

**Documents de travail de la SRSA**

**Dans quelle mesure les  
programmes d'incitation financière  
destinés aux assistés sociaux  
ont-ils un "effet sur la demande" ?  
Données expérimentales relatives  
au Projet d'autosuffisance**

David Card

Philip K. Robins

Winston Lin

**SRSA**

Société de recherche  
sociale appliquée

---

275, rue Slater, Bureau 900

Ottawa (ON) K1P 5H9

(613) 237-4311

Août 1997

La Société de recherche sociale appliquée (SRSA) est un organisme sans but lucratif créé en 1992, avec l'aide de Développement des ressources humaines Canada, pour élaborer, mettre à l'essai sur le terrain et évaluer selon une méthodologie rigoureuse des programmes sociaux destinés à assurer le mieux-être de tous les Canadiens, et plus particulièrement des Canadiens défavorisés. La SRSA a pour mission de fournir aux décideurs et aux praticiens responsables de l'action gouvernementale des données fiables sur l'utilité de divers programmes du point de vue des budgets gouvernementaux, des participants aux programmes et de la société dans son ensemble. Dans l'accomplissement de sa mission, la SRSA évalue des programmes sociaux existants et met à l'essai des projets de programmes sociaux, à échelle et dans divers endroits, avant qu'ils ne soient incorporés à l'action gouvernementale et appliqués à plus grande échelle.

Autres rapports sur le Projet d'autosuffisance :

*Créer une solution de rechange à l'aide sociale : le point sur la première année du Projet d'autosuffisance — mise en oeuvre, impacts sur l'aide sociale et coûts.* Tod Mijanovich et David Long (Manpower Demonstration Research Corporation). Décembre 1995.

*La lutte pour l'autosuffisance : les participantes au Projet d'autosuffisance parlent du travail, de l'aide sociale et de leur avenir.* Wendy Bancroft et Sheila Currie Vernon (Société de recherche sociale appliquée). Décembre 1995.

*Les incitatifs financiers encouragent-ils les prestataires de l'aide sociale à travailler ? Conclusions découlant des dix-huit premiers mois du Projet d'autosuffisance.* David Card (Université Princeton) et Philip K. Robins (Université de Miami). Février 1996.

*Lorsque le travail est plus payant que l'assistance sociale : résumé des rapports sur la mise en oeuvre du PAS, les groupes de discussion et les impacts des 18 premiers mois.* Mars 1996.

Le Projet d'autosuffisance (PAS) est financé en vertu d'une entente de contribution avec Développement des ressources humaines Canada (DRHC). Les constatations et conclusions présentées dans le présent document de travail ne reflètent pas nécessairement les positions ni les politiques officielles de DRHC.

Copyright ©1997 Société de recherche sociale appliquée

The English version of this working paper is available on request.

## Sommaire

---

Remerciements	v
Introduction	1
L'expérience du Pas et l'évaluation de l'effet sur la demande	4
Renseignements généraux	4
L'expérience visant à mesurer l'effet sur la demande	5
Description de l'échantillon	7
Les participantes comprennent-elles le traitement ?	15
Impacts sur le recours prolongé et sur les résultats liés au marché du travail	20
Impacts fondamentaux sur les résultats liés à l'AR	20
Évolution des impacts avec le temps	28
Impacts sur le marché du travail	30
Variation des impacts entre les sous-groupes	33
Participantes au groupe programme "informées" et "non informées"	35
Résumé des impacts estimés	39
Comportement post-admissibilité	39
Choix d'un groupe de comparaison parmi les participantes à l'expérience prestataires	39
Avis d'admissibilité et déclenchement du supplément	41
Conclusions	42
Tableaux annexes	46
Références	51

