
Primaire	22.9	12.7	3.5
Études secondaires partielles		20.2	22.3
Études secondaires complétées	52.0*	19.6	21.4
Post-secondaire partiel	7.5	8.9	24.9
Diplôme ou certificat programme technique, école de métiers, Collège communautaire, ou CEGEP	9.5	25.4	16.4
Diplôme universitaire ou diplôme du 3e cycle	8.1	13.3	11.6

\* Ce pourcentage englobe les personnes ayant complété leur études secondaires et ceux qui présentent un bilan partiel; la source ne fait pas la distinction.

Sources:

Colonne (1): Statistique Canada, *L'Éducation au Canada*, cat. 81-229 1985

Colonne (2): Statistique Canada, *Moyennes annuelles de la population active*, cat. 71-220, p. B-11.

Colonne (3): Calcul des données du sondage auprès des faillis potentiels en 1997 par les auteurs.

**Tableau 4**  
**Nombre de personnes à charge**  
**Par catégorie d'âge**  
**sondage auprès des faillis potentiels 1997**

<i>Nombre de personnes à charge</i>	<i>Donnée globale</i>	<i>Âgés de 15 ans ou moins</i>	<i>Âgés 16-21</i>	<i>Adultes</i>
0	46.5	60.9	89.0	71.1
1	17.2	16.5	7.5	26.3
2	18.7	16.9	3.3	2.5
3	11.6	4.0	0.2	0.0
4	4.2	1.6	0.0	0.1
5	1.9	0.1	0.0	0.0

Source Calculs des données du sondage auprès des faillis potentiels de 1997 par les auteurs

**Tableau 5**

***Répartition selon la taille du revenu***  
**dans l'échantillon des faillis potentiels de 1997 et pour l'ensemble des ménages**  
**canadiens et des personnes seules**

<i>Catégorie de revenu</i>	<i>Sondage auprès des faillis potentiels 1997</i>	<i>Ensemble des ménages canadiens et personnes seules</i>
Moins de 10 000\$	14.9	7.1
10 000\$ - 14 999\$	13.5	9.8
15 000\$ - 19 999\$	12.2	7.9
20 000\$ - 24 999\$	11.2	8.3
25 000\$ - 29 999\$	8.2	6.8
30 000\$ - 34 999\$	8.0	7.3
35 000\$ - 39 999\$	6.3	6.5
40 000\$ - 44 999\$	6.4	5.9
45 000\$ - 49 999\$	4.7	5.3
50 000\$ - 54 999\$	3.4	4.8
55 000\$ - 59 999\$	2.2	4.2
60 000\$ - 64 999\$	3.7	4.1
65 000\$ - 69 999\$	0.5	3.4
70 000\$ - 74 999\$	1.1	3.1
75 000\$ - 79 999\$	1.2	2.4
80 000\$ - 89 999\$	1.4	4.1
90 000\$ - 99 999\$	0.2	2.6
Plus de 100 000\$	0.9	6.4
Revenu Médian	24 000\$	37 130\$

***Répartition selon le quintile de revenu dans l'échantillon des faillis potentiels de 1997 et***  
**pour l'ensemble des ménages canadiens et des personnes seules**

<i>Quintile</i>	<i>Sondage auprès des faillis potentiels 1997</i>	<i>Ensemble des ménages canadiens et personnes seules</i>
Premier	11 000\$	16 694\$
Deuxième	19 500\$	30 013\$
Troisième	29 800\$	45 217\$
Quatrième	43 000\$	67 598\$
Valeur maximum	200 000\$	Pas disponible

Sources:

Colonne (1): Calcul des données du sondage auprès des faillis potentiels en 1997 par les auteurs  
 Colonne (2): Statistique Canada, *Répartition selon la taille du revenu au Canada*, no. 13-207 au catalogue, p. 113, p. 158

**Tableau 6**

***Répartition selon le décile du revenu mensuel et des dépenses mensuelles  
sondage auprès des faillis potentiels 1997***

***6A - Revenu mensuel***

	<i>Salaire net mensuel</i>	<i>Apports des personnes à charge</i>	<i>Autres apports</i>	<i>Revenu total mensuel</i>
Inférieur	0\$	0\$	0\$	447\$
2	0\$	0\$	0\$	800\$
3	0\$	0\$	0\$	1 000\$
4	600\$	0\$	0\$	1 200\$
Médian	920\$	0\$	0\$	1 400\$
6	1 200\$	0\$	141\$	1 650\$
7	1 400\$	0\$	308\$	1 925\$
8	1 684\$	400\$	618\$	2 235\$
9	2 000\$	1 300\$	1 037\$	2 675\$
Valeur Maximum	13 110\$	3 000\$	2 522\$	13 110\$
Pourcentage de répondants sans revenus ou montant de revenu inconnu	32.0	77.3	52.1	6.5
Revenu médian des répondants ayant signalé des revenus	1 300\$	1 182\$	496\$	1 496\$

Tableau 6 (suite)

*Répartition selon le décile du revenu mensuel et des dépenses mensuelles*  
sondage auprès des faillis potentiels 1997

*6B - Dépenses mensuelles*

	<i>Côuts des dépenses fixes</i>	<i>Autres dépenses</i>	<i>Revenu mensuel total</i>
Inférieur	\$0\$	0\$	595\$
2	470\$	0\$	870\$
3	639\$	0\$	1 054\$
4	808\$	100\$	1 227\$
Médian	980\$	210\$	1 460\$
6	1 180\$	395\$	1 711\$
7	1 440\$	595\$	1 983\$
8	1 742\$	890\$	2 336\$
9	2 196\$	1 327\$	2 750\$
Valeur maximum	13 390\$	3 933\$	13 390\$
Pourcentage avec aucune dépense ou montant indéterminé	11.8	34.6	4.2
Médiane des répondants ayant signalé des dépenses	1 100\$	509\$	1 478\$

## Tableau 6 (suite)

### *Répartition selon le décile du revenu mensuel et des dépenses mensuelles sondage auprès des faillis potentiels 1997*

#### *6C - Différence entre le revenu mensuel et les dépenses mensuelles*

	<i>Différence entre le revenu et les dépenses</i>
Valeur minimale	Moins 3 945\$
Inférieur	Moins 461\$
2	Moins 199\$
3	Moins 86\$
4	0\$
Médian	0\$
6	0\$
7	49\$
8	139\$
9	259\$
Valeur maximum	11 700\$

Source: Calcul des données du sondage auprès des faillis potentiels en 1997 par les auteurs

**Tableau 7**  
***Situation d'emploi***  
**dans l'échantillon des faillis potentiels de 1997**  
**et pour l'ensemble des canadiens de 25 - 54 ans en 1996**

<i>Situation d'emploi</i>	<i>Sondage auprès des faillis potentiels 1997</i>	<i>Ensemble des canadiens âgés de 25-54 ans ou plus 1996</i>
<i>Participation à la population active</i>	84.6	83.7
Employé à temps plein	42.6	
Employé à temps partiel	12.9	
Travailleur autonome	8.0	
Sans emploi, se cherche du travail	21.1	9.5
<i>Inactif</i>	16.4	16.3
Sans emploi, ne se cherche pas de travail	2.8	
Ménagère	4.1	
Retraité	2.5	
Autre (Etudiant, Retraité, ne travaille pas pour des raisons de santé)	8.1	
Total	100.0	100.0

Sources:

Colonne (1): Calcul des données du sondage auprès des faillis potentiels en 1997 par les auteurs  
Colonne (2): Statistique Canada, Statistiques chronologiques sur la population, 1996

**Tableau 8**

*Nombre de semaines travaillées*  
**dans les 12 mois précédant le recours à la protection de la loi de la  
faillite pour l'échantillon de faillis de 1997**

<i>Catégories des semaines travaillées</i>	<i>Pourcentage des répondants dans cette catégorie</i>
Zéro	12.0
1-10	6.5
11-20	11.2
21-30	12.1
31-40	12.6
41-50	17.9
51-52	28.4
Total	100.0

Source: Calcul des données du sondage auprès des faillis potentiels en 1997 par les auteurs

**Tableau 8-A**

***Catégories du prestige professionnel  
selon l'échelle Pineo-Porter-McRoberts,  
dans les échantillons de faillis potentiels de 1977 et 1997  
et dans l'Enquête sociale générale de 1995***

<i>Catégorie professionnelle</i>	<i>Échantillon de faillis de Brighton et Connidis 1977</i>	<i>Sondage auprès des faillis potentiels 1997</i>	<i>Population canadien 1995</i>
Professions libérales	0	0	1.3
Professionnels salariés	1.9	3.9	7.9
Cadres supérieurs	1.0	0.6	3.3
Semi-professionnels	2.7	7.1	8.8
Techniciens	0.7	1.2	1.8
Cadres intermédiaires	3.2	4.1	9.8
Surveillants	3.4	3.1	2.2
Contremaîtres	1.1	0.6	2.0
Employés de bureau spécialisés, ventes et services	4.9	7.0	7.9
Artisanat et métiers spécialisés	13.3	15.5	9.9
Agriculteurs	0.7	0.1	1.7
Employés de bureau semi-spécialisés, ventes et services	20.7	18.9	14.3
Ouvriers semi-spécialisés	8.1	4.4	8.1
Employés de bureau non-spécialisés ventes et services	6.1	14.2	7.8
Ouvrier manuels non-spécialisés	31.4	18.6	11.7
Ouvriers agricoles	0.8	0.6	1.6
Pourcentage de l'échantillon Occupation et dans la répartition	64.1	69.4	66.0
Sans-emploi, inactifs ou n'ayant pas signalé d'occupation	35.9	30.6	34.0

**Sources:**

Le Canada en 1995: 1995 Enquête sociale générale, p. C10MCME.C161

Brighton et Connidis: Brighton et Connidis (1984), p.20-21

Sondage auprès des faillis potentiels de 1997: Calculs des données du sondage auprès des faillis potentiels de 1997 par les auteurs

Tableau 9

**Passif total, actif total et différence  
entre passif total et actif total  
dans l'échantillon des faillis potentiels 1997**

	<i>Échantillon de faillis de Brighton et Connidis 1977</i>	<i>Échantillon de faillis de Brighton et Connidis 1977 (Ajusté)</i>	<i>Sondage auprès des faillis potentiels 1997</i>
<i>Passif total</i>			
Médian	10 865\$	28 249\$	26 016\$
Moyenne	25 493\$	66 281\$	55 440\$
Écart-type	51 563\$	134 064\$	83 632\$
<i>Actif total</i>			
Médian	400\$	1 040\$	3 000\$
Moyenne	6 243\$	16 232\$	26 111\$
Écart-type	18 670\$	48 542\$	52 114\$
<i>Différence entre passif total et actif total</i>			
Médian	9 370\$	23 362\$	16 885\$
Moyenne	19 237\$	50 016\$	29 330\$
Écart-type	45 294\$	117 764\$	64 327\$

Source: Calcul des données du sondage auprès des faillis potentiels en 1997 par les auteurs

**Tableau 10**

**Répartition selon le décile du total de l'actif et  
du total du passif  
l'échantillon des faillis potentiels 1997**

<i>Décile</i>	<i>Total du passif</i>	<i>Total de l'actif</i>	<i>Différence entre le total du passif et le total de l'actif</i>
Inférieur	8 500\$	200\$	-61 295\$
2	12 187\$	650\$	-34 984\$
3	16 072\$	1 300\$	-26 474\$
4	20 000\$	2 000\$	-20 613\$
Médian	26 016\$	3 000\$	-16 885\$
6	33 458\$	4 550\$	-13 750\$
7	50 438\$	10 900\$	-10 568\$
8	85 400\$	43 950\$	-7 771\$
9	136 863\$	93 000\$	-4 600\$
Valeur maximum	1 429 077\$	463 900\$	-192 358\$
Valeur minimum	2 325\$	0\$	1 426 077\$

Source: Calcul des données du sondage auprès des faillis potentiels en 1997 par les auteurs

**Tableau 11**

***Répartition du nombre de dettes  
selon les données de l'échantillon de 1977 et  
de l'échantillon des faillis potentiel de 1997***

<i>Type de créance</i>	<i>Échantillon de faillis de Brighton et Connidis 1977</i>		<i>Sondage auprès des faillis potentiels 1997</i>	
	Pourcentage des dettes	Nombres de dettes	Pourcentage des dettes	Nombres de dettes
Banques	14.0	1,354	12.0	1,046
Autres institutions financières	22.9	2,226	12.8	1,118
Gouvernement	7.5	728	16.8	1,459
Cartes de crédit (des banques, des détaillants)	9.3	904	15.7	1,367
Détaillant (dette pas associé à une carte de crédit)	23.1	2,235	14.5	1,266
Services publics	8.1	785	7.5	652
Particulier	8.9	866	2.5	216
Frais médicaux et dentaires	2.2	214	1.5	129
Autres	4.0	389	16.7	1,454
Total	100.0	9,701	100.0	8,707

Source: Calcul des données du sondage auprès des faillis potentiels en 1997 par les auteurs.  
Brighton et Connidis (1986), p. 50

Tableau 12

*Répartition du nombre de dettes selon le type de créancier  
pour l'échantillon des faillis potentiels de 1997*

Nombre de dettes	Banques	Autres institutions financières	Gouvernement	Cartes de crédit	Détaillants	Particuliers	Autres dettes
0	46.3	40.7	30.3	31.2	40.6	86.6	46.0
1	25.6	30.6	26.8	32.2	27.5	8.9	24.7
2	15.9	16.4	25.7	20.2	14.1	2.8	12.8
3	7.8	7.4	9.1	10.1	9.4	0.7	7.2
4	1.9	2.7	4.9	3.3	5.1	0.6	2.5
5 ou plus	2.6	2.3	3.2	2.9	3.5	0.5	7.1
Total	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

Source: Calcul des données du sondage auprès des faillis potentiels en 1997 par les auteurs

**Tableau 13**

**Répartition décile du montant de la dette selon le type de créancier,  
pour l'échantillon des faillis potentiels de 1997**

<i>Décile</i>	<i>Banques</i>	<i>Autres institutions financières</i>	<i>Gouvernement</i>	<i>Cartes de crédit</i>	<i>Détaillants</i>	<i>Autres dettes</i>
1	0	0	0	0	0	0
2	0	0	0	0	0	0
3	0	0	0	0	0	0
4	0	0	0	950\$	0	0
Médian	500\$	1 300\$	904\$	1 764\$	449\$	40\$
6	4 800\$	4 000\$	2 711\$	2 688\$	922	409\$
7	10 700\$	7 150\$	6 069\$	4 135\$	1,500	1 359\$
8	24 000\$	14 400\$	11 226\$	6 300\$	2,550	3 000\$
9	77 606\$	29 000\$	21 000\$	11 000\$	4,236\$	8 000\$
Valeur Maximum	385 934\$	1 025 196\$	300 000\$	50 526\$	32,500\$	377 903\$
Pourcentage avec 0\$ de dette ou montant inconnu	47.5	42.9	39.8	31.5	41.7	49.1
Montant médian de dettes pour ceux qui en affichent	14 200\$	8 065\$	6 000\$	3 547\$	1 600\$	2 000\$

Nota: Les dettes dont on ne connaît pas la taille sont codées valeur 0\$. Ainsi le pourcentage de répondants affichant 0\$ pour certains genres de dettes diffère du pourcentage qui n'affiche aucune dette, tableau 12, (veuillez vous en référer au texte pour plus de détails).

Source: Calcul des données du sondage auprès des faillis potentiels en 1997 par les auteurs

**Tableau 14**

***Répartition du nombre et du montant des dettes  
pour certaines genres de dette dans l'échantillon de faillis potentiels  
de 1997***

*14-A - Nombre de dettes*

Nombre de dettes	Hypothèques	Prêts automobile	Prêts étudiant	Revenu Canada
0	76.8	72.6	74.3	51.8
1	18.0	23.4	11.6	37.7
2	3.2	3.7	12.1	8.9
3	1.7	0.2	1.4	1.2
4	0.0	0.1	0.7	0.3
5 ou plus	0.3	0.0	0.0	0.1

**Tableau 14 (suite)**

***Répartition du nombre et du montant des dettes  
pour certains genres de dette dans l'échantillon de faillis potentiels de  
1997***

*14-B - Montant de dette*

<i>Décile</i>	<i>Hypothèque</i>	<i>Prêt automobile</i>	<i>Prêt étudiant</i>	<i>Revenu Canada</i>
1	0	0	0	0
2	0	0	0	0
3	0	0	0	0
4	0	0	0	0
Médian	0	0	0	0
6	0	0	0	0
7	0	0	0	400\$
8	15 800\$	4 908\$	4,800\$	1 756\$
9	80 000\$	12 441\$	13 000\$	7 000\$
Maximum	440 419\$	156 181\$	59 338\$	300 000\$
 Pourcentage avec 0\$ de dette ou avec un montant indéterminé	 77.3	 74.1	 74.7	 65.5
 Montant médian de dette exigible pour ceux qui en ont signalé	 74 314\$	 10 000\$	 10 100\$	 2 500\$

Note: Les dettes dont le montant n'est pas connu sont codées valeur 0\$. C'est donc dire que le pourcentage de répondants dans les diverses catégories de dettes affichant 0\$ dans le tableau 14-B diffère du pourcentage n'ayant aucune dette du tableau 14-A (voir texte).

Source: Calcul des données du sondage auprès des faillis potentiels en 1997 par les auteurs

Tableau 15

*Répartition des montants d'actif exemptés et non-exemptés et du total de l'actif pour l'échantillon de faillis potentiels de 1997*

<i>Décile</i>	<i>Actif exempté</i>	<i>Actif non-exempté</i>	<i>Total de l'actif</i>
Inférieur	0	0	200\$
2	0	0	650\$
3	500\$	0	1 300\$
4	1 000\$	50\$	2 000\$
Médian	1 400\$	200\$	3 000\$
6	2 000\$	500\$	4 550\$
7	2 800\$	2 200\$	10 900\$
8	3 500\$	12 000\$	43 400\$
9	11 800\$	74 206\$	92 800\$
Valeur maximum	199 800\$	461 500\$	463 900\$
Aucune valeur signalée	21.1	39.6	5.9
Valeur médiane de l'actif parmi ceux qui en ont signalé	2 000\$	2 090\$	3 150\$

Source: Calcul des données du sondage auprès des faillis potentiels en 1997 par les auteurs

Tableau 16

*Pourcentage de répondants avec au moins un bien,  
et valeur médiane pour ceux qui signalent au moins un bien,  
par type de bien, dans l'échantillon des faillis potentiels 1997*

<i>Partie A - Actif exempté</i>	<i>Pourcentage avec au moins un bien</i>	<i>Valeur médiane des biens pour ceux qui ont au moins un bien</i>
Argent liquide	2.7	150\$
Meubles	69.4	1 200\$
Effets personnels	46.4	500\$
Police d'assurance	1.8	500\$
Actions et obligations	2.6	7 000\$
Demeure	5.8	75 000\$
Automobile	26.0	1 000\$
Autre biens	8.0	1 000\$
<i>Partie B - Actif non-exempté</i>	<i>Pourcentage avec au moins un bien</i>	<i>Valeur médiane des biens pour ceux qui ont au moins un bien</i>
Argent liquide	22.7	200\$
Meubles	1.7	1 400\$
Actions et obligations d'épargne	6.8	900\$
Demeure	14.4	83 000\$
Terre	1.5	7 200\$
Automobile	27.5	2 000\$
Remoursement d'impôt estimatif	1.2	500\$
Autres biens	10.4	1 000\$

Note: Les genres de biens détenus par moins d'un pour cent des répondants ne figurent pas dans le tableau.

Source: Calcul des données du sondage auprès des faillis potentiels en 1997 par les auteurs.

## Chapitre 2

### Analyse de trois groupes sollicitant une protection contre leurs créanciers

La tendance à la hausse des faillites personnelles ces dernières années s'explique peut-être par le fait que certains groupes de canadiens se sont mis à emprunter et à accumuler les dettes, joignant ainsi les rangs des éventuels débiteurs à risque. L'autre explication possible est l'augmentation du nombre d'individus appartenant aux groupes socio-économiques qui ont toujours affichés des niveaux d'endettement fort élevés. Analysons l'impact relatif des trois groupes suivants:

- les travailleurs autonomes
- les femmes non-mariées
- les jeunes de moins de trente ans

Les personnes travaillant à leur propre compte ont toujours emprunté de fortes sommes aux fins de l'exploitation d'une petite entreprise.<sup>21</sup> Durant les dernières décennies, le nombre de personnes travaillant à leur propre compte a considérablement progressé (Tableau 17). En 1977, il y avait 1.3 million de travailleurs autonomes tandis qu'en 1996, ce chiffre était passé à 2.3 millions. Comme en témoignent de nombreux rapports gouvernementaux, les petites et moyennes entreprises constituent un facteur déterminant de croissance économique au Canada si bien que plusieurs programmes gouvernementaux ont été créés afin de subvenir aux besoins des canadiens désireux de se lancer en affaires. Travailler à son compte comporte cependant des risques si bien que plusieurs petites entreprises font faillite à chaque année.