## Tableaux et Figures

---

### Tableau

1	Description des caractéristiques de l'échantillon effet sur la demande à la date repère, et comparaison avec l'échantillon prestataires de la Colombie-Britannique et l'échantillon mères seules de la Colombie-Britannique d'après le recensement de 1991	8
2	Connaissance des règles du PAS et de l'AR	16
3a	Type d'aide au revenu des participantes au programme requérantes selon le groupe d'appartenance et les impacts estimés	24
3b	Résultats liés au marché du travail des participantes au programme requérantes selon le groupe d'appartenance et les impacts estimés	26
4	Tests de validité de la variation de l'impact du programme sur la probabilité de l'admissibilité au PAS et du recours à l'AR pendant le mois 11 pour tous les sous-groupes	34
5	Type d'aide au revenu et résultats liés au marché du travail des participantes au programme requérantes selon le groupe d'appartenance et les impacts estimés : ensemble de l'échantillon des répondantes au questionnaire de 12 mois et participantes au groupe programme informées ou non informées	37
6	Comparaison du taux de déclenchement du PAS chez les participantes au groupe programme admissibles de la démonstration effet sur la demande et chez les participantes au groupe programme de la démonstration prestataires de la Colombie-Britannique	43
A1	Recours à l'aide au revenu avant la répartition au hasard et situation à l'entrevue de 12 mois	46
A2	Type d'aide au revenu et résultats liés au marché du travail du programme requérantes selon le groupe d'appartenance et les impacts estimés, pour le sous-échantillon des personnes ayant reçu un seul chèque d'AR avant la répartition au hasard	47
A3	Répartition de la date de cessation du recours à l'aide au revenu (AR) et du pourcentage cumulatif excédentaire des membres du groupe programme qui continuent à toucher de l'AR	50

### Figure

1	Fraction de personnes touchant de l'aide au revenu : nouvelles requérantes de la démonstration effet sur la demande par opposition aux prestataires à long terme de la démonstration prestataires	13
2	Fraction de personnes n'ayant eu aucune interruption d'AR et fraction de personnes toujours admissibles au PAS : groupe programme par rapport au groupe témoin	22
3	Fraction de requérantes touchant des prestations d'AR au cours d'un mois donné	23
4	Gains mensuels moyens, échantillon requérantes	31
5	Heures de travail mensuelles moyennes, échantillon requérantes	31
6	Taux d'activité mensuel moyen, échantillon requérantes	32
7	Antécédents d'AR des requérantes admissibles au PAS, des prestataires admissibles au PAS et des prestataires admissibles au PAS qui n'ont pas touché d'AR les six ou sept mois précédant la nouvelle demande qui a permis d'établir leur admissibilité	40

## Remerciements

---

Conçu et financé par Développement des ressources humaines Canada, le Projet d'autosuffisance est géré par la Société de recherche sociale appliquée (SRSA). Nous tenons à remercier Gordon Berlin et John Greenwood, de la SRSA, Judith Gueron et Barbara Goldman, de la Manpower Demonstration Research Corporation (MDRC), ainsi que Scott Murray, Richard Veevers et Ann Brown, de Statistique Canada, pour leurs conseils et leur appui constants. Nous avons bénéficié également des connaissances et des informations qui nous ont été apportées par Wendy Bancroft, Tod Mijanovich, Irene Robling et Sheila Currie Vernon. Bien d'autres personnes ont aussi contribué de façon importante à cette recherche, dont Andrew Harrison, Greg Hoerz, David Long, Susanna Lui-Gurr, Gail Quets et Johanna Ward. Nous tenons également à remercier Howard Bloom, de l'Université de New York, et Daniel Friedlander, de la MDRC, pour leurs observations utiles. Alice Tufel, de la MDRC, a coordonné la révision du document.

David Card, Université Princeton  
Philip K. Robins, Université de Miami  
Winston Lin, MDRC



## Introduction

Dans l'orientation de la politique sociale, il est important de s'interroger sur la possibilité que les innovations apportées à un programme puissent entraîner des changements dans la taille et la composition de la clientèle du programme, les participants éventuels étant ainsi amenés à en réévaluer les coûts et les avantages. Il est depuis longtemps reconnu, par exemple, que le relèvement des taux des prestations d'aide sociale accroît l'incitation à demander cette aide<sup>1</sup>. Moffitt (1992a) a souligné l'attrait possible des programmes d'emploi et de formation comme pouvant constituer une incitation à demander l'aide sociale<sup>2</sup>. La possibilité que certaines composantes en particulier d'un programme (comme le niveau des prestations ou l'offre d'une formation subventionnée) puisse amener les gens à modifier leur comportement afin d'y devenir admissibles constitue un problème quand il s'agit d'évaluer l'orientation à donner au programme. Le plus souvent, quand on veut évaluer les innovations apportées à un programme, on examine la réaction du *bassin existant* des participants au programme. Si toutefois les changements apportés viennent modifier le bassin des participants, les effets sur le comportement et les coûts découlant des innovations pourraient être différents de ceux relatifs aux participants existants. Ainsi, en n'incluant pas dans l'évaluation cet "effet sur la demande", il se peut qu'on obtienne une évaluation incomplète de l'effet global du programme.