Les femmes non-mariées sont plus nombreuses qu'auparavant et sont, nous le croyons, plus susceptibles de contracter d'importantes dettes. Le Tableau 17 indique les tendances attendues à la progression du divorce et au nombre croissant de familles monoparentales. Elles indiquent que les femmes canadiennes non-mariées sont plus susceptibles de se retrouver un jour à la tête d'une famille.

Le nombre de divorces a progressé de plus de 50% entre 1975 et 1995. Bien que bon nombre d'hommes et de femmes se remarient éventuellement, la désorganisation économique qu'occasionne un divorce peut mener les membres du couple à la faillite. De plus, les femmes non-mariées, c'est-à-dire divorcées, séparées ou célibataires, sont plus susceptibles, de nos jours, de se retrouver à la tête d'une famille. Le Tableau 17 indique que le nombre de familles monoparentales a grimpé de 650,000 en 1976 à plus d'un million en 1996. La très grande majorité de ces familles avait une femme à sa tête.

Nous n'avons pas de preuves à l'effet que les femmes sont plus susceptibles de s'endetter de nos jours qu'auparavant mais nous sommes portés à croire que les besoins financiers particuliers des femmes non-mariées (se rapportant peut-être au soutien de familles

---

<sup>21</sup> Certains travailleurs autonomes dirigent de grandes ou de moyennes entreprises mais ce sont les individus qui dirigent de petites entreprises qui sont les plus susceptibles d'avoir recours à la faillite afin de se protéger de leurs créanciers.

monoparentales) et l'amélioration de l'accès au crédit ont pu faire en sorte que toutes les femmes non-mariées sont de plus en plus susceptibles d'emprunter.

Contrairement aux travailleurs autonomes, les jeunes ne sont pas plus nombreux qu'auparavant. Le milieu des années 70 constitue l'époque culminante quant au nombre de «babyboomers» dans la vingtaine. Nous constatons qu'à la fin des années 70, il y avait à peu près 4.7 millions de canadiens âgés entre 15 et 24 ans, tandis qu'en 1990 ce chiffre était tombé à 4 millions. Nous remarquons cependant chez les jeunes une augmentation importante de l'emprunt. Une des principales raisons de cette augmentation est la fréquentation par un plus grand nombre de jeunes des institutions d'études postsecondaires. Le Tableau 17 indique que la valeur en dollars des prêts fédéraux et provinciaux aux étudiants a triplé entre 1989-90 et 1994-95, passant de 768 millions à 2,132 millions. Cette progression résulte à la fois de l'augmentation des prêts autorisés par le programme canadien de prêts étudiants et de la création de programmes provinciaux de prêts qui ont été appelés à remplacer les programmes provinciaux de prêts et bourses aux étudiants. Par ailleurs, tout porte à croire que les jeunes étaient plus susceptibles d'emprunter à l'aide de cartes de crédit bien que nous n'ayons pas les données nous permettant de vérifier cette hypothèse.

Dans le présent chapitre, nous analysons de façon plus détaillée ces trois sous-ensembles de répondants. D'autres sous-groupes de notre échantillon auraient pu faire l'objet d'une analyse plus soutenue, mais nous avons choisi ceux-ci en raison de l'existence et de la pertinence de données tirées d'études antérieures (Sullivan et al. entre autres) quant aux causes de l'augmentation du nombre de faillites, et parce que l'analyse préalable des données indiquait que ces groupes comportaient des effectifs suffisamment importants.<sup>22</sup>

### *Les travailleurs autonomes*

Environ un débiteur sur quatre dans notre échantillon (251 sur 1 018) était soit travailleur autonome au moment de l'étude ou avait déclaré avoir travaillé à son propre compte durant les cinq dernières années. A peu près 40% de ces 251 débiteurs ont déclaré qu'ils travaillaient à leur compte au moment de l'enquête. Les deux tiers du 60% restant étaient

---

<sup>22</sup> La taille de notre échantillon de personnes insolubles est de 1,018. Le lecteur comprendra donc que chacun des groupes dont il est question dans ce chapitre n'est constitué que de quelques centaines de débiteurs. La nature précise des sous-groupes est précisée dans les pages qui suivent mais le tableau qui suit indique leur taille. Parce que le nombre de répondants dans chaque groupe est relativement peu élevé, nous utilisons une répartition en quartiles pour indiquer les variables financières au lieu de la répartition en déciles du premier chapitre. Même dans ces conditions, quelques quartiles comporteront moins de cent répondants.

<i>L'échantillon en entier</i>	1,080
Travailleurs autonomes	251
Travailleurs employés	767
Femmes non-mariées	254
Hommes non-mariés	321
Répondants mariés	443
Débiteurs ayant moins de 30 ans	326
Débiteurs ayant 30 ans et plus	692

des salariés tandis que les autres étaient sans emploi ou ne faisaient plus partie de la population active.<sup>23</sup> Pour certains des répondants parmi les travailleurs autonomes, les difficultés financières liées à la gestion d'une petite entreprise représentaient sans doute les signes précurseurs d'une faillite éventuelle.<sup>24</sup>

La première partie du Tableau 18 (18-A) indique que les travailleurs autonomes de notre échantillon étaient plus susceptibles d'avoir des dettes de tout genre. Pour certaines catégories de dettes, les dettes de cartes de crédit ou les dettes contractées auprès d'une institution financière autre qu'une banque, les différences étaient assez minimes. Mais pour les dettes se rapportant à d'autres catégories, les différences étaient assez importantes. Ainsi, plus de 80% des travailleurs autonomes devaient de l'argent au secteur gouvernemental alors 66% des «travailleurs non-autonomes» devaient un montant quelconque à l'État.

L'écart se rapportant au montant de ces dettes est encore plus marqué. La deuxième partie du Tableau 18 (18-B) affiche une comparaison du médian, du 25e percentile et du 75e percentile du montant total de dettes et de cinq catégories différentes de dettes figurant au passif des travailleurs autonomes et d'autres types de débiteurs.<sup>25</sup> Le niveau médian du montant total des dettes était d'un peu plus de 51 000\$. Les personnes ne travaillant pas à leur propre compte affichaient dans l'ensemble un niveau médian beaucoup moins important se situant à un peu plus de 21 000\$ (Tableau 18, dernière colonne). Les montants de dettes contractées auprès du secteur gouvernemental par les travailleurs autonomes étaient à peu près deux fois plus élevées que les montants rapportés par les autres débiteurs et ce dans toute la répartition. En fait, le montant total de dettes des travailleurs autonomes dans toutes les catégories de dettes représentait à peu près le double des montants de dettes des autres débiteurs, sauf en ce qui concerne les dettes bancaires (surtout des dettes hypothécaires) et les montants de dettes de cartes de crédit. Même dans ces deux catégories, le niveau d'endettement des travailleurs autonomes était beaucoup plus élevé que celui des autres débiteurs.

La répartition selon le genre de dettes (Tableau 19), nous permet de constater que le niveau médian de dettes des travailleurs autonomes dans la catégorie «Hypothèque» et dans la catégorie «Prêt automobile» est plus élevé, tandis qu'il est moins élevé que celle des autres débiteurs dans la catégorie «Prêt étudiant». Ces différences relèvent peut-être davantage de l'âge des travailleurs autonomes que de leur situation d'emploi. La différence la plus nette concerne les montants dus à Revenu Canada.

---

<sup>23</sup> Par «travailleurs non-autonomes» nous entendons ceux qui ne travaillaient pas à leur compte au moment de l'étude ou qui n'avaient pas travaillé à leur compte durant les cinq dernières années. Les catégories «travailleurs autonomes» et «travailleurs non-autonomes» (salariés) comprennent toutes deux des personnes qui travaillaient pour quelqu'un d'autre au moment de l'étude ou qui ne travaillaient pas du tout.

<sup>24</sup> Une faillite personnelle n'est personnelle que si plus de 50% des dettes contractées ne sont pas liées aux activités d'une entreprise.

<sup>25</sup> Le 25e percentile d'une répartition est la valeur d'une variable ce qui signifie que 25% des valeurs d'une répartition se situent à un niveau lui étant inférieur. Le même calcul s'applique au 75e percentile.

Parmi ceux ne travaillant pas à leur propre compte, le niveau médian de sommes dues à Revenu Canada était relativement peu élevé (à peu près 1 500\$) mais pour les travailleurs autonomes, ce niveau médian se situait à 7 000\$.

La valeur de l'actif des travailleurs autonomes était également plus élevée (niveau médian de 5 200\$) que la valeur globale des biens des autres débiteurs (niveau de 2 500\$) mais la différence n'était pas énorme (n'apparaît pas). Comme les travailleurs autonomes ont un niveau d'endettement beaucoup plus élevé que les autres, leur niveau net d'endettement (différence entre le passif et l'actif) est également beaucoup plus élevé. Le niveau moyen d'endettement des travailleurs autonomes était de 28 183\$ comparativement à 14 962\$ pour les autres débiteurs (n'apparaît pas).

En ce qui concerne le revenu mensuel, 11% des travailleurs autonomes déclaraient ne pas en avoir tandis que le niveau médian de revenus parmi ceux qui en avaient était de 1 734\$ contre un niveau médian de dépenses mensuelles de 1 815\$. Parmi ceux qui ne travaillaient pas à leur compte, 5% déclaraient n'avoir aucun revenu mensuel tandis que le niveau médian de revenu mensuel des autres était de 1 400\$ contre un niveau médian de dépenses mensuelles de 1 400\$.

La capacité de payer du sous-groupe des travailleurs autonomes, calculée selon la différence entre les revenus et les dépenses mensuelles, était à peu près la même que celle des autres débiteurs. Dans l'ensemble, les répondants des deux catégories n'affichaient aucun excédent de revenu mensuel. L'enquête contenait des questions se rapportant au revenu brut de tous les membres des ménages. Le niveau médian de revenu des travailleurs autonomes était de 27 500\$ comparativement à 22 500\$ pour ceux ne travaillant pas à leur compte. Le niveau plus élevé de revenus des travailleurs autonomes avait pour contrepartie leurs niveaux d'endettement plus élevés.

Il n'est donc pas étonnant de constater que le rapport des dettes au revenu mensuel des travailleurs autonomes était beaucoup plus élevé que celui des autres débiteurs (Tableau 20). Le rapport médian de dettes totales au revenu annuel des travailleurs autonomes était de 2.14 et de 1.20 pour les autres débiteurs. Le rapport des dettes totales non-garanties au revenu annuel pour les travailleurs autonomes était de 1.22 contre 0.84 pour les autres. Le Tableau 20 indique la répartition quartile de ces ratios d'endettement.

La déclaration de faillite des personnes travaillant à leur compte ne résultait pas toujours de l'échec de leur entreprise. En fait, 18% des travailleurs autonomes seulement ont donné comme raison de leur mise en faillite l'insolvabilité de leur entreprise. Parmi les répondants, 14% ont signalé qu'une dette envers Revenu Canada avait déclenché leur recours à la faillite. Par contre, 13% des répondants ont déclaré qu'aucune circonstance ou dette en particulier ne les avait acculés à la faillite tandis que 5% des répondants ont donné comme raison un problème conjugal. Il est généralement fort difficile d'établir une correspondance univoque entre la situation d'emploi des travailleurs autonomes et leur recours à la faillite.

## *Femmes et hommes non-mariés*

La proportion de femmes non-mariées était plus grande parmi les personnes sollicitant la protection de la loi de la faillite en 1997 que dans l'échantillon de Brighton et Connidis de 1977. Près de 70% de l'échantillon de Brighton et de Connidis étaient mariées tandis que 45% des répondants de notre échantillon étaient soit mariées, ou vivaient dans une relation d'union de fait. Plus de 40% de notre échantillon étaient des femmes comparativement à 25% de l'échantillon de Brighton et Connidis.

L'infériorité du revenu des femmes par rapport à celui des hommes, l'augmentation du nombre de familles monoparentales et la progression du nombre de divorces enregistrés par année ont contribué à rendre la situation économique des femmes de plus en plus précaire. Ces tendances ont probablement contribué à l'augmentation du nombre de cas de faillites enregistrées à chaque année.

Dans cette partie de l'étude, nous comparons la situation économique des hommes non-mariés qui envisageaient la faillite et la situation des femmes qui envisageaient ce recours.<sup>26</sup> Nous verrons que si la situation économique des hommes n'était pas très bonne, celle des femmes non-mariées était encore plus difficile.

Les hommes non-mariés affichaient un montant total de dettes plus élevé que les femmes non-mariées. La première partie du Tableau 21 (21-A) indique la répartition de la dette totale (créances garanties et non-garanties combinées) pour les deux groupes. Le Tableau indique les valeurs supérieures et inférieures et les limites du premier quartile (ceux qui constituent le 25% inférieur de la répartition), du niveau médian et du troisième quartile (ceux dont les données les placent entre le médian et le 75e percentile). Le niveau médian total de dettes des hommes non-mariés était de 23 643\$ tandis qu'il était de 19 052\$ pour les femmes non-mariées. Les valeurs signalées pour les hommes étaient également plus grandes à chaque limite de quartile. La différence au premier quartile est modeste (13 900\$ contre 12 145\$) mais s'accroît au niveau médian et à la troisième limite de quartile.

Quand nous ajoutons les actifs, l'écart entre les niveaux d'endettement de femmes et des hommes non-mariés diminue beaucoup. Comme l'indique la deuxième partie du Tableau 21, les hommes étaient plus susceptibles que les femmes d'avoir un niveau élevé d'actifs. Le niveau médian d'actifs pour les hommes et les femmes était à peu près le même (2 115\$ contre 1 900\$) mais au 75e percentile, l'écart était de 10 500\$ pour les hommes et de 4 500\$ pour les femmes.

Ceci porte à croire qu'un bien telle une maison ou une automobile avait peut-être été offert en garantie d'une partie des montants importants de dettes qu'affichaient les hommes. Si tel a été le cas, les déficits nets (la différence entre l'actif et le passif) qu'affichent les hommes et des femmes devraient davantage se ressembler que leurs sommes totales de passif. La

---

<sup>26</sup> L'appellation non-marié désigne tout état matrimonial autre que le mariage et l'union de fait. Les individus non-mariés sont soit divorcés, séparés, (la date du divorce ou de la séparation n'a pas d'importance) n'ont jamais été mariés ou sont veufs.

troisième plage du Tableau 21 indique les répartitions du déficit pour les hommes et pour les femmes non-mariés. Ces deux répartitions se ressemblent beaucoup plus que celles des deux premières pages. Le niveau médian de déficit net est de 15 972\$ pour les hommes non-mariés et de 14 826\$ pour les femmes non-mariées. De plus, les différences pour les deux autres limites de quartile sont moindres que celles qui sont indiquées dans les deux premières parties du tableau.

En résumé, les hommes non-mariés sollicitant la protection de la loi de la faillite avaient accumulé plus de dettes que les femmes non-mariées mais la différence n'était pas énorme. Les deux groupes avaient un niveau d'endettement assez élevé compte tenu de leurs faibles niveaux revenus.

Les niveaux d'endettement net des femmes étaient moins élevés mais, en contrepartie, leurs revenus étaient de loin inférieurs aux revenus des hommes. Le montant total médian de revenus mensuels des hommes était de 1 200\$ (14 400\$ par année) contre 1 050\$ (12600\$ par année) pour les femmes non-mariées (n'apparaît pas).

Nous avons demandé à chaque répondant de signaler le revenu annuel brut de leur ménage. Le Tableau 22 montre la répartition de cette variable. Nous constatons que le revenu annuel brut des femmes non-mariées était considérablement plus faible que celui des hommes. Le niveau médian de revenu pour les hommes non-mariés était de 20 000\$ contre 14 200\$ pour les femmes non-mariées. Un tiers seulement des femmes non-mariées envisageant une demande en faillite avait un niveau de revenus plus élevé que le niveau médian de revenus des hommes. Par contre, 70% des hommes non-mariés disposaient de revenus plus élevés que le niveau médian de revenu des femmes de 14 200\$.

En combinant les estimations des répondants de leurs revenus annuels aux données se rapportant aux niveaux d'endettement dans le Tableau 23, il nous est possible d'indiquer la répartition des ratios dettes / revenus pour notre échantillon.<sup>27</sup> Ces ratios d'endettement constituent de meilleurs indicateurs de la situation financière relative des répondants que le montant total de leur passif. Plus le ratio est élevé, plus la situation financière est mauvaise. En intégrant la somme totale de toutes les dettes (garanties et non-garanties) dans le numérateur, nous avons obtenu un rapport médian de dettes aux revenus de 1.36 pour les hommes et de 1.31 pour les femmes. Cependant, pour les deux autres limites de quartile, les femmes affichaient des ratios dettes/revenus plus élevés.

En examinant le ratio dette totale non-garantie / revenu annuel, nous constatons que la situation économique des femmes non-mariées est bel et bien moins avantageuse que celle des hommes. Le ratio médian dette totale non-garantie / revenu annuel était de 1.16 pour les femmes contre 0.93 pour les hommes. Les femmes affichaient des ratios plus élevés pour chaque limite de quartile.

---

<sup>27</sup> Le Tableau 23 n'indique pas la valeur maximum relative aux ratios dettes/revenus. Certains répondants affichaient un niveau de dettes très élevé et un niveau de revenus très faible ce qui produisait des rapports de dettes aux revenus dépassant 500. Ces valeurs n'apparaissent pas dans le Tableau afin d'éviter de donner l'impression qu'un grand nombre de répondants affichaient un ratio de cette importance.

Comparons maintenant les ratios dettes/revenus de nos répondants à ceux de Sullivan *et al.* (p.155):<sup>28</sup>

	<i>Sullivan et al.</i>	<i>Enquête auprès des faillis potentiels de 1997</i>
<i>Dettes totale / revenu annuel</i>		
Hommes non-mariés	1.23	1.36
Femmes non-mariées	1.37	1.31
<i>Rapport dettes totale non-garantie / revenu annuel</i>		
Hommes non-mariés	0.77	0.93
Femmes non mariées	0.83	1.16

Quand Sullivan *et al.* ont comparé le rapport dettes/revenus médian des femmes non-mariées à celui des hommes, ils ont constaté que les femmes non-mariées affichaient un rapport dettes/revenus médian plus élevé témoignant d'une situation financière nettement plus difficile. Notre échantillon semble révéler la même chose bien que le rapport dette totale/revenu soit légèrement plus élevé pour les hommes que pour les femmes (1.36 contre 1.31) parmi nos répondants. Comme nous l'avons déjà constaté, les femmes affichaient un ratio plus élevé à la première et à la troisième limite de quartile de cette répartition.

Non seulement les femmes avaient-elles moins de revenus à consacrer au remboursement d'un montant semblable de dettes, mais elles se retrouvaient également à la tête de familles plus nombreuses. Le Tableau 24 indique que seulement 20% des hommes avaient une personne à charge ou davantage contre 42% de femmes ayant au moins une personne à charge. En fait, on dénombre plus de femmes ayant 2 personnes ou plus à leur charge (22%) que d'hommes n'ayant qu'une personne à charge (19.3%). Dans l'ensemble, les 254 femmes non-mariées de notre échantillon avaient 177 personnes à leur charge contre 321 hommes n'en ayant que 113.

Sullivan *et al.* consacrent un chapitre (*Women and Bankruptcy*, 1980) de leur analyse des faillites aux États-Unis à la situation des femmes. Après avoir comparé la situation financière des femmes à celle des hommes, ils ajoutent;

“These comparative financial data juxtapose two important economic facts about single women in bankruptcy. They are persistently at the lowest end of all income measures, and they file bankruptcy in the same state of economic collapse as other bankrupt debtors. Because of their sharply lower wages, single women are more vulnerable to a small disruption - a few unanticipated medical bills, a short layoff, a handful of credit card charges run up too quickly.”

<sup>28</sup> Sullivan *et al.* ont cependant eu recours à un total de dettes non-hypothécaires au lieu d'un total de dettes non-garanties.