Bien que l'effet sur la demande soit de plus en plus reconnu comme élément important de l'interprétation des résultats des évaluations de programmes classiques, il existe peu de données empiriques sur l'ampleur véritable de l'effet sur la demande de certains programmes. Par ailleurs, la plupart des données dont on dispose relativement à l'effet sur la demande découlent d'évaluations non expérimentales et appellent donc les mises en garde qui s'appliquent généralement aux conclusions auxquelles on peut arriver par des méthodes comme celles-là<sup>3</sup>.

Nous sommes au courant de cinq études visant à mesurer l'effet éventuel sur la demande à partir de données réelles. Les cinq études comparent les taux de demande d'aide sociale dans les endroits où il existe un programme de formation à l'intention des prestataires de l'aide sociale aux taux de demande dans les endroits où il n'existe pas de programme de formation. Trois de ces études examinent l'effet de l'existence d'un programme *obligatoire* sur la demande d'aide sociale. Deux d'entre elles arrivent comme prévu à la conclusion que les programmes obligatoires réduisent l'attrait de l'aide sociale et découragent les inscriptions (Chang, 1996; Phillips, 1993), tandis que l'autre conclut à un effet positif mais non statistiquement significatif

---

<sup>1</sup>Voir Moffitt (1992b) pour un examen de l'effet d'incitation incorporé au régime d'aide sociale américain et Dooley (1996) pour une étude récente du recours à l'aide sociale chez les mères seules au Canada. Ashenfelter (1993) présente un modèle prototype des incitatifs à la participation à des programmes de transfert soumis à une évaluation du revenu.

<sup>2</sup>Moffitt examine également l'effet de "dissuasion" des programmes de formation obligatoires, effet qui se produit quand les exigences de ces programmes sont onéreuses et qu'elles dissuadent les gens de demander l'aide sociale.

<sup>3</sup>Les difficultés inhérentes aux méthodes d'évaluation non expérimentales ont été soulignées par LaLonde (1986). Voir les articles à ce sujet dans Manski et Garfinkel (1992).

sur la demande (Schiller et Brasher, 1993). Deux autres études examinent l'effet sur la demande de l'existence d'un programme de formation *volontaire*. Une de ces études (Johnson, Klepinger et Dong, 1990) constate comme prévu qu'il y a un effet positif sur la demande, tandis que l'autre (Wissoker et Watts, 1994) conclut qu'il n'y a pas d'effet significatif sur les taux de demande<sup>4</sup>.

Toutes ces études cherchent notamment à déterminer si les variations du taux de demande d'aide sociale entre divers endroits s'expliquent par des différences de comportement attribuables à l'existence de programmes de formation ou par d'autres facteurs. Les études se fondent sur des modèles de régression à effets fixes utilisant diverses variables témoins comme moyen d'ajuster en fonction des différences non attribuables au programme. Ces études présentent toutefois un problème inhérent du fait que les ajustements de ce genre ne sont pas toujours suffisants. Les résultats sont d'ailleurs souvent influencés par le modèle utilisé, d'où la nécessité de les interpréter avec prudence.

Le rapport qui suit fait état des conclusions de ce que nous croyons être la première évaluation par répartition au hasard de l'«effet sur la demande» d'une innovation apportée à l'aide sociale<sup>5</sup>. Le programme en question — appelé Projet d'autosuffisance (PAS) — est actuellement à l'essai au Canada et offre un *supplément de revenu* aux chefs de famille monoparentale qui touchent des prestations d'aide au revenu (AR) depuis au moins un an et qui se trouvent du travail à plein temps et renoncent à l'aide sociale<sup>6</sup>. Bien que le PAS ne comporte pas d'élément formation, les résultats de l'expérience visant à mesurer l'effet sur la demande pourraient permettre de tirer des conclusions quant à l'ampleur de l'effet sur la demande d'autres innovations apportées à l'aide sociale, comme l'offre d'une formation subventionnée.

Le supplément du PAS est généreux. Les prestataires de la Colombie-Britannique qui travaillent au moins 30 heures par semaine reçoivent la moitié de la différence entre leur rémunération brute et un seuil de rémunération cible de 37 500 \$ par an<sup>7</sup>. Ainsi, la prestataire qui

---

<sup>4</sup>Outre ces cinq études empiriques, Moffitt (1996) utilise un modèle de simulation théorique afin d'évaluer l'ampleur de l'effet sur la demande de programmes de formation volontaires et obligatoires. L'analyse de Moffitt donne à entendre que l'existence d'un programme de formation obligatoire qui exigerait beaucoup de temps et imposerait des critères de participation contraignants réduirait la demande d'aide sociale, tandis qu'un programme de formation volontaire l'accroîtrait. Cet effet d'accroissement est toutefois attribuable en grande partie, *non pas* aux éléments du programme de formation en tant que tel, mais à l'hypothèse de départ de son modèle théorique selon laquelle la possibilité de participer à un programme de formation atténuerait la honte d'avoir à dépendre de l'aide sociale.