Nos résultats d'enquête démontrent que la situation des femmes canadiennes à l'égard de la faillite ressemble beaucoup à celle des femmes américaines dont il est question dans l'analyse de Sullivan *et al.*

### *Les jeunes*

La situation économique des jeunes canadiens se retrouve au centre de nos préoccupations depuis quelque temps. L'écart entre le taux de chômage chez les jeunes et celui des adultes, qui a normalement tendance à diminuer durant les périodes de redressement économique, s'est maintenu aux environs de 7 et 8% depuis la récession du début des années 90. De plus, une fois leurs études terminées, les jeunes ne peuvent plus s'attendre à trouver un emploi stable offrant de solides perspectives d'avenir.<sup>29</sup>

A priori, on pourrait être porté à croire que les jeunes ont peu d'incidence sur l'augmentation des taux de faillites. Leur situation d'emploi souvent précaire et intermittente devrait, en principe, limiter l'accès au crédit et l'accumulation de dettes. Pourtant, deux facteurs d'endettement importants ont contribué à l'augmentation du nombre de faillis parmi les jeunes.

Le premier facteur d'endettement a été l'augmentation du volume total des prêts étudiants. Durant la dernière décennie, 20 milliards de dollars ont été prêtés à des centaines de milliers d'étudiants du niveau post-secondaire (Finnie et Schwartz, 1996). Un certain nombre de ces étudiants étaient des universitaires dont les perspectives d'emploi étaient assez bonnes. Cependant, une très grande proportion des prêts furent accordés à des étudiants inscrits dans des programmes de certification dont la valeur, en termes de formation professionnelle, était douteuse.

De plus, ces prêts étaient accordés aux étudiants davantage en fonction de leurs besoins financiers que de leur capacité de remboursement. Cette politique a certes eu pour effet de rendre plus accessibles les programmes d'études post-secondaires mais elle a également contribué à grever les jeunes de dettes difficiles à rembourser.

Le deuxième facteur d'endettement des jeunes a été la disponibilité croissante des cartes de crédit bancaires et des cartes de détaillant. Les jeunes qui parviennent à se trouver un emploi, ne serait-ce que pour une très courte période de temps, peuvent obtenir sans mal une carte de crédit puisque à peu près aucune autre vérification de la situation financière du demandeur n'est effectuée.

À peu près le tiers de nos répondants avaient moins de 30 ans. Leur situation économique était encore plus précaire que ne l'était celle de l'ensemble des répondants qui envisageaient de faire faillite. Leur niveau médian d'endettement était d'à peu près 16 000\$ et le niveau médian de revenus de leur ménage était de 18 000\$ (n'apparaît pas dans le tableau). Le Tableau 25 présente une comparaison de la situation financière des moins de 30 ans et des plus de 30 ans.

---

<sup>29</sup> Voir Betcherman et Leckie (1997).

À cet égard, la composition du passif des jeunes est plus instructive. Il n'est pas étonnant de constater que les jeunes étaient plus susceptibles que les autres débiteurs de ne pas avoir d'hypothèque ou d'en avoir une de moindre importance. Seulement 10% des répondants de moins de 30 ans avait une créance hypothécaire contre 30% des répondants de plus de 30 ans. Le niveau médian de la dette hypothécaire pour les quelques jeunes ayant une hypothèque était de 48 000\$ contre 80 000\$ pour le groupe plus âgé. Les jeunes personnes insolubles étaient également moins susceptibles de devoir de l'argent pour une automobile (18%) que les débiteurs plus âgés (30%)

Une grande proportion de répondants des deux groupes avait des dettes de cartes de crédit c'est-à-dire 65% des jeunes et 70% des débiteurs plus âgés. Les soldes de cartes de crédit des jeunes se situaient à un niveau relativement peu élevé; 2 000\$ parmi ceux qui affichaient un solde en souffrance contre 4 300\$ de dette pour les débiteurs âgés de plus de 30 ans.

Au regard des catégories de dettes dont il vient d'être question, le passif des jeunes semble moins lourd que celui des débiteurs plus âgés. Il comporte moins d'hypothèques, moins d'emprunts automobiles en souffrance, des soldes de cartes de crédit moins élevés. Ce sont plutôt les prêts étudiants qui contribuent le plus à l'endettement des jeunes. Plus de 45% des jeunes avaient obtenu un prêt étudiant contre 16% des personnes plus âgées. Parmi ceux qui avaient reçu un prêt étudiant dans les deux groupes, le montant médian se situait à près de 10 000\$.

Pour les jeunes ayant recours à la faillite, les prêts étudiants étaient susceptibles de constituer la majeure partie de la dette totale. Les prêts étudiants constituaient plus de 50% de la dette totale de 28% des jeunes et plus de 90% de la dette totale (n'apparaît pas) de 10% des jeunes.

Un des aspects étonnants de l'étude de Brighton et Connidis de 1977 relève du fait que plus de 40% de leur échantillon était âgé de moins de 30 ans à une époque où le prêt étudiant ne constituait pas une partie aussi importante de la dette des jeunes et où l'utilisation des cartes de crédit était beaucoup moins répandue.

Les prêts étudiants ont une incidence sur le phénomène de la faillite qu'ils n'avaient pas il y a 20 ans. Brighton et Connidis ont certes tenté de mesurer la proportion d'endettement attribuable aux prêts étudiants parmi les personnes ayant recours à la faillite en 1977. Ils se sont aperçus que ce genre de dette était presque inexistant dans leur échantillon. La situation est tout autre dans l'échantillon de 1997 puisqu'une très grande proportion de jeunes personnes insolubles avaient un prêt étudiant à rembourser et un solde en souffrance assez imposant. Par contre, malgré la grande disponibilité de ces cartes et le grand nombre de débiteurs ayant des dettes de cartes de crédit, le montant total de ce type de dette était relativement peu élevé chez les jeunes débiteurs.

**Tableau 17**

***Tendances relatives aux travailleurs autonomes, aux familles monoparentales, au nombre de divorces et au volume des prêts étudiant fédéraux (en dollars)***

<i>Année</i>	<i>Travailleurs autonomes (000)</i>	<i>Familles monoparentales (000)</i>	<i>Divorces</i>	<i>Volume des prêts étudiants fédéraux et provinciaux en dollars</i>
1975	-	-	50,611	-
1976	-	644.1	54,207	-
1977	1,280.0	-	55,370	-
1978	1,360.2	-	57,155	-
1979	1,423.0	-	59,474	-
1980	1,462.3	-	62,019	-
1981	1,521.5	712.0	67,671	-
1982	1,537.1	740.5	70,436	-
1983	1,594.2	768.1	68,567	-
1984	1,628.8	795.7	65,172	-
1985	1,677.0	823.6	61,976	-
1986	1,681.6	854.9	78,304	-
1987	1,746.1	872.1	96,200	-
1988	1,820.9	890.4	83,507	-
1989	1,809.1	912.7	80,998	-
1990	1,889.3	933.8	78,463	768.55
1991	1,919.9	952.7	77,020	1008.16
1992	1,936.1	936.0	79,034	1059.86
1993	2,056.4	1,011.2	78,221	1145.61
1994	2,111.4	1,025.8	78,880	1843.07
1995	2,133.6	1,042.8	77,636	2131.51
1996	2,266.6	1,059.8	-	-

Source: Travailleurs autonomes: CANSIM série D984561

Familles monoparentales: Statistique Canada, Statistiques démographiques annuelles, 91-213 au catalogue  
 Statistique Canada, Estimations intercensitaires révisées des familles, 91-537 au catalogue  
 Statistique Canada, Estimations intercensitaires des familles, 91-529 au catalogue

Divorces: CANSIM séries D190

Dollar Value of Federal & Provincial Student Loans: Finnie et Schwartz (1996). Ces données ne comprennent pas les prêts étudiants accordés au Québec.

**Tableau 18**

***Pourcentage de travailleurs autonomes et d'autres débiteurs avec au moins une dette et répartition des montants d'endettement, selon le type de créancier pour l'échantillon des faillis potentiels de 1997***

	<i>Banques</i>	<i>Autres institutions financières</i>	<i>Governments</i>	<i>Autres dettes</i>	<i>Cartes de crédit</i>	<i>Total du passif</i>
<i>18 - A</i>						
Au moins un dette, pourcentage						
Travailleurs autonomes	61.4	62.5	81.7	64.1	72.5	
Salariés	51.4	58.3	65.8	50.7	67.5	
<i>18 - B</i>						
25e percentile des montants signalés						
Travailleurs autonomes	6 290\$	4 200\$	2 867\$	1 092\$	2 025\$	25 128\$
Salariés	4 543\$	2 500\$	1 300\$	443\$	1 500\$	12 392\$
Médian des montants signalés						
Travailleurs autonomes	19 411\$	12 000\$	9 788\$	4 429\$	5 081\$	51 005\$
Salariés	13 000\$	6 900\$	5 000\$	1 530\$	2 947\$	21 200\$
75e percentile des montants signalés						
Travailleurs autonomes	64 000\$	23 283\$	22 915\$	14 497\$	11 400\$	115 449\$
Salariés	50 500\$	18 094\$	12 683\$	4 195\$	6 232\$	44 037\$
Valeur maximum						
Travailleurs autonomes	317 400\$	263 277\$	300 000\$	267 000\$	50 526\$	546,000
Salariés	385 934\$	1025 196\$	248 678\$	377 903\$	45 651\$	1429 077\$

Source: Calcul des données du sondage auprès des faillis potentiels en 1997 par les auteurs

**Tableau 19**

***Pourcentage de travailleurs autonomes et d'autres débiteurs avec au moins une dette et répartition des montants d'endettement, selon le genre de dette dans l'échantillon des faillis potentiel de 1997***

	<i>Hypothèques</i>	<i>Prêt automobile</i>	<i>Prêt étudiant</i>	<i>Revenu Canada</i>	<i>Autre Gouvern.</i>
<i>19 - A</i>					
Pourcentage de répondant avec au moins une dette					
Travailleurs autonomes	28.3	29.9	15.1	69.3	35.5
Salariés	21.5	26.6	29.2	41.3	31.3
<i>19 - B</i>					
25 <sup>e</sup> percentile des montants signalés					
Travailleurs autonomes	49 000\$	6 200\$	4 000\$	1 500\$	632\$
Salariés	36 180\$	5 000\$	6 000\$	575\$	517\$
Médian des montants signalés					
Travailleurs autonomes	87 000\$	14 098\$	9 000\$	7 000\$	1 910\$
Salariés	70 000\$	8 700\$	10 100\$	1 487\$	1 600\$
75 <sup>e</sup> percentile des montants signalés					
Travailleurs autonomes	143 000\$	20 000\$	18 000\$	19 015\$	7 092\$
Salariés	96 835\$	15 000\$	17 000\$	3 200\$	3 500\$
Valeur maximum					
Travailleurs autonomes	322 700\$	145 280\$	28 702\$	300 000\$	157 200\$
Salariés	440 419\$	156 181\$	59 338\$	230 452\$	111 000\$

Source: Calcul des données du sondage auprès des faillis potentiels en 1997 par les auteurs

**Tableau 20**

***Ratios d'endettement***  
**des travailleurs autonomes et**  
**des travailleurs « non-autonomes »**  
**dans l'échantillon des faillis potentiel de 1997**

<i>Rapport dette totale / revenu annuel</i>	<i>Travailleurs autonomes</i>	<i>Travailleurs «non-autonomes»</i>
Valeur minimum	0.20	0.10
1 <sup>er</sup> quartile	1.04	0.62
Médiane	2.14	1.20
3 <sup>e</sup> quartile	4.03	2.54
<i>Ratio total des dettes non-garanties / revenu annuel</i>	<i>Travailleurs autonomes</i>	<i>Travailleurs «non-autonomes»</i>
Valeur minimum	0.20	0.10
1 <sup>er</sup> quartile	0.73	0.49
Médiane	1.22	0.84
3 <sup>e</sup> quartile	3.27	1.64
Nombre de répondants dans l'échantillon	251	767
Nombre de répondants avec revenu annuel valide	184	540
Pourcentage n'ayant pas signalé de revenu annuel	26.7	29.6

Tableau 21

*Passif total, actif total et déficit*  
pour les hommes et pour les femmes non-mariés  
de l'échantillon de faillis potentiel de 1997

	<i>Hommes non-mariés</i>	<i>Femmes non-mariées</i>
<i>Passif total</i>		
Valeur minimum	3 635\$	2 325\$
1 <sup>er</sup> quartile	13 900\$	12 145\$
Médiane	23 643\$	19 052\$
3 <sup>e</sup> quartile	48 586\$	33 376\$
Valeur maximum	465 895\$	1 429 077\$
<i>Actif total</i>		
Valeur minimum	0\$	0\$
1 <sup>er</sup> quartile	700\$	600\$
Médiane	2 115\$	1 900\$
3 <sup>e</sup> quartile	10 500\$	4 500\$
Valeur maximum	284 000\$	463 900\$
<i>Différence entre le passif et l'actif</i>		
Valeur minimum	-238 037\$	-1 426 077\$
1 <sup>er</sup> quartile	-27 639\$	-24 480\$
Médiane	-15 972\$	-14 826\$
3 <sup>e</sup> quartile	-9 226\$	-8 610\$
Valeur maximum	+106 428\$	+52 489\$

Source: Calcul des données du sondage auprès des faillis potentiels en 1997 par les auteurs

**Tableau 22**

*Répartition du revenu*  
**des hommes et des femmes non-mariés**  
**de l'échantillon de faillis potentiels de 1997**

	<i>hommes non-mariés</i>	<i>Femmes non-mariées</i>
Valeur minimum	0\$	0\$
1 <sup>er</sup> quartile	12 000\$	10 000\$
Médiane	20 000\$	14 200\$
3 <sup>e</sup> quartile	35 000\$	26 000\$
Valeur maximum	200 000\$	108 000\$
Données manquantes ou ne savent pas	72 de 321	64 de 259

Source: Calcul des données du sondage auprès des faillis potentiels en 1997 par les auteurs

**Tableau 23**

***Ratios dettes / revenus***  
**des hommes et des femmes non-mariés**  
**de l'échantillon de faillis potentiels de 1997**

*Ratio dette total / revenu annuel*

	<i>Hommes non-mariés</i>	<i>Femmes non-mariées</i>
Valeur minimum	0.14	0.19
1 <sup>er</sup> quartile	0.74	0.76
Médiane	1.36	1.31
3 <sup>e</sup> quartile	2.69	3.01

*Rapport total des dettes non-  
garanties / revenu annuel*

	<i>Hommes non-mariés</i>	<i>Femmes non-mariées</i>
Valeur minimum	0.14	0.11
1 <sup>er</sup> quartile	0.60	0.64
Médiane	0.93	1.16
3 <sup>e</sup> quartile	1.80	2.47
Nombre de répondants dans l'échantillon	321	254
Nombre de répondants avec un revenu annuel valide	247	187
Pourcentage n'ayant pas signalé de revenu annuel	23.1	26.4

**Tableau 24**

***Nombres de personnes à charge  
des hommes et des femmes non-mariés  
de l'échantillon des faillis potentiels de 1997***

	<i>Hommes non-mariés</i>	<i>Femmes non-mariées</i>
Aucune personne à charge	80.7	58.3
1	9.0	19.7
2	6.5	17.3
3	1.9	3.9
4	1.9	0.4
5	0.0	0.4
Total	100.0	100.0

Source: Calcul des données du sondage auprès des faillis potentiels en 1997 par les auteurs

**Tableau 25**

**Répartition des montants de dette pour certains genres de dettes  
des personnes de moins de 30 ans et de plus de 30 ans  
dans l'échantillon des faillis potentiels de 1997**

*25 - A - Moins de 30 ans*

Décile	Hypothèques	Prêt automobile	Prêt étudiant	Carte de crédit
1	0	0	0	0
2	0	0	0	0
3	0	0	0	0
4	0	0	0	480\$
Médian	0	0	0	1 034\$
6	0	0	2 900\$	1 500\$
7	0	0	7 197\$	2 340\$
8	0	0	11 822\$	3 600\$
9	8 000\$	7 315\$	18 000\$	5 700\$
Pourcentage avec 0\$ de dette ou montant indéterminé				
	89.0	81.6	54.9	35.6
Montant médian en souffrance signalé				
	48 500\$	7 659\$	10 315\$	2 151\$

*25 - B - Plus de 30 ans*

Décile	Hypothèques	Prêt automobile	Prêt étudiant	Carte de crédit
1	0	0	0	0
2	0	0	0	0
3	0	0	0	116\$
4	0	0	0	1 396\$
Médian	0	0	0	2 250\$
6	0	0	0	3 600\$
7	0	0	0	5 180\$
8	47 000\$	6 300\$	0	8 296\$
9	93 000\$	14 974\$	7 800\$	12 800\$
Pourcentage avec 0\$ de dette ou montant indéterminé				
	71.8	70.5	84.0	29.6
Montant médian en souffrance signalé				
	78 392\$	10 000\$	10 000\$	4 266\$

Source: Calcul des données du sondage auprès des faillis potentiels en 1997 par les auteurs

## Chapitre 3

### Tendances globales

Pour les particuliers, la faillite constitue un revers de fortune aux conséquences graves. Elle peut entraîner la perte des biens accumulés tout au long d'une vie et compromettre l'accès au crédit. Sur le plan national, le nombre total des faillites a une incidence sur les coûts reliés au crédit car les institutions financières ont tôt fait de refiler leurs pertes sur prêts à d'autres emprunteurs. De plus, le nombre de faillites sert parfois d'indicateur de la santé financière de l'économie dans son ensemble. Des raisons d'ordre personnel ainsi que des raisons relevant de l'intérêt public nous poussent à tenter de déterminer dans quelle mesure la tendance à la hausse du nombre de faillites est appelée à constituer une donnée permanente ou temporaire de la conjoncture économique.

Dans le présent chapitre, nous examinerons la faillite en fonction de certaines données macro-économiques. Nous analyserons d'abord une prétendue absence de lien causal entre le nombre de faillites et les niveaux de PIB et de chômage. Nous examinerons ensuite les rapports entre la faillite et les niveaux d'endettement. Ce faisant, nous aurons à différencier les différents indicateurs des niveaux d'endettement qui compliquent l'analyse de cette relation. Cependant, nous ne tenterons pas ici de définir les relations causales se rapportant à la modification des tendances et des données reliées à la faillite (l'effet d'une modification du PIB sur les taux de faillites par exemple).<sup>30</sup> Nous chercherons plutôt à découvrir des rapports entre un certain nombre d'indicateurs macro-économiques courants en analysant les tendances que révèlent leur évolution chronologique (pour une période de trente ans) et les quelques corrélations simples qui s'y rapportent.<sup>31</sup>

#### *Faillite, PIB et Chômage*

L'hypothèse la plus simple que l'on puisse énoncer concernant la faillite est qu'elle se conforme aux tendances cycliques de l'économie. Concernant ce postulat tel qu'il s'applique aux États-unis, Pfeilsticker (1980 p.8) écrit :

“Historically, the number of personal bankruptcy filings generally followed the economic health of the nation. That is, bankruptcy filings increased as the unemployment rate increased and the gross national product decreased.”

En somme, quand l'économie est performante, la situation économique des particuliers s'améliore et quand l'économie connaît des ratés, certains particuliers en subissent les contrecoups et le nombre des faillites augmente.

Selon cette hypothèse, le nombre total de faillites et le niveau de PIB devraient progresser

---

<sup>30</sup> Pour ce faire, nous serions tenus d'élaborer puis de vérifier une théorie des causes sous-jacentes des déclarations de faillite.

<sup>31</sup> Une corrélation simple exprime en termes linéaires la relation entre deux variables sans tenir compte de l'incidence d'autres variables.

en sens opposés, exprimer une corrélation négative. L'augmentation du PIB devrait entraîner une chute du nombre de faillites et, inversement, la diminution du PIB devrait occasionner une augmentation des faillites. La corrélation positive du taux de chômage et du nombre de faillites devrait se confirmer; toute augmentation ou diminution du taux de chômage s'accompagnerait d'une augmentation ou d'une diminution du nombre de faillites.<sup>32</sup>

En 1966, 1,903 canadiens ont déclaré faillite contre 65,435 cas en 1995, c'est-à-dire trente fois plus. De 1966 à 1995, le nombre de faillite a augmenté de façon constante sauf de 1983 à 1985, en 1993 et en 1994. Durant la même période de temps, le PIB réel (ajusté selon l'inflation) est passé de 230 milliards à 608 milliards et n'a diminué qu'en 1982, 1991 et 1992.<sup>33</sup> Comme nous pouvions nous y attendre, le taux de chômage a évolué de façon beaucoup plus aléatoire, passant d'un niveau inférieur à 4% au milieu des années 60 à 11.9% en 1983, pour ensuite se stabiliser au niveau actuel d'environ 10%.<sup>34</sup>

La figure 1 montre la relation entre la tendance chronologique se rapportant au nombre de faillites et la tendance du PIB réel. Contrairement à l'hypothèse simple selon laquelle le nombre de faillites diminue quand le PIB réel augmente, les deux séries semblent se suivre; elles progressent ensemble vers le haut presque tout au long de la période de temps représentée dans la figure.<sup>35</sup> L'hypothèse simple s'est donc avérée inexacte puisque les deux séries progressent dans la même direction sauf en 1993 et 1994 quand le nombre de faillites a diminué et le PIB a augmenté. L'absence de lien causal direct entre le PIB réel et le nombre de faillites représente donc la norme plutôt que l'exception pour les trente dernières années.

Selon la même hypothèse, le nombre de faillites serait, en principe, relié au taux de chômage. Ainsi, Domowitz et Eovaldi (1993, p.813) écrivent qu'on admet généralement que la perte d'emploi augmente les possibilités de faillite.

Comme il en a été question dans le premier chapitre, la plupart des particuliers qui envisageaient de déclarer faillite travaillaient à l'époque ou cherchaient du travail. En fait, 85% d'entre eux faisaient partie de la population active. Cependant, le taux de chômage parmi les faillis potentiels était de 25% et la perte d'emploi constituait la principale raison d'un recours possible à la faillite.

---

<sup>32</sup> Une corrélation simple entre le nombre de faillites et le niveau du PIB ne tient pas compte de l'influence du taux de chômage. De même, une corrélation simple entre le nombre de faillites et le taux de chômage ne tient pas compte du niveau du PIB.

<sup>33</sup> En 1996, le nombre de faillite a augmenté encore davantage pour atteindre 79,631. Le PIB a continué d'augmenter pour atteindre 637 milliards durant le deuxième trimestre de 1997.

<sup>34</sup> Les données sur le PIB réel proviennent de CANSIM Matrice 6829, série D20463. Source: SDDS 1901 2501 STC (13-001). Le nombre total de faillites provient de CANSIM série D370477. Source: Bulletin de l'insolvabilité, Consommation et Corporations Canada. Les taux de chômage pour 1976-1996 proviennent de CANSIM Matrice 3472, série D984954. Source: SDDS 3701 STC (71-220, 71-529). Les taux pour 1965-1975 sont de Statistiques historiques du Canada, 2e édition.

<sup>35</sup> Il y a en fait une très forte corrélation positive entre le niveau de PIB et le nombre de faillites pour la période de trente ans.

La figure 2 montre une comparaison de la tendance se rapportant au nombre de faillites et de l'évolution du taux de chômage. Il n'y a ici, somme toute, pas de relation étroite à infirmer. De 1966 à 1982, le nombre de faillites a augmenté de façon constante malgré quelques variations importantes du taux de chômage. Puis le taux de chômage a baissé à chaque année, de 1984 à 1989, alors que le nombre de faillites se mettait, contre toute attente, à augmenter en 1986 (et jusqu'en 1991), après avoir diminué les trois années précédentes. Dans la figure 2, les deux séries semblent progresser dans la même direction de 1989 à 1994 mais si l'on en croit les données des années précédentes, cette similarité relève probablement davantage du hasard que d'un lien de causalité.<sup>36</sup>

En résumé, il n'y a jamais eu de relation simple et directe entre la faillite et le revenu national ou les taux de chômage. Bien qu'il y ait eu de courtes périodes de temps durant lesquelles ces variables ont semblé progresser, l'une par rapport à l'autre, dans la direction prévue, les périodes durant lesquelles elles ont évolué de façon plus inattendue ont été plus longues et plus fréquentes.<sup>37</sup>

Une légère modification de l'hypothèse simple produirait un énoncé selon lequel le nombre de faillites change en fonction des changements dans l'économie, mais de façon quelque peu décalée. Il est possible, après une perte d'emploi, que le particulier puisse écouler ses épargnes et d'autres avoirs pendant un certain temps avant d'être contraint de déclarer faillite. Le grand nombre de faillites aurait même une incidence sur la gravité d'une récession. Murray (1997) explique cette incidence ainsi :

“... consumer debt should continue to be regarded as a lagging indicator of business cycle downturns. When incomes and employment decline, the number of households at the margin where debt is excessive increases. The spending cutbacks that result deepen and prolong the downturn.”

Nous avons calculé la corrélation simple du niveau de PIB réel et du nombre total de faillites personnelles en décalant la variable faillite d'une période allant jusque trois ans.

Le rapport entre le PIB réel et le nombre total de faillites personnelles est essentiellement le même que celui ne comportant aucun décalage.<sup>38</sup> Pour les taux de chômage, un décalage d'un an a renforcé le coefficient de corrélation, le portant de .75 à .79. Ceci indique peut-être, de façon quelque peu aléatoire, que le taux de chômage ne devance le nombre de faillites que d'à peu près un an, pas davantage.

---

<sup>36</sup> Contrairement à la corrélation impliquant le PIB, le coefficient de corrélation entre les taux de chômage et le nombre de faillites comporte le symbole algébrique prévu mais comme la corrélation positive des deux séries n'exprime peut-être qu'une croissance dans le temps des deux variables, il semble difficile d'en tirer des conclusions.

<sup>37</sup> Nous avons également calculé des corrélations partielles de ces séries qui mesurent la relation entre le nombre des faillites et le PIB réel en ajustant en fonction des taux de chômage, et la relation entre le nombre de faillites et les taux de chômage en fonction du PIB. Une fois de plus, le coefficient de corrélation comportait une valeur positive, contrairement à l'hypothèse simple, et la relation entre le nombre de faillites et les taux de chômage était plutôt aléatoire.

<sup>38</sup> La corrélation entre le PIB réel et le nombre décalé des faillites produit toujours un coefficient de corrélation positif et ce contrairement à l'hypothèse simple.

Tenant compte des données des figures 1 et 2, il nous est permis de tenter une modification des séries afin de vérifier si un réaménagement des données pourrait permettre d'établir un lien entre les séries qui serait conforme à l'hypothèse simple. Par exemple, nous pourrions remplacer le nombre de faillites par le taux de faillites - le nombre de faillites divisé par le nombre de canadiens d'âge adulte. Mais les conséquences théoriques d'un tel réaménagement des données ne sont pas claires. Comme le soulignent Domowitz et Eovaldi (1993, p.816) :

“No theoretical models of the bankruptcy rate have been proposed at the individual level and none have been proposed for the aggregate rate, either.”

Néanmoins, plusieurs réaménagements de données «raisonnables» ont été tentés. Nous avons effectué deux calculs distincts du taux de faillite. Pour le premier calcul, nous avons inclus dans le dénominateur la population totale. Pour le deuxième calcul, nous avons introduit dans le dénominateur la population âgée entre 25 et 44 ans, c'est-à-dire cette partie de la population qui emprunte et dépense le plus. Les résultats semblent indiquer une progression plus importante du taux de faillite parmi les répondants n'ayant pas entre 25 et 44 ans, c'est-à-dire les individus âgés entre 18 et 24 ans et ceux âgés de plus de 45 ans. Ces données ne permettent pas de vérifier l'hypothèse simple.

Nous avons également tenté une corrélation du taux de modification du PIB et du taux de modification du nombre de faillites en nous inspirant d'une hypothèse selon laquelle il y a un ralentissement de la progression du nombre de faillites quand il y a un ralentissement de la croissance économique.<sup>39</sup> Encore une fois, les résultats n'infirment en rien nos conclusions fondamentales. Il semble bien que les réaménagements et les corrélations «raisonnables» de données ne produisent pas nécessairement des résultats probants.

### *Déclarations conjointes et nombre de faillites*

Une «déconnexion» d'avec les séries macro-économiques pourrait également résulter d'une modification de la façon de calculer le nombre de faillites. Ainsi, Domowitz et Eovaldi (1993) ont conclu que l'augmentation rapide du nombre de faillites aux États-Unis semble résulter en partie des modifications apportées au Code de la Faillite permettant une déclaration conjointe de faillite.<sup>40</sup>

Examinons l'incidence possible d'un calcul tenant compte des déclarations conjointes au Canada. Il convient d'abord de souligner que le recours à la déclaration conjointe de faillite, déjà courant au Québec, n'a été autorisé dans le reste du Canada qu'à partir de 1992. Ajoutons qu'un seul paiement de frais n'est requis afin de déposer une déclaration de faillite conjointe. Quand il sera décidé d'exiger des frais de la deuxième personne, il est permis de

---

<sup>39</sup> Nous croyons que les taux de modification du nombre de faillites sont beaucoup plus élevés et imprévisibles que les taux de modification du PIB réel, mais aucun lien causal ne s'est encore manifesté.

<sup>40</sup> Domowitz et Eovaldi croient que l'incidence sur le nombre des déclarations des modifications du Code autorisant les déclarations conjointes a pour effet d'infirmer toute hypothèse selon laquelle d'autres modifications, telle l'augmentation des niveaux d'exemption, seraient à l'origine de l'augmentation des déclarations de faillite.

croire que le nombre de déclarations individuelles connaîtra une hausse importante.

Citons le cas hypothétique d'un couple dont un des membres serait criblé de dettes alors que l'autre membre ne serait que modérément endetté. Il est possible que la personne peu endettée choisisse de ne pas déclarer faillite advenant qu'elle soit contrainte de déboursier le plein montant. A l'inverse, le couple choisirait de déposer une déclaration conjointe advenant que des frais soient réclamés à chacun des conjoints.

Comme le Bureau du Surintendant des Faillites (BSF) compte le nombre de faillites selon le nombre de personnes déclarant faillite, sans distinguer les déclarations individuelles des déclarations conjointes, nous devrions relever une augmentation du nombre de faillis au Canada après 1992 suite à l'entrée en vigueur, dans tout le Canada, des dispositions autorisant les déclarations conjointes ne comportant qu'un seul déboursé auprès du BSF. Le nombre de faillites a baissé en 1993 et 1994 après qu'on eut modifié le règlement sur les déclarations conjointes. Toute surestimation relevant de l'incidence des déclarations conjointes ne saurait signifier qu'une chose; que le nombre de faillites aurait été encore plus bas n'eut été des amendements à la loi. Les déclarations conjointes n'ont constitué que 6% du nombre total des déclarations en 1996 mais leur nombre augmente depuis 1992.

#### *Faillites et endettement des consommateurs*

Il n'y a pas de faillite sans endettement. Par conséquent, la croissance de l'endettement des particuliers constitue une des causes déterminantes de l'augmentation du nombre de faillites. Cependant, la croissance de l'endettement des particuliers n'entraîne pas *nécessairement* une augmentation du nombre de faillites. Il se peut que l'augmentation de l'endettement soit attribuable au fait qu'un certain nombre de personnes ont accès aux diverses sources de crédit pour la première fois. Il se pourrait également qu'un grand nombre de canadiens aient suffisamment de revenus et de biens pour supporter un montant important de dette sans risquer la faillite.

Ajoutons que les dettes ne sont pas toutes de nature identique. Certaines dettes, les dettes hypothécaires entre autres, sont garanties en fonction d'un bien correspondant. Dans certains cas, ce genre de dette n'entraîne pas nécessairement de faillite puisque l'incapacité de rembourser ce genre de dette à pour conséquence la perte du bien - et l'élimination de la dite dette. Par contre, les prêts étudiant et les soldes impayés de cartes de crédit ne sont pas garanties en vertu d'un bien correspondant.

Le volume total moyen du montant des dettes exigibles (valeur nominale) au Canada augmente presque continuellement depuis 1966. Les seules années qui ont connu une baisse du montant moyen d'endettement par rapport à l'année précédente furent 1982 et 1991. L'augmentation rapide des montants d'endettement a suscité un certain nombre d'hypothèses quant à son incidence sur l'augmentation du nombre de faillites. Jacob Ziegel et ses collègues (1966, p.85) soulignent que l'accès élargi à diverses sources de crédit à la consommation fait en sorte que les consommateurs se grèvent de dettes. Murray (1977, p.44) écrit que la mise en marché soutenue des pourvoyeurs de crédit, des émetteurs de cartes de crédit en particulier, constitue un des facteurs déterminants de l'augmentation du

nombre de faillites aux États-Unis et du nombre de débiteurs contrevenants.

Aucun des critères de calcul de l'endettement des consommateurs ne permet vraiment de mesurer de façon satisfaisante le lien entre l'endettement des consommateurs et les faillites au Canada. Nous entreprenons cette partie du rapport en faisant état des différentes variables disponibles à cet effet et des rapports entre les données jugées pertinentes et le nombre de faillites.

### *Sources disponibles aux fins du calcul de l'endettement des consommateurs*

On dénombre trois sources de données qui permettent de mesurer l'endettement des consommateurs. Il y a d'abord les renseignements sur le montant de dettes par failli tirés des Bilans statutaires (disponibles au Bureau du Surintendant des Faillites). Pour cette série, le montant total de dettes (valeur nominale) est passé de 283 millions de dollars en 1977 à 3.6 milliards de dollars en 1995. Par failli, ce montant est passé de 22 000\$ à 55 000\$, ce qui correspond, grosso modo, aux moyennes figurant dans le Tableau 9 du premier chapitre (données de l'échantillon Brighton et Connidis de 1977 et de l'échantillon de 1997).

Les deux autres sources de données permettent de mesurer les encours de crédit à la consommation auprès des particuliers, des banques à charte, des sociétés de financement, des compagnies d'assurance-vie (prêts sur polices), des sociétés de fiducie et de prêt hypothécaire, des sociétés de crédit et des caisses populaires.

La deuxième source d'information est la Banque du Canada.<sup>41</sup> Les quatre séries chronologiques tirées de cette source n'englobent pas les données relatives à l'hypothèque sur l'habitation, les prêts entre particuliers, certaines dettes pour services, le crédit offert par les détaillants, les concessionnaires automobiles et certains services publics.<sup>42</sup> Si l'on en croit ces données, le montant total de crédit à la consommation a augmenté d'environ 300% depuis 1977 et de presque 3,000% depuis 1961.

La troisième source d'information (Statistique Canada, plusieurs séries chronologiques) est le produit d'un recensement trimestriel effectué auprès de toutes les banques à charte et d'une enquête trimestrielle de toutes les autres institutions financières mentionnées susmentionnées.<sup>43</sup> Une de ces séries contient des données sur l'hypothèque tandis qu'une autre se rapporte aux flux du crédit à la consommation. La série « Crédit à la consommation » contient l'ensemble des encours de dette se rapportant aux véhicules automobiles, aux cartes de crédit et aux emprunts effectués auprès des banques à charte.

---

<sup>41</sup> CANSIM séries B136, B138, B140 et B142 de la Matrice 2569, Encours de crédit à la consommation des principaux prêteurs. Source: Banque du Canada. Les quatre séries de cette matrice varient selon qu'elles affichent des données désaisonnalisées ou non-désaisonnalisées, des données de fin de mois ou des moyennes. À celles-ci viennent s'ajouter quelques données de Statistique Canada.

<sup>42</sup> Série B136. Matrice 2569.

<sup>43</sup> CANSIM séries D160041 et D160048, Matrice 0751, Flux financiers, Tableau 3-1. Particuliers et entreprises non constituées en société. Source: SDDS 1804 STC (13-214).

Elle ne contient pas de données concernant d'autres types de prêts bancaires aux particuliers tels les abris fiscaux ou les prêts de rénovation domiciliaire.

Les séries « Crédit à la consommation » de la Banque du Canada et de Statistique Canada se ressemblent beaucoup quoique les séries de Statistique Canada progressent à un niveau de 10% supérieur à celles de la Banque du Canada. La principale différence entre les deux séries semble relever du genre de crédit qu'elles englobent plutôt du genre de fournisseur, et des techniques d'estimation employées.<sup>44</sup>

Selon les données de Statistique Canada, nous définissons la dette totale des particuliers comme étant la somme totale des valeurs représentées dans les séries « Crédit à la consommation » et « Dette hypothécaire ». Les dettes hypothécaires ont représenté 75% de cette somme totale en 1995. Selon cette série, la dette totale des particuliers n'a augmenté que de 370% depuis 1977 et de plus de 3,000% depuis 1961. La part relative au crédit à la consommation a connu une augmentation de 280% entre 1977 et 1995 tandis que la part hypothèque a augmenté d'un peu plus de 400%.

Aucune de ces séries n'englobe des données qui soient tout à fait satisfaisantes. Les données du BSF ne concernent que les personnes sollicitant le recours à la faillite et non pas la population en général. Les séries de la Banque du Canada et de Statistique Canada se rapportent à l'ensemble de la population canadienne mais ne signalent pas certains types de dettes ni certaines sources de crédit. Ainsi, les dettes contractées auprès du secteur gouvernemental (dont l'importance a été soulignée dans le Chapitre 1) ne figurent pas dans ces séries.

### *Corrélations entre le nombre de faillites et l'endettement des particuliers*

Dans cette partie de l'étude, nous nous référons aux données de Statistique Canada afin d'analyser la relation entre cet indicateur de l'endettement des particuliers et le nombre de faillites.<sup>45</sup>

Comme l'indique la figure 3, la dette totale des particuliers, qui comprend les dettes hypothécaires et non-hypothécaires, et le nombre de faillites présentent un coefficient de corrélation simple très élevé de 0.95 pour la période allant de 1966 à 1995. La figure 3 indique également que la corrélation est plus étroite pour les premières années de la série que pour les dernières. Pour la période 1975-1995, la corrélation est de 0.89. Se référant à des données semblables, Ziegel et al. (1996, p.86) signalent une corrélation de 0.79 pour la

---

<sup>44</sup> Un spécialiste de Statistique Canada laisse entendre que les données dites "globales" des séries de la Banque du Canada ne comprennent que les données relatives à l'endettement. Les données globales devraient, en principe, englober les sommes prêtées aux non-canadiens par les filiales étrangères des institutions financières canadiennes.

<sup>45</sup> Les deux séries (B136 et D160041) présentent une corrélation très étroite - la corrélation pour la période 1961-1996 est de 0.9993 - si bien que l'utilisation de l'une ou l'autre de ces séries ne devrait pas avoir beaucoup d'incidence sur nos résultats.

période 1976-1994.<sup>46</sup>

La corrélation relativement étroite entre les deux séries doit cependant être considérée avec beaucoup de prudence. Il s'agit de deux séries qui affichent une croissance à mesure qu'elles avancent dans le temps, comme le font souvent les séries économiques d'ordre chronologiques. Donc, malgré un coefficient de corrélation très élevé, le montant total de crédit à la consommation n'a pas chuté quand le nombre de faillites a diminué durant la période 1982-84.

Comme nous venons de le voir, l'augmentation de l'endettement des particuliers n'entraîne pas nécessairement une augmentation du nombre de faillites. Si les niveaux d'actif des particuliers avaient également augmenté, l'augmentation du niveau d'endettement ne constituerait pas un problème. Afin de tenir compte de la possibilité qu'une augmentation des actifs ou des revenus a accompagné l'augmentation des niveaux d'endettement, nous pourrions en principe avoir recours à un rapport dettes/actif ou à un rapport dettes/revenus. Il nous est cependant impossible de nous en référer au rapport des dettes à l'actif puisque aucune série chronologique de données ne comporte la valeur globale des biens pour l'ensemble du Canada.

Nous pouvons, par contre, calculer le rapport global des dettes au revenu en nous servant du revenu personnel disponible global à titre de revenu global.<sup>47</sup> Le numérateur de ce rapport est défini selon la méthode de calcul de la dette totale de Statistique Canada (qui tient compte des hypothèques et du crédit à la consommation). De 1966 à 1996, la dette personnelle totale a augmenté de 51% à 96% du revenu personnel disponible.