<sup>5</sup>Il convient de signaler une autre évaluation expérimentale d'un programme d'aide sociale semblable au PAS qui a examiné l'effet sur la demande de l'expérience de soutien du revenu de Seattle-Denver (Keeley et al., 1978). Dans cette étude, l'effet sur la demande s'est présenté sous forme d'une réduction du taux d'activité des personnes qui, à l'origine, n'étaient pas admissibles aux prestations d'un programme d'impôt négatif (IN). L'effet du programme d'IN sur la demande s'est révélé négligeable.

<sup>6</sup>Le supplément du PAS est expliqué de façon plus détaillée ci-dessous. Voir Mijanovich et Long (1995) pour plus de détails et Card et Robins (1996) pour une évaluation préliminaire de l'impact du supplément sur les prestataires à long terme de l'aide sociale.

<sup>7</sup>Tous les montants indiqués dans le présent document sont en dollars canadiens (1 \$ CAN équivaut à environ 0,75 \$ US).

travaille 30 heures par semaine à 7,50 \$ l'heure (la rémunération médiane approximative des participantes au PAS) gagne 975 \$ par mois et reçoit un supplément de revenu mensuel de 1 075 \$<sup>8</sup>. D'après les données préliminaires, le taux d'acceptation de l'offre d'un supplément serait considérable et le programme se traduirait par des changements de comportement significatifs<sup>9</sup>.

L'attrait du supplément du PAS pour le bassin existant de prestataires à long terme de l'AR invite à se demander si l'offre d'un supplément pourrait inciter certaines chefs de famille monoparentale à modifier leur comportement afin de devenir admissibles au PAS. Étant donné que le supplément n'est offert qu'aux personnes qui touchent des prestations d'AR depuis au moins 12 mois, le PAS pourrait avoir deux types d'"effet sur la demande". Certaines personnes qui n'y auraient pas normalement eu recours pourraient décider de demander des prestations d'AR — effet du type "nouvelle requérante" ; par ailleurs, certaines prestataires de l'AR qui n'auraient pas normalement touché des prestations pendant un an pourraient décider de prolonger leur recours à l'AR afin de devenir admissibles au PAS — effet dit "recours prolongé". En principe, les deux types d'effet sur la demande pourraient être importants. Cependant, comme l'effet recours prolongé nécessite sans doute des changements de comportement beaucoup moins importants que l'effet nouvelle requérante (du fait que les requérantes doivent supporter les coûts et la honte d'avoir à demander l'aide sociale), il semble probable que l'effet sur la demande soit davantage attribuable au recours prolongé. Pour cette raison, et à cause de la taille des échantillons nécessaires pour évaluer de façon expérimentale l'effet nouvelle requérante et des coûts élevés qui pourraient résulter de cette évaluation<sup>10</sup>, l'expérience visant à mesurer l'effet du PAS sur la demande se limite à l'analyse de l'effet recours prolongé.

L'expérience visant à mesurer l'effet du PAS sur la demande se fonde sur un modèle classique de répartition au hasard. La moitié de l'échantillon des chefs de famille monoparentale nouvellement inscrites à l'AR ont été affectées au groupe programme et ont été informées que, si elles continuaient à toucher des prestations d'AR au cours des 12 prochains mois, elles seraient admissibles au supplément du PAS<sup>11</sup>. L'autre moitié ont été affectées au groupe témoin (et n'ont pas reçu l'offre d'un supplément). La répartition étant aléatoire, toute différence de

---

<sup>8</sup>Comme l'expliquent Card et Robins (1996), à cause des différences de calcul des prestations de l'AR et du PAS, la générosité *relative* du PAS varie considérablement selon la famille et, pour certaines familles, les prestations du PAS ne sont pas très généreuses par rapport à celles de l'AR.

<sup>9</sup>Ainsi, les personnes à qui le supplément a été offert avaient des taux d'activité plus élevés (+ 12 points de pourcentage), des gains mensuels plus élevés (+ 137 \$ par mois) et des taux de recours à l'aide sociale moins élevés (- 13 points de pourcentage) que les personnes désignées au hasard pour faire partie d'un groupe témoin (Card et Robins, 1996, tableau 3).