La figure 4 comporte une comparaison de la tendance chronologique du nombre de faillites et de la tendance chronologique du rapport de la dette personnelle totale au revenu personnel disponible qui constitue presque la démonstration d'une relation macro-économique continue entre les deux séries. Ainsi, le ratio dette/revenu a commencé à diminuer en 1980 et a continué de diminuer jusqu'en 1984 tandis que le nombre de faillites diminuait de 1982 à 1983 et continuait de diminuer jusqu'en la fin de 1985. Cette tendance est conforme à l'hypothèse selon laquelle il y a relation tardive (décalée) entre le ratio dette/revenu et le nombre de faillites. Toute relation attenante à cette tendance aura été infirmée au début des années 1990 quand le nombre de faillites a diminué alors que le ratio dette/revenu continuait d'augmenter.

En séparant les deux composantes (dette hypothécaire, dette non-hypothécaire) de la série de Statistique Canada se rapportant à la dette totale, nous constatons (Figure 5) que la relation entre les tendances du rapport dette hypothécaire/revenu et du nombre de faillites ressemble beaucoup à la relation entre la dette personnelle totale et le nombre de faillites. Cela met en doute l'existence d'une relation authentique entre les deux séries car peu de

---

<sup>46</sup> Ziegel *et al.* (1986) utilisent les données relatives au crédit à la consommation moyen réel dans leur calculs plutôt que les données du crédit à la consommation en dollars courants ce qui explique la différence entre les résultats.

<sup>47</sup> Le revenu personnel disponible est de CANSIM Matrice 6664, série D11725.

faillies sont propriétaires d'une maison. Un peu plus de 20% de nos répondants ont mentionné qu'ils détenaient une hypothèque au moment de déclarer faillite.<sup>48</sup>

La relation entre le ratio dette non-hypothécaire/dette et le nombre de faillites (Figure 6) est relativement ténue. Le coefficient de corrélation n'est que de 0.20. Cette faible corrélation résulte du fait que le niveau de dette non-hypothécaire s'est maintenu, dans la progression chronologique, à entre 0.15 et 0.25 du revenu personnel disponible.<sup>49</sup>

### *Résumé et Conclusions*

Ce chapitre constitue une brève analyse de la relation macro-économique entre le nombre de faillites et quatre valeurs macro-économiques globales :

- le produit intérieur brut réel
- le taux de chômage
- les encours de crédit à la consommation
- le rapport de la dette personnelle au revenu personnel disponible

En l'absence d'une théorie directrice, toute affirmation se rapportant à quelque «déconnexion» ou à de prétendus «modèles d'interprétation» reste problématique»

Nous pouvons, tout au plus, relever des ressemblances entre l'évolution chronologique de diverses séries statistiques et la série «nombre de faillites».<sup>50</sup>

En effectuant ces rapprochements, nous constatons que durant certaines périodes de temps, le nombre de faillites augmente alors que le PIB diminue. Cependant, le nombre de périodes de temps durant lesquelles le PIB et le nombre de faillites augmentent tous deux est encore plus élevé. Dans l'ensemble, le nombre de faillites et le niveau de PIB réel présentent une corrélation positive. Il ne semble pas y avoir de «déconnexion» entre le PIB réel et le nombre de faillites car il semble ne jamais y avoir eu de «connexion».

La relation entre le nombre de faillites et le taux de chômage est peut être plus étroite. Durant la période allant de la fin des années 1980 à 1994, le nombre de faillites a suivi à peu près le même cheminement que le taux de chômage. Mais comme nous l'avons vu dans la Figure 2, cette relation n'est pas aussi étroite qu'elle ne paraît et ne semble pas évoluer

---

<sup>48</sup> Nous avons également tenté de circonscrire des relations en nous servant de plusieurs indicateurs du crédit à la consommation en ajustant en fonction de la population ou du revenu. Les résultats ne sont pas probants.

<sup>49</sup> Le coefficient de corrélation entre le nombre total de faillites et la tendance d'un ratio de la série du crédit à la consommation de la Banque du Canada divisé par le revenu personnel disponible était relativement élevé (0.56) mais l'aurait été davantage si la série du crédit à la consommation avait été mesurée sans être divisée par le revenu.

<sup>50</sup> Nos recherches orientent à croire qu'aucune théorie des niveaux globaux n'a été énoncée depuis que Domowitz et Eovaldi ont affirmé en 1993 qu'il n'existait aucune théorie de ce genre.

dans le temps d'une façon prévisible.<sup>51</sup>

Nous constatons que le volume du crédit à la consommation est relié de près au nombre de faillites mais nous pensons qu'il s'agit là d'une manifestation des fortes corrélations que l'on relève entre deux séries chronologiques de type économique. Le lien causal est infirmé quand on constate que le montant total de crédit n'a pas diminué durant les deux périodes qui ont connu une diminution du nombre de faillites.

Enfin, on laisse parfois entendre que le nombre de faillites serait relié au ratio dette personnelle totale/revenu personnel disponible total parce que ces séries semblent évoluer dans la même direction (possiblement avec un décalage de quelques années) depuis 1993. En fait, cette tendance globale semble n'être, en réalité, que le résultat des tendances relatives à la dette hypothécaire. Le montant des dettes hypothécaires ne concerne qu'un petit pourcentage des personnes sollicitant le recours à la faillite comme 75% des répondants (Tableau 14) n'avaient pas d'hypothèque.

Les chapitres 1 et 2 laissent entrevoir que les personnes envisageant une déclaration de faillite ne constituent pas un groupe homogène ou représentatif (de la population). Nos conclusions à l'effet que les données globales mesurant l'activité économique constituent des indicateurs médiocres de l'évolution du phénomène de la faillite se sont donc avérées justes.

Advenant que l'on puisse trouver les séries chronologiques requises, il existe plusieurs façons de relier nos résultats d'enquêtes aux tendances d'ordre macro-économiques afin de justifier la composition des modèles. Ainsi, afin de tenir compte de l'hétérogénéité du groupe des faillis, nous pourrions nous en rapporter aux trois groupes étudiés dans le Chapitre 2; les femmes non-mariées, les jeunes et les travailleurs autonomes. Le modèle «Femmes» engloberait certaines variables telles le taux de participation des femmes à la population active, leurs salaires, leurs difficultés conjugales. Le modèle «Jeunes» comporterait les variables relatives à leur situation d'emploi, les modifications des ratios se rapportant au travail spécialisé et non-spécialisé, les frais de scolarité, et la réglementation en matière de prêts étudiant. Le modèle «travailleur autonome» comporterait une variable tenant compte des modifications des dispositions légales ayant une incidence sur l'assurance-emploi, la sous-traitance, les avantages fiscaux et les déclarations conjointes.

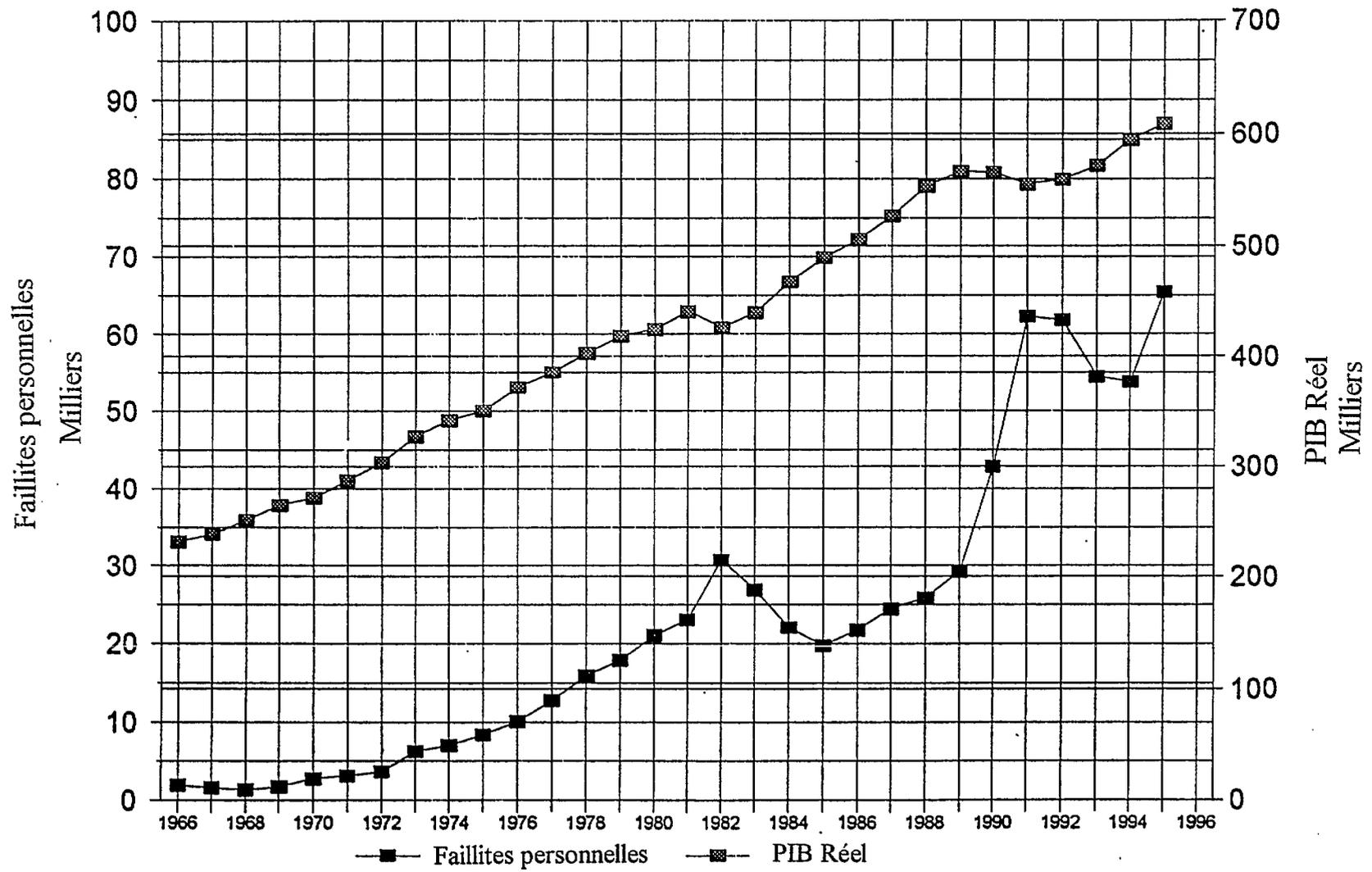
Afin de tenir compte de l'hétérogénéité socio-économique et démographique de notre échantillon de faillis, nous pourrions avoir recours à des séries chronologiques comportant des variables plus précises et détaillées en termes de représentation des valeurs globales. Nous pourrions étudier les séries chronologiques de PIB se rapportant au secteur des services. Une analyse des modifications relatives au travail à temps partiel et au travail autonome pourrait enrichir les données sur l'emploi. Comme les répondants de notre

---

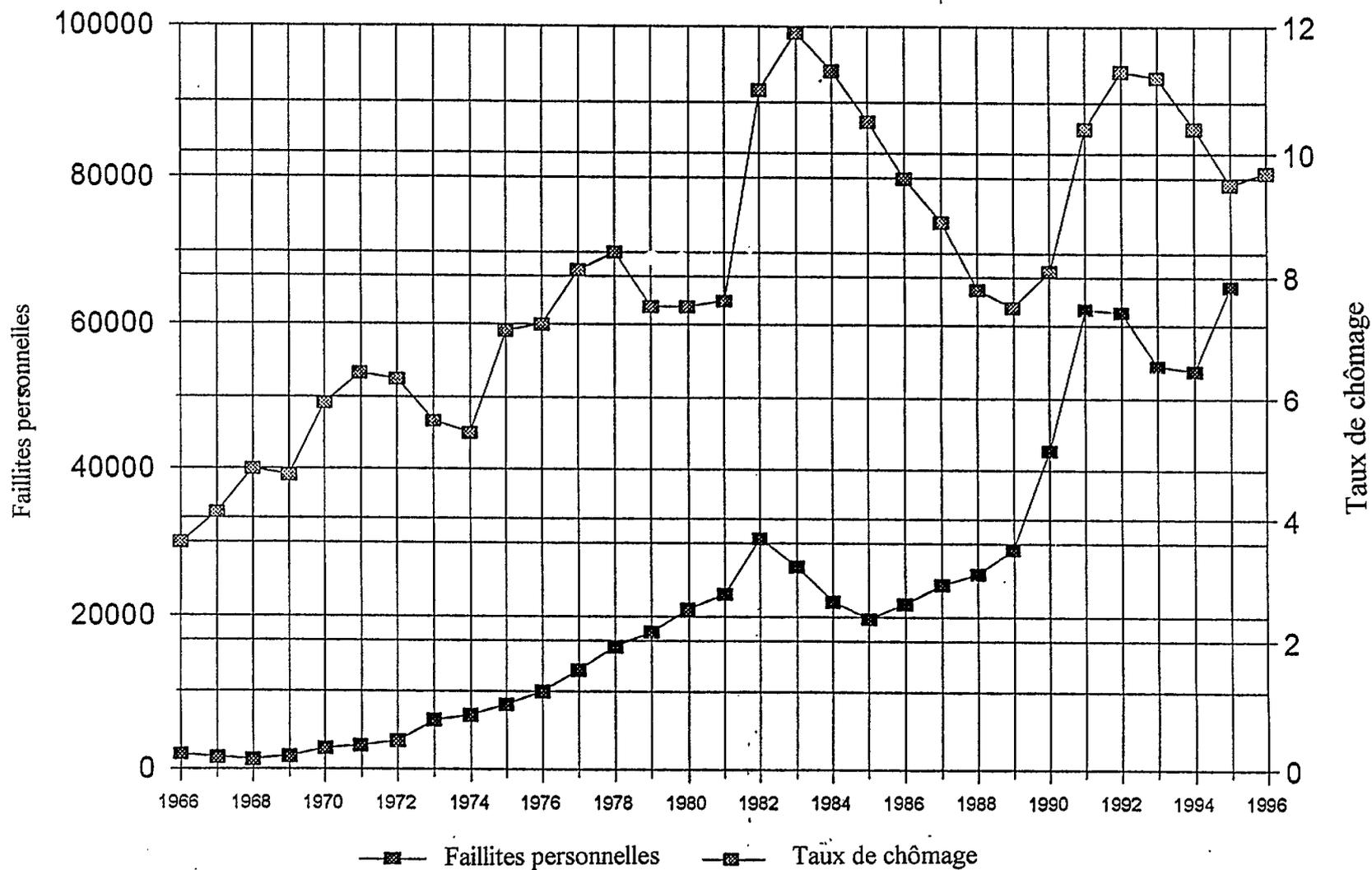
<sup>51</sup> Comme nous n'analysons que des relations simples, bidimensionnelles, il nous est impossible d'interpréter l'absence de "connexion" comme étant une manifestation de l'absence de relation entre la conjoncture économique globale (en termes de PIB réel) et le nombre de faillites. Une telle mise en relation ne saurait résulter que de l'utilisation d'un modèle plus complexe comportant plusieurs variables.

échantillon avaient un niveau de revenus inférieur à celui de la population dans son ensemble, il pourrait être opportun de mesurer l'incidence des tendances relatives aux salaires, des transferts gouvernementaux (reçus par 54% des répondants) et des paiements d'impôt. Une telle analyse requerrait cependant une théorie articulée de façon rigoureuse et des séries chronologiques cohérentes et convergentes.

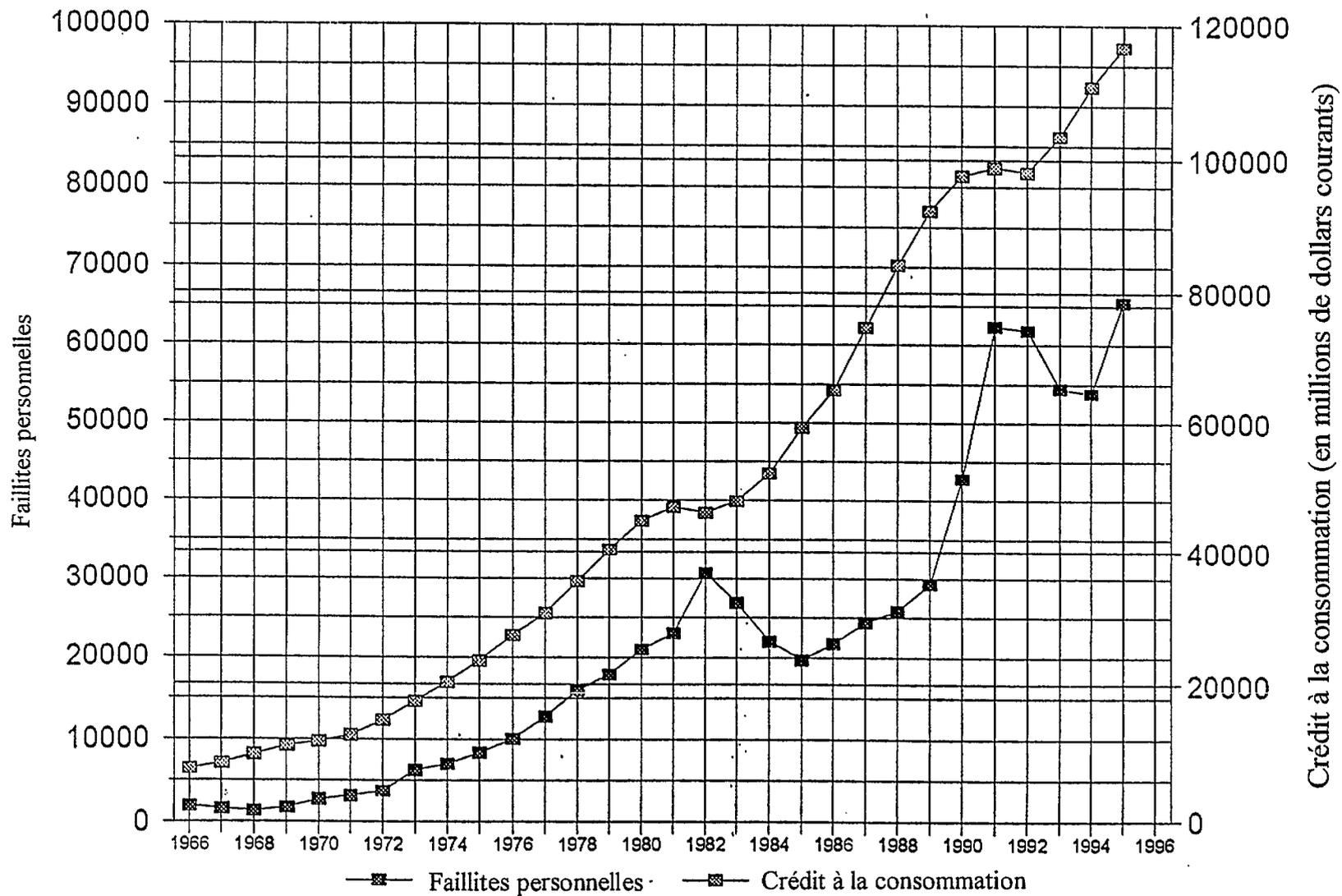
**FIGURE 1 : Faillites personnelles et PIB Réel, 1966-1995**