<sup>10</sup>Pour évaluer l'effet "nouvelle requérante", il faudrait échantillonner l'ensemble de la population de mères seules (celles qui risquent de devenir prestataires de l'aide sociale). Le nombre de ces mères seules qui réagiraient effectivement en demandant l'aide sociale serait si peu élevé qu'il faudrait un échantillon considérable pour obtenir des effets statistiquement significatifs.

<sup>11</sup>La famille monoparentale qui devient biparentale après la répartition au hasard ne perd pas de ce fait son droit d'admissibilité.

comportement entre les deux groupes peut être attribuée au “traitement” que constitue l’admissibilité au supplément du PAS. Ainsi, tout accroissement de la fraction des prestataires du groupe programme qui continuent à dépendre de l’AR comparativement aux prestataires du groupe témoin est une estimation de l’effet recours prolongé produit par l’offre du supplément du PAS.

Le présent document fait donc état des conclusions de l’évaluation de l’effet sur la demande. Nous donnons d’abord un bref aperçu du programme du PAS et du modèle de l’expérience effet sur la demande, puis nous résumons certaines informations sur les 3 315 personnes qui ont participé à l’expérience. La partie suivante décrit les efforts que nous avons faits pour vérifier que les participantes au groupe programme comprenaient la nature de l’offre du supplément du PAS. Nous présentons ensuite nos principales conclusions quant aux différences de comportement entre le groupe programme et le groupe témoin, puis nous comparons le comportement des participantes au groupe programme qui sont devenues admissibles au PAS avec celui des participantes à l’échantillon principal du PAS, qui avaient été tirées du bassin existant de prestataires à long terme de l’AR. Enfin, nous présentons nos conclusions.

## **L’expérience du PAS et l’évaluation de l’effet sur la demande**

### ***Renseignements généraux***

Le Projet d’autosuffisance a été conçu par un comité consultatif de Développement des ressources humaines Canada (le ministère fédéral responsable de la politique de l’emploi et de l’aide sociale) comme test rigoureux de la valeur des incitatifs financiers pour ce qui est d’encourager l’activité parmi les prestataires à long terme de l’aide sociale<sup>12</sup>. Le supplément de revenu gradué du PAS est semblable aux propositions d’impôt négatif qui ont été évaluées à l’occasion d’expériences sociales faites aux États-Unis et au Canada dans les années 70 (Robins, 1985 ; Hum et Simpson, 1991). Le PAS comporte toutefois plusieurs éléments qui le distinguent des programmes classiques d’impôt négatif. Le plus important est qu’il n’est offert qu’aux chefs de famille monoparentale qui touchent des prestations d’AR depuis plus d’un an. Cette restriction vise à limiter les incitatifs qui pourraient amener certaines personnes à s’inscrire à l’AR pour avoir droit au supplément, c’est-à-dire à limiter l’effet sur la demande. En outre, seules les personnes qui renoncent à l’AR et qui se trouvent du travail à plein temps (un ou plusieurs emplois totalisant au moins 30 heures de travail par semaine) sont admissibles aux paiements du PAS. Contrairement aux programmes classiques axés sur le revenu familial, le supplément du PAS varie selon les gains individuels et ne dépend ni de la taille de la famille, ni des sources de revenu autres que le revenu d’emploi, ni du revenu des autres membres de la

---

<sup>12</sup>Voir SRSA (1993) et Mijanovich et Long (1995) pour plus de détails sur le modèle de l’expérience du PAS.

famille<sup>13</sup>. Enfin, le supplément ne peut être versé que pendant une période maximale de trois ans et seules les personnes qui répondent aux critères et qui en déclenchent le paiement dans les 12 mois de leur date d'admissibilité initiale ont droit au supplément du PAS.