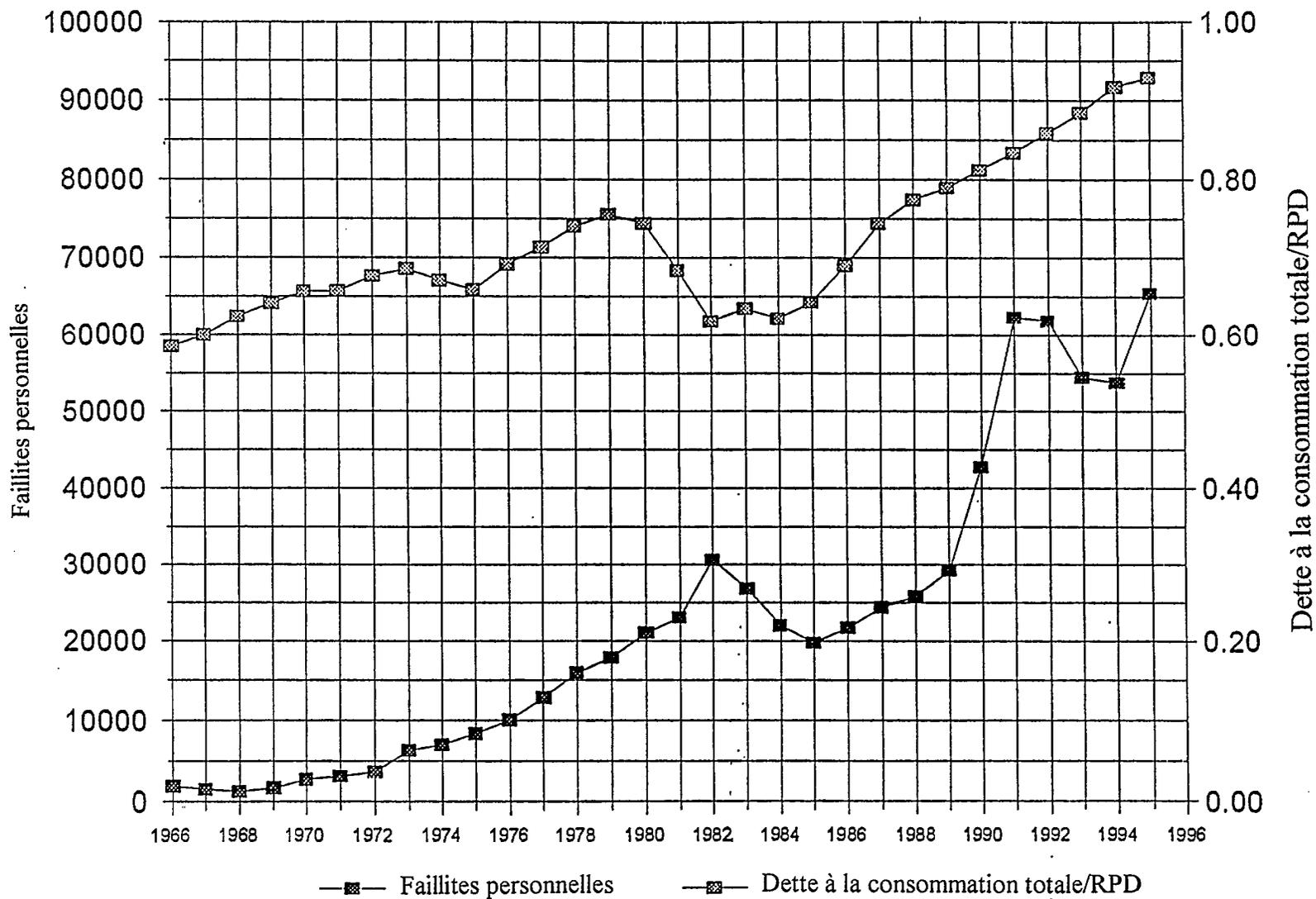
**FIGURE 2 : Faillites personnelles et taux de chômage  
1966-1995**



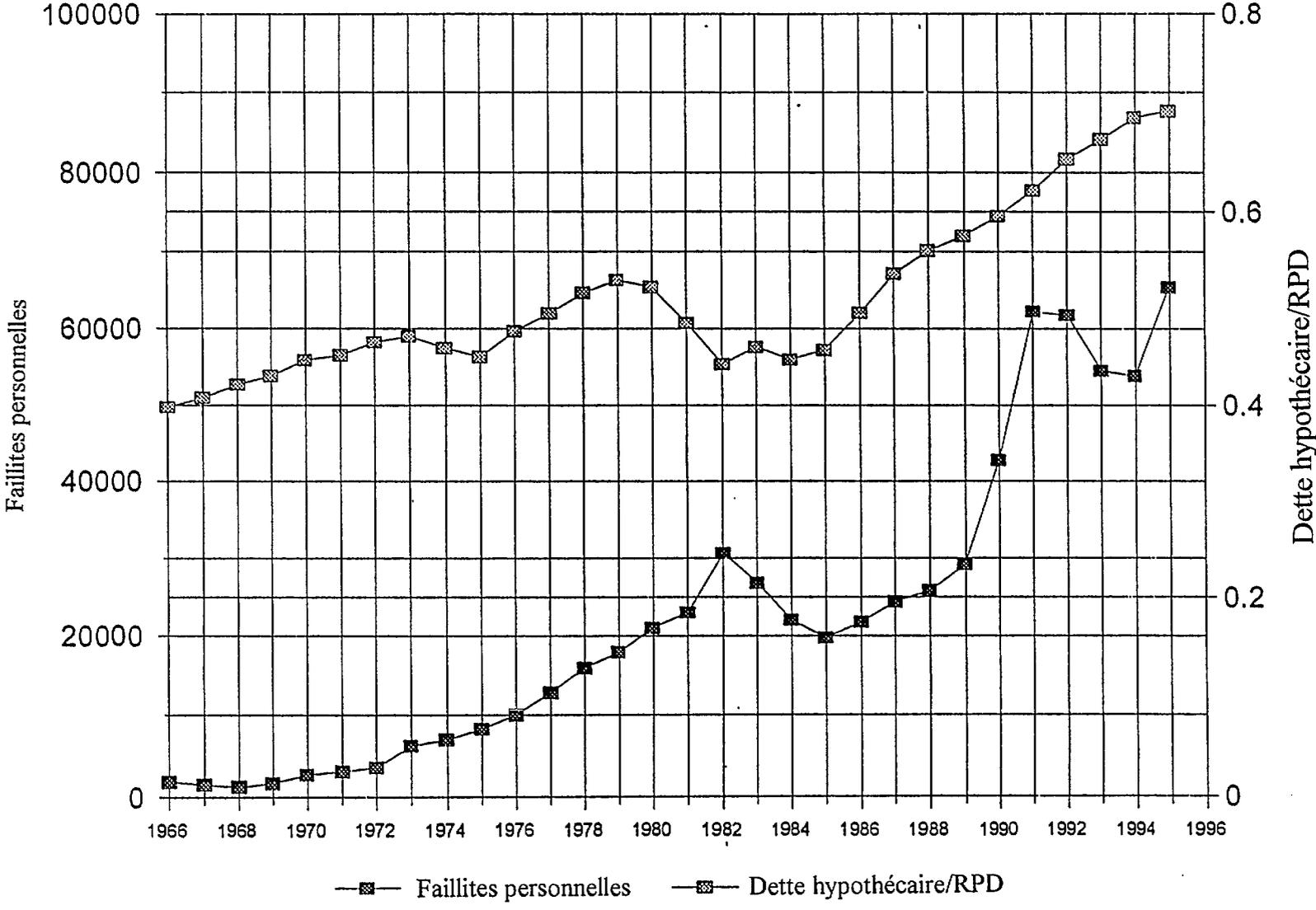
**FIGURE 3 : Faillites personnelles et Crédit à la consommation  
1966-1995**



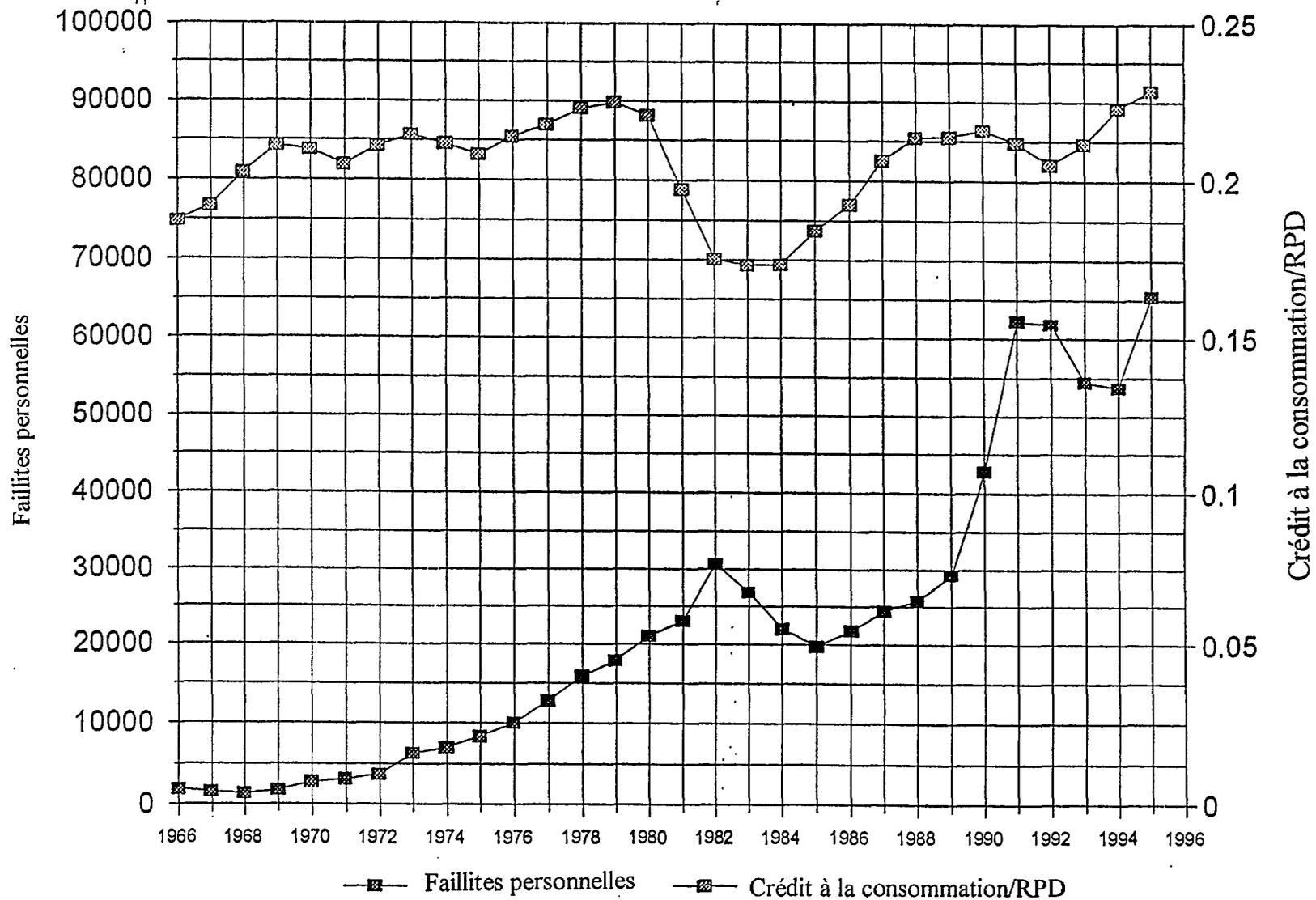
**FIGURE 4 : Faillites personnelles et Dette à la consommation totale/RPD 1966-1995**



**FIGURE 5 : Faillites personnelles et Dette hypothécaire/RPP 1966-1995**



**FIGURE 6 : Faillites personnelles et Crédit à la consommation RPD 1966-1995**



## Chapitre 4

### **Une comparaison de débiteurs ayant recours à un service de consultation en matière de crédit et de débiteurs sollicitant la protection de la loi de la faillite.**

Les chapitres 1 et 2 de la présente étude étaient consacrés à l'analyse des réponses de sondage des particuliers ayant sollicité la protection de la loi de la faillite au printemps de 1997 ou ayant envisagé d'y avoir recours. Leurs réponses nous ont permis de définir les caractéristiques de l'ensemble du groupe et ses attitudes à l'égard de la faillite. Mais une enquête sur la faillite qui ne comporterait qu'une analyse des débiteurs envisageant la faillite manquerait d'objectivité. Il est impératif d'intégrer à notre analyse certains débiteurs canadiens qui ont connu de grandes difficultés financières mais ont choisi d'autres recours que la faillite. Comme l'enquête ne comporte pas de données recueillies auprès de ces autres groupes de débiteurs, il convient tout au moins d'en faire état.

Bien que nos moyens ne nous aient pas permis d'enquêter auprès d'un échantillon tiré de la population dans son ensemble, il nous a tout de même été possible d'effectuer un sondage auprès d'un groupe important de débiteurs dont les membres, malgré une situation économique extrêmement difficile, ont choisi de ne pas avoir recours à la faillite. Il s'agit, en l'occurrence, d'un groupe de débiteurs s'étant prévalu de services de consultation en matière de crédit. Leurs réponses nous ont permis de comparer leur situation à celle des débiteurs ayant recours à la faillite et d'analyser les différences d'attitude des deux groupes à l'égard de la faillite.

Au printemps de 1997, nous avons choisi un certain nombre de bureaux de consultation en matière de crédit à travers le Canada et leur avons demandé de nous fournir des renseignements sur la situation de leurs clients. Ils ont accepté de faire remplir à leurs clients un questionnaire presque identique à celui qu'ont rempli les débiteurs ayant recours à la faillite. De plus, ils nous ont fait parvenir des copies des formulaires que leurs clients devaient normalement remplir avant d'entreprendre le processus de consultation. Cette démarche nous a permis de recueillir des renseignements sur à peu près 180 débiteurs en consultation.<sup>52</sup>

Ce chapitre contient une comparaison des données recueillies auprès des débiteurs ayant eu recours à un service de consultation en matière de crédit, - que nous appellerons assez fréquemment les «débiteurs en consultation» - et des données se rapportant aux personnes ayant recours à la faillite (chapitres 1 et 2). Comme l'échantillon de 180 répondants est plutôt restreint, il nous est impossible de reproduire les conditions d'analyse détaillée des données des chapitres 1 et 2. Une répartition par décile ne comporterait, par exemple, que 20 débiteurs par décile et ne serait pas très fiable au plan statistique.<sup>53</sup>

---

<sup>52</sup> Au moment d'écrire ces lignes, il nous était toujours impossible d'analyser les renseignements de 24 des 180 répondants puisque leurs réponses de sondage ne nous étaient pas parvenues à temps pour la première étape de codage.

<sup>53</sup> Le lecteur tiendra compte du fait que les répartitions statistiques de ce chapitre ne se rapportent qu'à un très petit nombre de répondants.

Les données financières recueillies par les conseillers en insolvabilité ne ressemblent guère à celles que l'on retrouve dans les Bilans statutaires déposés par les syndicats de faillite au nom des personnes ayant recours à la faillite. De plus, les renseignements recueillis auprès des divers services de consultation en matière de crédit varient selon la source de renseignement si bien qu'il nous manque d'importantes variables pour l'échantillon des débiteurs en consultation. Ainsi, nous ne savons pas si les débiteurs de cet échantillon ont travaillé à leur propre compte durant les cinq dernières années. Il nous manque également d'importantes données de variables en ce qui a trait à l'âge d'environ un quart des débiteurs en consultation.

Le chapitre se subdivise de la façon suivante. La première partie comporte une comparaison des données démographiques et des caractéristiques familiales des débiteurs en consultation et des débiteurs ayant recours à la faillite. La deuxième partie du chapitre comporte une analyse de la situation économique des deux groupes en ce qui a trait au revenu, à l'emploi, aux actifs et aux niveaux d'endettement. La troisième partie fait état des événements qui déclenchent l'insolvabilité et poussent les débiteurs à choisir la consultation en matière de crédit ou le recours à la faillite tandis que la quatrième partie du chapitre fait état des attitudes courantes à l'égard de la faillite. La cinquième partie du chapitre contient un modèle statistique multidimensionnel du recours à la consultation en matière de crédit et du recours à la faillite.<sup>54</sup>

### *Caractéristiques démographiques et familiales*

Le Tableau 26 montre une comparaison des données démographiques et familiales des débiteurs ayant recours à la faillite et des débiteurs ayant recours à un service de consultation en matière de crédit. Parce que notre échantillon n'a pas été tiré au hasard, il ne nous a pas été possible d'effectuer les tests statistiques mesurant la signification des différences entre les deux groupes. Nous indiquons le nombre de répondants dans chaque catégorie afin que le lecteur puisse tenir compte du petit nombre de répondants dans certaines catégories.

Les répondants ayant recours à la faillite étaient tous plus jeunes que les répondants ayant recours à la consultation. A peu près 32% des faillis potentiels avaient moins de 30 ans contre 20% des personnes en consultation, tandis que 13% des faillis potentiels avaient plus de 50 ans contre 15% des débiteurs en consultation. L'âge médian des faillis potentiels était de 34 ans contre 40 ans pour les débiteurs en consultation (n'apparaît pas au Tableau).

Près de 41% des personnes ayant recours à la faillite étaient des femmes contre 56% des débiteurs en consultation. Cette différence relative au sexe des débiteurs est l'une des plus importantes que révèle l'analyse comparée des deux échantillons de débiteurs. La répartition selon l'état matrimonial des deux groupes de débiteurs présente beaucoup de similitudes. Parmi les débiteurs ayant recours à la consultation, 37% étaient mariés, 27%

---

<sup>54</sup> Les renseignements se rapportant à la situation économique des deux groupes sont analysés en fonction d'un sous-ensemble de 130 débiteurs pour qui nous avons un bilan financier complet. Les événements déclencheurs et les attitudes courantes à l'égard de la faillite sont analysés en fonction de 156 répondants qui ont fourni tous les renseignements financiers requis.

étaient d'ex-mariés et 36% étaient célibataires tandis que les pourcentages correspondants des débiteurs ayant recours à la faillite étaient respectivement de 43, 29 et 28%. Les débiteurs en consultation étaient moins susceptibles que les faillis d'avoir des personnes à leur charge; 70% d'entre eux n'avaient aucune personne à leur charge contre 46% des faillis potentiels.

Plus de la moitié des faillis avaient fait des études post-secondaires et 28% d'entre eux détenaient un diplôme d'études post-secondaires quelconque. Parmi les débiteurs ayant recours à un service de consultation, 61% avaient fait des études post-secondaires et 31% détenaient un diplôme; 47% des faillis potentiels avaient complété ou non leurs études secondaires contre 39% des débiteurs en consultation. Enfin, 26% des débiteurs en consultation étaient des immigrants contre 15% des personnes envisageant le recours à la faillite.

La présence de 56% de femmes parmi les débiteurs en consultation et de 41% de femmes parmi les faillis potentiels constitue l'écart démographique le plus grand entre les deux groupes de débiteurs. Les faillis potentiels étaient, dans l'ensemble, moins âgés et moins instruits. Il est cependant difficile de mesurer la signification de telles différences compte tenu de la taille réduite de l'échantillon de débiteurs en consultation.

### *La situation économique*

Le Tableau 27 rassemble les données permettant de mesurer la situation économique des deux groupes. Les renseignements se rapportant aux personnes envisageant une déclaration en faillite sont tirés, en grande partie, du premier chapitre.

#### *Le revenu*

Le revenu médian des débiteurs en consultation qui ont fourni des renseignements à cet égard se chiffrait à 25 000\$, un montant presque identique au 24 000\$ des faillis potentiels (Tableau 27).<sup>55</sup> Le revenu médian mensuel des débiteurs en consultation était, selon les renseignements fournis, de 1 362\$, ce qui constitue une somme quasi identique aux 1 400\$ par mois des faillis potentiels. Comme nous l'avons démontré dans le chapitre premier, ces montants constituent des niveaux de revenu très faibles.

Malgré des similitudes en ce qui concerne le niveau de revenu des deux groupes, nous constatons que la situation économique des débiteurs en consultation était meilleure parce que ces derniers affichaient des niveaux de dépense mensuels moindres. Le niveau médian de dépenses mensuelles des débiteurs en consultation était de 1 083\$ contre 1 460\$ pour les faillis potentiels. Cette différence constitue une donnée importante car elle laisse entendre que les débiteurs en consultation avaient un certain montant de revenu à consacrer au remboursement de leurs dettes, contrairement aux faillis potentiels. Plus de la moitié des

---

<sup>55</sup> Comme ce fut le cas parmi les faillis potentiels, plusieurs répondants n'ont pas répondu à la question de sondage sur les revenus familiaux. À peu près 18% des débiteurs en consultation n'ont pas répondu à cette question (ou avaient été incapables d'en déterminer le montant exact) comparativement aux 22% de non-réponses parmi les faillis potentiels.

débiteurs en consultation (55%) affichaient un excédent de revenus mensuels de 100\$ et 40% d'entre eux affichaient un excédent de revenu de 200\$ (n'apparaît pas au Tableau).

Le taux de participation à la population active parmi les personnes sollicitant une protection à l'égard de leurs créanciers atteignait les 85%, un pourcentage assez élevé, tandis que le taux de participation des débiteurs en consultation était de 78%. Cependant, le taux de chômage parmi les faillis potentiels était de 25% contre 10% parmi les débiteurs en consultation (12 des 121 répondants faisant partie de la population active).

À peu près 40% des débiteurs en consultation (53 sur 130) avaient reçu des prestations d'assurance-emploi ou de l'aide sociale durant les deux années précédant leurs recours, ce qui ressemble, grosso modo, au pourcentage correspondant de bénéficiaires parmi les faillis potentiels (45%). En prenant en considération tous les types de transferts gouvernementaux, les pourcentages de bénéficiaires étaient de 54% parmi les débiteurs en consultation contre 57% parmi les faillis potentiels.

En résumé, la situation économique des personnes ayant eu recours à un service de consultation en matière de crédit semble avoir été meilleure que celle des personnes sollicitant une protection légale en vertu de la loi de la faillite. Les deux groupes étaient économiquement faibles et les répondants des deux groupes avaient reçu des transferts gouvernementaux. Nous constatons néanmoins que les dépenses mensuelles des personnes ayant eu recours à un conseiller en insolvabilité étaient moins élevées que leurs revenus mensuels si bien qu'ils semblaient être en mesure de consacrer une certaine somme au remboursement de leurs dettes. Enfin, le taux de chômage était beaucoup plus élevé parmi les faillis potentiels bien que l'interprétation de cette donnée soit difficile en raison de la petite taille des échantillons.

### *Passif*

La différence la plus saisissante entre les deux groupes concerne leurs niveaux d'endettement respectifs. Les personnes envisageant un recours à la loi de la faillite affichaient un montant total médian de dettes de 26 016\$ contre seulement 10 543\$ de dettes pour les débiteurs ayant recours à un spécialiste en crédit (Tableau 27).

Le niveau d'actif des deux groupes était assez faible. Les faillis affichaient un niveau médian d'actif de 3 000\$ contre 1 500\$ pour les débiteurs en consultation. Cependant, le nombre médian de dettes de ces derniers était de 5 contre un nombre médian de 7 dettes pour les faillis potentiels (n'apparaît pas au Tableau).

L'ensemble de ces données et de celles qui font état d'une grande similitude des niveaux de revenus des deux groupes laisse entendre que la situation financière des faillis était beaucoup plus difficile que celle des personnes ayant recours à un service de consultation en matière de crédit. Le niveau médian du ratio dettes/revenus était de 0.54 pour les débiteurs en consultation contre 1.36 pour les personnes sollicitant une protection légale à l'endroit de leurs créanciers (Tableau 27).

Le fait d'afficher un niveau de dette correspondant à 50% du revenu annuel constitue certes un obstacle financier majeur, surtout si l'on dispose d'un niveau de revenu très faible semblable à celui des répondants ayant recours à la consultation en matière de crédit. Néanmoins, nous savons que plusieurs d'entre eux disposaient d'un excédent de revenu laissant entrevoir une possibilité de remboursement de dettes.

La taille réduite de l'échantillon des débiteurs en consultation complique l'analyse de la composition de leur passif. Ainsi, il est difficile d'interpréter les données se rapportant aux genres de dette puisque seulement 16 des 130 débiteurs en consultation avaient une hypothèque, 16 d'entre eux avaient un prêt automobile, 22 d'entre eux avaient un prêt étudiant, 26 répondants devaient de l'argent à Revenu Canada et 15 répondants devaient de l'argent à une autre entité gouvernementale. Toute comparaison avec les données correspondantes de l'échantillon de faillis est faussée par le nombre restreint de répondants.

Cependant, si on s'en réfère aux sources d'endettement, il nous est possible d'obtenir des tailles d'échantillon plus importantes qui se prêtent mieux à l'analyse. Le Tableau 28 indique le nombre de répondants qui avaient obtenu du crédit de sources diverses et le montant de dettes contractées auprès de chacun des types de créancier. Nous constatons que le niveau d'endettement des débiteurs en consultation était moins élevé et qu'une part plus importante de ces dettes résultait de l'utilisation de cartes de crédit ou de l'obtention de crédit auprès de détaillants. Les débiteurs en consultation étaient beaucoup moins nombreux à devoir de l'argent à une banque, à une institution financière non-bancaire ou au gouvernement et s'ils en devaient, les montants étaient moins élevés. Cependant, les débiteurs en consultation étaient plus nombreux à devoir un montant quelconque à une compagnie de carte de crédit ou à un détaillant.

Les débiteurs en consultation étaient-ils moins enclins à se soustraire à leurs obligations financières que les faillis? On ne sait trop. Les données indiquent cependant que la situation financière des personnes ayant recours à la consultation était beaucoup moins précaire que celle des personnes ayant recours à la faillite.

### *Causes du recours à la faillite ou à un service de consultation en matière de crédit*

Dans notre questionnaire, nous avons demandé à tous les répondants de nous signaler l'évènement ou la dette qui avait suscité leur recours à la demande en faillite ou à la consultation en matière de crédit. Nous leur avons également demandé d'évaluer l'importance relative d'un certain nombre de facteurs eu égard à leur décision.

### *Dettes ou évènements déclencheurs*

Le Tableau 29 contient les réponses des personnes demandant un recours à la faillite ou à la consultation en matière de crédit à la question suivante: «Pouvez-vous nous signaler certains évènements ou certaines dettes qui ont suscité votre décision d'avoir recours à la faillite (ou à un service de gestion du crédit)?» Les débiteurs ayant recours à un conseiller en matière de crédit et les personnes ayant décidé d'avoir recours à la faillite ont répondu de façons très différentes. Les faillis potentiels étaient beaucoup plus susceptibles de citer

un évènement déclencheur grave tel la perte d'emploi, les problèmes personnels (problèmes conjugaux, maladie, décès). Les débiteurs en consultation quant à eux, signalaient que des évènements reliés au remboursement de leurs dettes, tel le harcèlement de la part de certains créanciers, les avaient poussés à prendre une décision. Nous constatons qu'en plus d'afficher un bilan financier nettement plus défavorable, les faillis potentiels avaient des problèmes plus graves à surmonter que les personnes ayant recours à la consultation en matière de crédit.

#### *Importance relative d'un certain nombre de facteurs entraînant des difficultés financières*

Nous avons demandé aux répondants des deux échantillons de signaler, sur une échelle de cinq points, l'importance relative d'un certain nombre de facteurs qui pourraient avoir causé leurs difficultés financières. Ces facteurs étaient :

- pas assez de travail
- un changement d'état matrimonial
- trop d'emprunts, surutilisation des cartes de crédit
- une gestion de budget médiocre ou inexistante
- des problèmes reliés à l'exploitation d'une petite entreprise
- une perte d'emploi

Le Tableau 30 contient la comparaison des réponses des débiteurs en consultation et des faillis. Une minorité importante de répondants des deux groupes ont signifié que les problèmes reliés à l'emploi (manque de travail, perte d'emploi) constituaient des facteurs très importants eu égard à leurs difficultés financières. Le facteur « pas assez de travail » a été jugé « très important » par 43% des personnes sollicitant la protection de la faillite et par 35% des personnes ayant recours à la consultation en matière de crédit. Le facteur «perte d'emploi» a été classé «très important» par 32% de faillis et 36% de débiteurs en consultation.

La seule différence de marque entre les deux groupes concerne le facteur «trop d'emprunts, surutilisation des cartes de crédit» qui a été coté «très important» par 52% des débiteurs en consultation et par 36% des faillis potentiels. Malgré l'importance accordée à ce facteur par les faillis, il semble bien que les débiteurs en consultation aient trouvé plus importants encore les problèmes relatifs à l'accumulation de dettes. N'oublions pas toutefois que la taille restreinte de l'échantillon des débiteurs en consultation rend toute comparaison quelque peu aléatoire.

#### *Attitudes à l'égard de la faillite*

Comme il en a déjà été question, il existe un préjugé à l'effet que, parmi les débiteurs présentant à peu près le même bilan financier, certains abandonnent plus facilement que les autres. Bien que nous n'ayons pas de données pour le confirmer, il se peut fort bien que les différences en ce qui a trait au recours choisi relève effectivement d'attitudes différentes à l'égard de la faillite. Les personnes qui estiment que la faillite constitue un signe d'échec personnel ou que leur mise en faillite est très mal perçue par les autres sont, évidemment,

plus susceptibles d'avoir recours à un service de consultation en matière de crédit.

Le Tableau 31 fait voir une comparaison des réponses des deux groupes de répondants à un ensemble de cinq questions se rapportant aux attitudes à l'égard de la faillite. Nous avons demandé à chaque répondant de classer en fonction d'une échelle de 1 à 5 les affirmations suivantes:

- La faillite est une décision financière comme tout autre
- La faillite est une façon de surmonter les infortunes du passé et de recommencer.
- La faillite est le signe d'un échec personnel
- La faillite est une chose négative aux yeux des autres
- La faillite est plus acceptable qu'elle ne l'était il y a dix ans

Les personnes qui envisageaient la faillite avaient une attitude moins défavorable envers la faillite que les personnes ayant recours à un service de consultation en matière de crédit. Les personnes envisageant de déclarer faillite étaient plus susceptibles que les débiteurs en consultation de considérer la faillite comme étant «une décision comme tout autre» (3.37 contre 3.17), de la considérer comme étant «une façon de surmonter les infortunes du passé et de recommencer» (3.72 contre 3.08), d'entériner l'affirmation selon laquelle «la faillite est plus acceptable qu'elle ne l'était il y a dix ans» (3.67 contre 3.49). Les personnes envisageant la faillite étaient moins susceptibles d'accepter l'affirmation «la faillite est signe d'un échec personnel» (2.64 contre 2.94) et l'affirmation «la faillite est une chose négative aux yeux des autres» (3.41 contre 3.67).

Les données qui confirment l'attitude plus favorable des personnes envisageant la faillite à l'égard de celle-ci sont intéressantes puisque nous aurions pu nous attendre à ce que les débiteurs en consultation aient une attitude tout aussi favorable (compte tenu de leurs propres ennuis financiers). Il ne nous est cependant pas possible de conclure que les personnes envisageant la faillite aient choisi la solution de facilité (si on les compare aux autres débiteurs comportant un bilan financier semblable).

Afin d'analyser cet aspect des différences et d'autres encore, nous aurons maintenant recours à un modèle multidimensionnel.

### ***Modèle multidimensionnel de la faillite et de la consultation en matière de crédit***

Jusqu'à présent, nous avons procédé à une analyse comparative en fonction d'un modèle bidimensionnel afin de circonscrire les ressemblances et les dissemblances entre les deux groupes. Bien qu'étant fort utile à bien des égards, les analyses bidimensionnelles ont pour tort de biaiser les conclusions quand les tierces variables ne sont pas constantes lors de l'analyse comparée des deux principales variables.

À titre d'exemple, revoyons les données qui confirment que les faillis potentiels ont une attitude moins défavorable à l'égard de la faillite que les débiteurs en consultation. Nous savons également que l'échantillon des personnes envisageant de déclarer faillite comportait beaucoup plus d'hommes que l'échantillon des débiteurs en consultation. S'il se vérifiait que

les hommes de l'échantillon avaient une attitude moins défavorable que les femmes à l'égard de la faillite, nous pourrions conclure, en fonction d'un modèle bidimensionnel, que la différence entre les deux groupes à l'égard de la faillite relève entièrement des différences de sexe plutôt que de l'appartenance à l'un des deux groupes distincts de débiteurs.

Notre modèle rassemble les réponses des deux échantillons pour créer un ensemble de données se rapportant aux 899 débiteurs qui envisagent le recours à la faillite et aux 83 débiteurs ayant eu recours à un service de consultation en matière de crédit.<sup>56</sup> Comme nous procédons à l'analyse d'un choix entre deux recours distincts - la faillite et la consultation en matière de crédit - nous employons une technique dite d'analyse de logit afin d'évaluer l'incidence de chaque variable sur la probabilité associée au choix de l'un ou de l'autre des deux recours.

Les variables associées au modèle sont celles dont il a déjà été question (c'est-à-dire le sexe, l'âge, l'état matrimonial, le passif total et l'actif total). De plus, nous combinons les réponses aux cinq questions se rapportant aux attitudes à l'égard de la faillite au sein d'une seule et même variable. Nous avons réencodé chacune des questions afin que l'attitude la plus favorable envers la faillite comporte 5 points et l'attitude la plus défavorable, 1 point. Nous obtenons ainsi une échelle de 25 points qui accorde aux environs de 25 points aux attitudes les plus favorables à l'endroit de la faillite et plus près de 5 points aux attitudes les plus défavorables. Pour l'échantillon combiné des faillis potentiels et des débiteurs en consultation, la moyenne pour cette variable était de 16.5 et comportait un écart-type de 3.6.

La deuxième colonne du Tableau 32 contient les estimés de coefficient du modèle. Ces coefficients ne sont cependant pas faciles à interpréter sans réaménagements des données. Nous ajoutons donc deux autres estimés numériques, basés sur les estimés de coefficient, de l'incidence de chaque variable sur la probabilité reliée au choix de l'un ou l'autre des recours énoncés.

Le premier estimé, appelé  $\Delta p$  («delta P»), est utilisé quand la variable sous analyse ne comporte que deux valeurs, 0 et 1. Par exemple, la variable homme comporte la valeur 1 pour les hommes et la valeur 0 pour les femmes. La variable célibataire comporte une valeur 1 pour ceux qui sont célibataires et 0 pour ceux qui ne le sont pas. La valeur  $\Delta p$  indique la différence en pourcentage se rapportant à la probabilité de choisir l'un ou l'autre des recours (faillite, consultation-crédit) entre ceux qui présentent une valeur de 1 et ceux qui présentent une valeur de 0. Par exemple, le  $\Delta p$  de la variable «homme» du Tableau 32 est de 5.8. Cela signifie qu'après les ajustements effectués en fonction des autres variables, les hommes ne sont que 5.8% plus susceptibles que les femmes de choisir la faillite plutôt que le recours à la consultation.

Le deuxième estimé repose sur les coefficients de logit et s'appelle élasticité (comme

---

<sup>56</sup> Ces chiffres diffèrent de ceux qui furent employés dans les Tableaux précédents parce que les modèles multidimensionnels requièrent que tous les dossiers se rapportant à toutes les variables soient complets avant d'être utilisés dans le modèle. Certains dossiers ont été omis parce qu'ils ne contenaient pas des renseignements sur les variables d'attitudes ou sur la date de naissance.

l'indique la lettre grecque  $\epsilon$ ). Les élasticités sont utilisées quand la variable impliquée a une valeur constante comme c'est le cas pour la valeur en dollars (total du passif ou de l'actif) et l'échelle d'attitudes à 25 points.<sup>57</sup> L'élasticité indique le changement en pourcentage de la probabilité d'un recours à la faillite prévue en fonction d'une modification de 1% de la valeur de la variable impliquée. Par exemple, une augmentation de 1% du total du passif devrait entraîner une augmentation de 0.06% de la probabilité d'avoir recours à la faillite, si la constance des autres variables est maintenue. Une telle élasticité (0.06) est de valeur minimale.

Le Tableau 32 indique qu'en général, les comparaisons bidimensionnelles demeurent pertinentes même quand la constance des autres variables est maintenue. Les répondants sont plus susceptibles d'appartenir au groupe de ceux déclarant faillite s'ils sont des hommes, ont moins de trente ans ou ont des personnes à leur charge. Plus la dette des répondants est importante (et le niveau de l'actif est bas), plus ils sont susceptibles de déclarer faillite. Enfin, les personnes qui ont une attitude plus favorable à l'égard de la faillite sont plus susceptibles d'y avoir recours. Comme nous le voyons les résultats émanant de l'utilisation d'un modèle multidimensionnel ressemblent en tout point aux résultats d'une analyse bidimensionnelle.

Ce résultat est encore plus probant quand on l'évalue en fonction de la variable des attitudes. Ceux qui présentent des scores plus élevés (indiquant une attitude plus favorable à l'endroit de la faillite) sont plus susceptibles d'appartenir au groupe qui a décidé d'avoir recours à la faillite et cela même quand on maintient la constance des autres variables. En somme, la différence bidimensionnelle des attitudes ne résulte pas des différences se rapportant au sexe des individus ou à la taille de leur passif ou de leur actif.

### *Résumé*

L'utilisation d'un petit échantillon de débiteurs ayant eu recours à un service de consultation en matière de crédit nous a permis de comparer les débiteurs sollicitant la protection de la loi de la faillite à d'autres débiteurs qui ont choisi un autre moyen de gérer leurs problèmes d'endettement. Les deux résultats d'enquête les plus probants sont:

- La situation économique des personnes ayant recours à la faillite est beaucoup plus difficile que celle des personnes ayant recours à la consultation en matière de crédit.
- Les débiteurs envisageant le recours à la faillite avaient une attitude beaucoup plus favorable à l'égard de la faillite que les débiteurs en consultation.

Les dettes des débiteurs en consultation en matière de crédit étaient de beaucoup inférieures aux dettes des faillis potentiels. Le niveau médian de dettes des débiteurs en consultation était d'à peu près 10 500\$ contre 23 000\$ pour les faillis potentiels. Les deux

---

<sup>57</sup> Les valeurs en dollars et l'échelle de 25 points ne sont pas constantes au sens strict du terme. On peut malgré tout avoir recours aux élasticités quand la variable impliquée comporte un certain nombre de valeurs échelonnées de façon à ce que les valeurs les plus élevées puissent signifier des valeurs numériques plus élevées. Ainsi il en va des variables-dollars mais non des variables sexe 0-1.

groupes avaient des niveaux de revenus peu élevés. Ainsi, le rapport dettes/revenus des faillis potentiels était beaucoup plus élevé que celui des débiteurs en consultation (médian du ratio dettes/revenus de 0.54 pour les débiteurs en consultation contre 1.36 pour les faillis potentiels).

Les deux sondages contenaient cinq questions sur les attitudes à l'égard de la faillite. Règle générale, les attitudes à l'intérieur du groupe de faillis potentiels ne variaient pas selon l'âge, le sexe, et la taille du passif ou de l'actif des répondants. Cependant, quand nous avons comparé les deux échantillons, nous avons constaté que les personnes demandant le recours à la faillite avaient une attitude plus favorable à l'égard de la faillite que les débiteurs en consultation. Par exemple, les personnes qui envisageaient de recourir à la faillite étaient plus susceptibles que les débiteurs en consultation d'envisager la faillite comme étant «une décision financière comme tout autre» ou comme «une façon de surmonter les infortunes du passé et de recommencer» ou encore comme étant une solution «plus acceptable qu'elle ne l'était il y a dix ans». Cette différence s'est maintenue dans un modèle multidimensionnel comportant une constance des autres variables.

Tableau 26

Une comparaison des *caractéristiques démographiques* des débiteurs sollicitant la protection de la loi de la faillite et des débiteurs ayant recours à un service de consultation en matière de crédit

	<i>Faillis potentiels</i>		<i>Débiteurs en consultation</i>	
	Pourcentage	Taille de l'échantillon	Pourcentage	Taille de l'échantillon
<i>Âge</i>				
30 ans et moins	31.9	325	20.2	19
Entre 30 et 50 ans	55.4	564	64.9	61
50 ans et plus	12.7	129	14.9	14
<i>Sexe</i>				
Hommes	57.7	587	41.8	64
Femmes	40.6	413	56.2	86
Époux/Épouse	1.8	18	2.0	3
<i>État matrimonial</i>				
Mariés	42.6	434	36.8	39
Ex-mariés	29.4	299	27.4	29
Célibataires	28.0	285	35.8	38
<i>Scolarité</i>				
École secondaire ou moins	47.2	474	38.7	60
Postsecondaire partiel	24.9	250	30.3	47
Postsecondaire diplôme	28.0	281	31.0	48
<i>Nombre de personne à charge</i>				
Aucune	46.5	473	70.0	91
Une	17.2	175	12.3	16
Deux	18.7	190	4.6	6
Plus de deux	17.7	180	13.1	17
<i>Immigration</i>				
Immigrant	14.7	148	26.3	41
Né au Canada	85.3	862	73.7	115

**Tableau 27**

**Un comparaison de la *situation économique* des débiteurs sollicitant la protection de la loi de la faillite et des débiteurs ayant recours à un service de consultation en matière de crédit**

<i>Indicateurs du revenu</i>	<i>Faillis potentiels</i>		<i>Débiteurs en consultation</i>	
	<i>Médiane</i>	<i>Taille de l'échantillon</i>	<i>Médiane</i>	<i>Taille de l'échantillon</i>
Total Annuel				
Revenu du ménage	24 000\$	793	25 000\$	128
Revenu total mensuel	1 400\$	1018	1 362\$	130
Dépenses totales mensuelles	1 460\$	1018	1 083\$	130
Différence entre les revenus et les dépenses mensuelles	0\$	1018	117\$	130
<i>Situation d'emploi</i>	<i>Pourcentage</i>		<i>Pourcentage</i>	
Inactifs	15.4	157	22.4	35
Dans la population active	84.6	867	77.6	121
Travaille	63.5	646	69.9	109
Ne travaille pas	21.1	215	7.7	12
Taux de chômage	25.0		9.9	
<i>Transferts gouvernementaux</i>	<i>Pourcentage</i>		<i>Percentage</i>	
Assurance-chômage ou aide sociale (Pourcentage)	45	1018	40.1	130
Tout transfert (Pourcentage)	57	1018	53.8	130
<i>Indicateurs de l'endettement</i>	<i>Médiane</i>		<i>Médiane</i>	
Total de passif (médiane)	26 016\$	1018	10 543\$	130
Total de l'actif (médiane)	3 000\$	1018	1 500\$	130
Rapport dette / revenu (médiane)	1.36	784	0.54	104

**Tableau 28**

**Une comparaison des types de créanciers pour les débiteurs sollicitant la protection de la loi de la faillite  
et pour les débiteurs ayant recours à un service de consultation en matière de crédit**

	<i>Faillits potentiels</i>			<i>Débiteurs en consultation</i>		
	Pourcentage ayant au moins une dette	Médiane des valeurs signalées	Taille de l'échantillon	Pourcentage ayant au moins une dette	Médiane des valeurs signalées	Taille de l'échantillon
Banques	53.7	14 200\$	553	36.9	7 000\$	48
Autres institutions financières	59.3	8 065\$	581	40.8	7 000\$	63
Gouvernement	69.7	6 000\$	613	33.8	5 200\$	44
Compagnies de cartes de crédit	68.8	3 547\$	697	72.3	3 343\$	94
Détaillants	59.4	1 600\$	594	63.8	2 436\$	83
Autres	54.0	2 000\$	518	27.7	900\$	36

**Tableau 29**

*Les événements ou dettes qui ont déclenché le recours à la faillite ou à la consultation en matière de crédit*

<i>Déclencheur (événement ou dette)</i>	<i>Faillis potentiels</i>		<i>Débiteurs en consultation</i>	
	<i>Nombre de réponse</i>	<i>Pourcentage du total</i>	<i>Nombre de réponses</i>	<i>Pourcentage du total</i>
Perte d'emploi ou diminution des revenus	277	18.8	19	9.0
Problèmes personnels	161	10.9	16	7.5
Circonstances entourant le remboursement des dettes	90	6.1	42	19.8
Défaut de remboursement des prêts	96	6.5	34	16.0
Cartes de crédit	86	18.8	25	11.8
Aucun événement ou dette en particulier ou «aucune réponse»	164	11.1	18	8.5
Dettes envers le gouvernement	166	11.3	9	4.2
Échec d'une petite entreprise	60	4.1	2	1.0
Tous les autres événements et dettes	384	25.9	58	27.4
Nombre total des événements et dettes signalés	1 484	100.0	212	100.0

**Tableau 30**

**Un comparaison des faillis potentiels et des débiteurs en consultations eu égard à l'importance relative de certains facteurs de dépérissement de leur situation économique**

	<i>Pas important du tout</i>		<i>Très important</i>	
	Faillis potentiels	Débiteurs en consultation	Faillis potentiels	Débiteurs en consultation
Le manque de travail	24	37	43	35
Modification de l'état matrimonial	58	66	17	21
Trop d'emprunts ou surutilisation des cartes de crédit	18	13	36	52
Administration médiocre ou inexistante du budget	22	13	20	31
Problèmes reliés à l'exploitation d'une petite entreprise	62	76	14	12
Perte d'emploi	43	50	32	36

**Tableau 31**

**Comparaison des attitudes à l'égard de la faillite des débiteurs  
envisageant de déclarer faillite et des débiteurs ayant recours à la  
consultation en matière de crédit**

	<i>Faillis Potentiels</i>	<i>Débiteurs en consultation</i>
Moyenne des résultats selon une échelle allant du 1=«désaccord total» au 5=«accord total»		
La faillite est une décision financière comme les autres	3.37	3.17
La faillite est une façon de surmonter les infortunes du passé et de recommencer	3.72	3.08
La faillite est signe d'un échec personnel	2.64	2.94
La faillite est une chose négative aux yeux des autres	3.41	3.67
La faillite est plus acceptable qu'elle ne l'était il y a 10 ans	3.67	3.49

Tableau 32

**Modèles multidimensionnels (de logit) d'un échantillon combiné de débiteurs envisageant le recours à la faillite et de débiteurs ayant recours à un service de consultation en matière de faillite**

<i>Variables indépendantes</i>	<i>Coefficient logit</i>	<i>ΔP ou ε</i>
Attitudes à l'égard de la faillite (échelle de 25 points)	0.096	ε = 0.13
Total de passif (000\$)	0.038	ε = 0.18
Total de l'actif (000\$)	-0.029	ε = -0.07
Sexe (Homme=1)	1.228	ΔP = 5.8
Âgé de moins de 30 ans (oui=1)	1.164	ΔP = 5.7
Âgé de plus de 50 ans (oui=1)	0.390	ΔP = 2.6
Marié (oui=1)	-0.155	ΔP = -1.3
Célibataire (oui=1)	-0.917	ΔP = -10.3
Nombre de personnes à charge	0.457	ε = 0.04
Diplôme d'études postsecondaire (oui=1)	0.204	ΔP = 1.4
Inactif (oui=1)	0.147	ΔP = 1.1
Sans emploi (oui=1)	0.649	ΔP = 3.8
Prestations d'assurance-chômage ou de l'aide sociale (oui=1)	0.415	ΔP = 2.7
Revenu mensuel (000\$)	-0.4	ε = -0.06
Dépenses mensuelles (000\$)	-0.36	ε = -0.05

## Chapitre 5

### Problèmes d'interprétation des données de sondage

Un rapport présenté séparément par COMPAS inc. fait état des méthodes de sondage utilisées pour la collecte des données auprès des débiteurs sollicitant la protection de la loi de la faillite et contient une analyse des statistiques sommaires tirés du sondage effectué auprès des faillis potentiels. Bien que la plupart des variables du sondage aient fait l'objet d'une analyse dans le présent rapport, le rapport COMPAS présente les statistiques sommaires se rapportant à toutes les questions de l'enquête.

Dans ce chapitre, nous ferons état de deux problèmes d'interprétation de nos résultats :

- L'incidence sur le testing statistique de l'absence d'un échantillon aléatoire tiré parmi les faillis potentiels ou parmi les débiteurs en consultation ayant fait l'objet des sondages.
- La pertinence et l'incidence d'une pondération des résultats.

#### *Tests statistiques*

Comme il en a été question dans l'introduction, nous avons très tôt décidé qu'il ne serait pas opportun d'enquêter auprès d'un échantillon aléatoire de l'ensemble des personnes ayant sollicité la protection de la loi de la faillite en 1997. Les renseignements pertinents n'étaient pas disponibles pour une proportion importante des personnes déclarant faillite et, advenant qu'elles l'aient été, il y a fort à parier que les répondants auraient eu du mal à se remémorer les détails de leur situation financière si longtemps après avoir rempli leur bilan statutaire, ou auraient été peu enclins à le faire.

Une des conséquences de l'absence d'un échantillon aléatoire est l'impossibilité d'effectuer les tests statistiques qui auraient été indiqués en fonction d'une autre méthode. Ainsi, dans le Chapitre 2, nous comparons les travailleurs autonomes aux travailleurs salariés. Nous pourrions nous demander si les différences constatées relèvent de différences reliées à l'ensemble des personnes sollicitant la protection de la faillite ou si elles relèvent uniquement des différences au sein de notre groupe de 1,018 faillis potentiels.

En principe, nous aurions pu répondre à cette question en vérifiant à l'aide d'un test l'hypothèse selon laquelle la moyenne de la population des travailleurs autonomes est égale à la moyenne de la population des travailleurs salariés. Le but de ce test aurait été de vérifier dans quelle mesure nous aurions été susceptibles d'obtenir la différence constatée dans un échantillon aléatoire s'il n'y avait pas, en fait, de différence entre les deux populations. Mais comme nous ne disposons pas d'un échantillon aléatoire, il nous est impossible d'effectuer un tel test.

Il y a cependant tout lieu de croire que notre échantillon est représentatif des populations

sous-jacentes. Nous ferons donc état de certains critères permettant d'interpréter la différence comme si les échantillons avaient été tirés aléatoirement.

Le premier chapitre contient une comparaison de l'échantillon entier des faillis potentiels et de l'échantillon analysé par Brighton et Connidis en 1984. Si les deux échantillons avaient été tirés au hasard de leurs populations sous-jacentes, l'augmentation de leurs effectifs aurait permis de déceler des différences assez subtiles. Le sondage de 1997 comportait 1,018 répondants et celui de Brighton et Connidis en comportait 1,059.

Pour les variables relevant d'une proportion (variables sexe, âge, état matrimonial, participation à la population active) les différences de plus de 4.3 nous inciteraient à rejeter l'hypothèse selon laquelle les deux populations présentaient les mêmes proportions. Dans le Tableau 2 par exemple, il y a une différence de 20% entre la proportion de personnes célibataires dans l'échantillon de Brighton et Connidis (8%) et la proportion de célibataires dans l'échantillon de 1997 (28%). Si les échantillons avaient été tirés de façon aléatoire, une différence d'une telle ampleur aurait constitué la confirmation d'une différence bien réelle entre les deux populations de faillis. A l'inverse, le Tableau 1 donne des proportions de personnes âgées entre 30 et 49 ans de l'ordre de 52.5% pour l'échantillon de Brighton et Connidis et de 55.4% pour l'échantillon de 1997 ce qui constitue une différence minime de 2.9% jugée tout à fait insuffisante pour confirmer une différence entre les populations sous-jacentes.

Pour les variables de nature constante (telles les variables exprimées en dollars) la taille de différences statistiques distinctes dépend du degré de variation des valeurs que comportent les variables. Certaines variables telle la dette totale comportent une variation assez importante. D'autres, comme le nombre de personnes à charge, en présentent très peu. Ainsi, le Tableau 9 présente la dette totale moyenne des faillis de l'échantillon Brighton et Connidis et des répondants de l'échantillon 1997. La différence des dettes totales moyennes des deux échantillons est d'à peu près 11 000\$. Si nous faisons comme si les échantillons avaient été tirés de façon aléatoire, cette différence n'aurait aucune signification statistique au seuil de signification de 1% mais comporterait une signification au seuil de 5%. A l'inverse, la différence relative à l'endettement net moyen signalée dans le Tableau 9 est de plus de 20 000\$, une différence qui conserverait toute sa signification peu importe le seuil de signification.

Nous comparons dans le chapitre 2 un certain nombre des sous-groupes de débiteurs que comporte l'échantillon de 1997. Nous y comparons les répondants qui travaillaient à leur compte à ceux qui travaillaient à salaire, les hommes non-mariés aux femmes non-mariées, les débiteurs âgés de moins de 30 ans aux débiteurs âgés de plus de 30 ans.

Prenons la comparaison des hommes et des femmes non-mariés. Il faudrait une différence de proportions d'à peu près 8% pour que la différence soit jugée statistiquement significative au seuil de 5% et d'à peu près 10% pour qu'elle soit jugée significative au seuil de 1%. La comparaison des hommes et des femmes non-mariés comporte les échantillons les plus restreints (321 et 254 respectivement) si bien que les différences

(statistiquement significatives) des deux autres comparaisons sont de moindre importance.

La signification statistique des différences se rapportant aux variables constantes telles la dette totale ou le revenu annuel dépend de l'ampleur des variations de chaque variable. Ainsi, la dette totale moyenne des hommes non-mariés était de 45 801\$ et de 39 895\$ pour les femmes non-mariées, une différence de 5 906\$. Cette somme n'est pas statistiquement significative en raison de l'ampleur des variations rencontrées dans les deux variables impliquées.<sup>58</sup>

A l'inverse, le revenu moyen annuel avant impôts des hommes non-mariés était de 26 380\$ contre 19 654\$ pour le revenu annuel brut des femmes non-mariées. Cette différence de 6 729\$ est statistiquement significative parce que l'ampleur des variations du revenu annuel était beaucoup moindre que l'ampleur des variations du montant total des dettes.

Le chapitre 4 porte sur la comparaison de notre petit échantillon de débiteurs en consultation et de l'échantillon des faillis potentiels. Malgré le peu d'effectifs de l'échantillon des débiteurs en consultation (moins de 200 répondants), nous le comparons à l'échantillon entier des faillis potentiels (1,018 répondants). Ainsi, la taille des différences statistiquement significatives serait à peu près la même que pour les comparaisons entre hommes et femmes non-mariés.

Enfin, nous avons décidé de ne pas faire de compromis en matière de signification statistique. Comme notre échantillon n'a pas été tiré de façon aléatoire, nous n'avons pas effectué de test de signification statistique dans le présent rapport. D'autres statisticiens pourraient cependant être portés à adopter une attitude plus souple à cet égard, et comme il n'y a pas lieu de croire que nos résultats auraient été différents si nous avions fait usage d'échantillons aléatoires, ils auraient peut-être effectué ces tests statistiques.

### *Pondération*

Comme l'indique le rapport de COMPAS à la page 9, la proportion de répondants qui ont sollicité la protection de la loi de la faillite dans diverses provinces diffère des proportions de répondants ayant déposé une demande en faillite dans chacune des provinces.<sup>59</sup> Ainsi, 30% de toutes les demandes en faillites ont été déposés au Québec mais seulement 16% des répondants de notre échantillon avaient déposé leur demande en faillite au Québec. Environ 8% de toutes les demandes en faillite ont été déposées en Colombie-Britannique alors que 16% de nos répondants ont déposé leur demande dans cette province. En Ontario, la proportion de demandes en faillite émanant de la population et la proportion

---

<sup>58</sup> Prenez note que nous utilisons dans ce rapport des valeurs médianes plutôt que des moyennes à titre d'indicateurs de la tendance centrale parce que les données comportent des valeurs très importantes qui auraient pour effet de biaiser les moyennes. Cependant, l'utilisation de médianes rend encore plus problématique l'évolution des significations statistiques.

<sup>59</sup> Nous avons des renseignements obtenus du Bureau du Surintendant des Faillites se rapportant à plusieurs caractéristiques de l'ensemble des personnes ayant déposé une demande en faillite durant la période de temps que nous avons consacré à l'élaboration de notre échantillon.

des demandes émanant de notre échantillon étaient semblables.

Une des méthodes parfois utilisées dans de tels cas s'appelle la «pondération *ex post*». Selon ce procédé, nous pourrions accorder à chaque répondant québécois la valeur de deux répondants et accorder à chaque répondant de la Colombie-Britannique la valeur de 0.50 d'un répondant. Cependant, nous ne procédons à aucune pondération des résultats. La décision de pondérer les données ou de ne pas les pondérer relève de certains critères de décision dont il convient de faire état.

D'abord, il est nécessaire de nous demander si la pondération *ex post* nous permet de considérer que nos résultats s'appliquent à la population sous-jacente de faillis potentiels. Généralement, la pondération *ex post* ne permet pas d'inférer en fonction de la population. Certaines enquêtes font appel à des sous-ensembles d'échantillons surchargés afin d'obtenir les tailles d'échantillon désirées. Aux fins d'analyse des résultats de telles enquêtes, les poids d'échantillonnage sont utilisés afin de rendre possible l'inférence en fonction de la population. Les poids d'échantillonnage - qui relèvent de la probabilité qu'une personne sera choisie aléatoirement pour faire partie de l'échantillon - ne sont en rien semblables aux pondérations *post facto*.

Nous devons également nous demander si la taille relative des différents sous-groupes définis selon la province, l'âge ou le sexe à une quelconque incidence. Le Tableau 33 montre les moyennes provinciales se rapportant à certaines variables. Si des différences de tendance se manifestaient systématiquement dans toutes les provinces, et surtout au Québec et en Colombie-Britannique, il y aurait lieu de se demander si nos statistiques sommaires sont représentatives. Le Tableau 33 fait voir certaines différences (ce qui n'est pas étonnant) mais elles ne sont ni frappantes, ni constantes dans toutes les variables en question.

Nous avons effectué un autre type d'évaluation de la pertinence de la pondération *ex post*. Nous avons utilisé les pondérations du rapport COMPAS (p.9) afin de comparer (Tableau 34) les moyennes non-pondérées aux moyennes pondérées de certaines variables. Comme le démontre le Tableau 34, l'utilisation de pondérations ne change guère la moyenne d'ensemble de l'échantillon.

Somme toute, nous croyons qu'il n'est pas opportun d'avoir recours à la pondération *ex post* en ce qui concerne nos résultats. Mises à part les raisons théoriques qui en infirment l'utilité, l'analyse sommaire des données semble indiquer qu'il n'est pas urgent de procéder à une pondération par province malgré quelques différences (dans certaines provinces), entre notre échantillon et l'ensemble de la population, quant à la proportion de personnes déposant une demande en faillite.

**Tableau 33***Moyennes non-pondérées de certaines variables, par province*

	<i>Alta.</i>	<i>C.B.</i>	<i>Man.</i>	<i>T.N.</i>	<i>N.E.</i>	<i>Ont.</i>	<i>Qué.</i>	<i>Sask.</i>
Proportion ayant reçu des transferts gouvernementaux	0.60	0.63	0.61	0.68	0.56	0.53	0.59	0.37
Revenu total mensuel	1691\$	1592\$	1216\$	1650\$	1383\$	1609\$	1212\$	1886\$
Attitude à l'égard de la faillite	3.54	3.35	3.32	3.72	3.28	3.42	3.20	3.00
Revenu Annuel (000\$)	26.5\$	33.0\$	22.8\$	37.8\$	25.1\$	29.4\$	27.5\$	27.8\$
Total du passif (000\$)	41.7\$	50.7\$	28.5\$	65.9\$	56.8\$	71.0\$	46.3\$	51.7\$

### Tableau 34

#### *Moyennes pondérées et non-pondérées de certaines variables*

	<i>Moyenne non-pondérée</i>	<i>Moyenne pondérée</i>
Total du passif	55 048\$	55 481\$
Dette totale non-garantie	33 754\$	33 912\$
Total de l'actif	25 978\$	25 935\$
Dette bancaire	21 080\$	20 989\$
Dette envers le gouvernement	8 168\$	7 904\$
Dette de carte de crédit	3 905\$	3 723\$
Revenu mensuel total	1 535\$	1 482\$
Dépenses mensuelles totales	1 601\$	1 549\$
Semaines travaillées	33.6	33.6
Revenu annuel brut	28 622\$	28 305\$

## Références Bibliographiques

Betcherman, Gordon et Norm Leckie. 1997. "Youth Employment and Education Trends in the 1980s and 1990s." Ottawa. Canadian Policy Research Network.

Brighton, J.W. et J.A. Connidis. 1984. *Consumer Bankrupts in Canada*. Ottawa. Consumer and Corporate Affairs Canada.

Domowitz, Ian et Thomas L. Eovaldi. 1993. "The Impact of the Bankruptcy Reform Act of 1978 on Consumer Bankruptcy." *Journal of Law and Economics*. vol. 36, octobre, pp. 803-831.

Finnie, Ross et Saul Schwartz. 1996. *Student Loans in Canada*. Toronto. C.D. Howe Institute.

Murray, Alan P. 1997. "Debt and 'The' Consumer." *Business Economics*. avril, pp.41-45.

Pfeilsticker, Paul J. 1980. "Soaring Personal Bankruptcies: The Reality of the New Act." *Journal of Retail Banking*. vol. 2, no. 3. pp. 7-45.

Pineo, Peter, John Porter et Hugh McRoberts. 1977. "The 1971 Census and the Socioeconomic Classification of Occupations." *Canadian Review of Sociology and Anthropology*. vol. 14. no. 1. pp. 91-102.

Roberts, Lance W. et David R. Forde. 1994. "A Sociodemographic Profile of Consumer Bankrupts in Canada." Winnipeg. Sociometrix Inc.

Sullivan, Teresa A., Elizabeth Warren et Jay Lawrence Westbrook. 1986. *As We Forgive Our Debtors: Bankruptcy and Consumer Credit in America*. New York. Oxford University Press.

Ziegel, Jacob, Vaughn Black, Ronald C.C. Cuming, Elizabeth Edinger et Iain Ramsay. 1996. "Consumer Bankruptcies and Bill C-5: Five Academics Claim the Bill Turns the Problems on their Head." *National Insolvency Review*. vol. 13, no. 6. pp. 81-90.

QUEEN HG 3769 .C34 S314 1998  
Schwartz, Saul, 1951-  
Analyse empirique d'un écha

INDUSTRY CANADA/INDUSTRIE CANADA



128429