L'expérience globale du PAS comprend en fait deux expériences : l'expérience principale (ou "expérience prestataires") et l'expérience effet sur la demande, dont traite le présent document. Dans le cadre de l'expérience prestataires, un groupe de quelque 6 000 chefs de famille monoparentale de la Colombie-Britannique et du Nouveau-Brunswick qui touchaient des prestations d'AR depuis au moins un an ont été désignées au hasard pour faire partie soit du groupe programme soit du groupe témoin. Les participantes au groupe programme ont reçu l'offre d'un supplément de revenu, tandis que les participantes au groupe témoin ont simplement été interviewées et suivies. D'après les résultats préliminaires d'une cohorte initiale de participantes à cette expérience qui sont décrits dans Card et Robins (1996), le taux d'acceptation de l'offre du PAS parmi le groupe programme était de 25 % pendant le cinquième trimestre d'admissibilité au supplément<sup>14</sup>. En se fondant sur le comportement du groupe témoin, on peut supposer qu'environ 60 % des participantes au PAS auraient normalement continué à toucher des prestations d'AR, tandis que 40 % d'entre elles auraient cessé d'en dépendre et auraient commencé à travailler à plein temps de toute façon. Les paiements du PAS qui ont été versés aux bénéficiaires du supplément de la Colombie-Britannique variaient en moyenne entre 900 \$ et 1 000 \$ par mois, soit un tout petit peu moins que la prestation maximale d'AR à laquelle aurait droit la chef de famille monoparentale typique<sup>15</sup>. Ces constatations indiquent que l'offre d'un supplément constitue un avantage non négligeable pour beaucoup de prestataires à long terme de l'aide sociale et soulignent l'importance de tenir compte des éventuels coûts supplémentaires liés à l'effet de l'offre du supplément du PAS sur la demande.

### *L'expérience visant à mesurer l'effet sur la demande*

L'expérience visant à mesurer l'effet du PAS sur la demande est conçue pour mesurer l'effet d'un *éventuel* supplément de revenu sur le comportement des prestataires nouvellement inscrites à l'AR. Comme nous l'avons déjà indiqué, les changements de comportement parmi les personnes qui sont déjà prestataires de l'AR ne représentent qu'une des deux sources possibles d'effets sur la demande en réponse à l'offre du supplément du PAS. Il se peut aussi que l'offre

---

<sup>13</sup> Ainsi, la formule du supplément du PAS ne pénalise pas les chefs de famille monoparentale qui touchent des pensions alimentaires, qui se marient ou qui se trouvent un conjoint. Comme les prestations du PAS n'augmentent pas avec la taille de la famille, le PAS est toutefois relativement moins généreux que l'AR pour les familles plus nombreuses.

<sup>14</sup> Au total, quelque 34 % du groupe programme ont participé au PAS à un certain moment pendant les deux premières années du délai d'admissibilité au supplément.

<sup>15</sup> Ainsi, pour le groupe programme de la Colombie-Britannique, les paiements mensuels moyens du PAS chez celles qui avaient un paiement positif étaient de 892 \$ pour le douzième mois de l'expérience et de 957 \$ pour le dix-septième mois. La prestation maximale de l'AR pour la famille moyenne était de 1 079 \$ en Colombie-Britannique.

ait une répercussion sur le nombre ou le type de personnes qui présentent une nouvelle demande d'AR, ou les deux, mais ces répercussions ne sont pas directement évaluées dans le cadre de l'expérience. Nous reviendrons à la question de l'ampleur probable de cet effet nouvelle requérante dans la conclusion de notre rapport.

Pour l'expérience effet sur la demande, nous avons utilisé un échantillon aléatoire de toutes les chefs de famille monoparentale qui avaient présenté une demande et reçu des prestations d'AR entre janvier 1994 et mars 1995, dans la ville de Vancouver et les régions avoisinantes de la partie sud de la Colombie-Britannique continentale. Ces personnes étaient par définition de nouvelles requérantes de l'AR, même si une minorité importante d'entre elles (31 %) avaient déjà touché des prestations d'AR à un moment donné au cours des deux années précédant leur demande la plus récente<sup>16</sup>. Après que leur demande d'AR a été approuvée et traitée, 4 198 requérantes ont reçu une lettre du ministère des Services sociaux de la Colombie-Britannique et une autre lettre de Statistique Canada (l'entrepreneur chargé de la collecte de données pour l'expérience) les informant qu'elles avaient été choisies pour participer à un projet de recherche. Elles ont ensuite été contactées chez elles pour participer à une entrevue initiale et on leur a demandé de signer un formulaire de consentement éclairé indiquant qu'elles se portaient volontaires pour l'étude et autorisant la communication de leurs dossiers administratifs. Quelque 80 % des 3 368 personnes choisies pour l'expérience ont participé à l'entrevue initiale à domicile et signé le formulaire de consentement<sup>17</sup>.

Comme le montre le tableau annexe A1, la plupart des participantes (70 % de l'échantillon) avaient reçu un seul chèque d'AR avant le mois de la répartition au hasard, bien que certaines (moins de 0,5 %) en avaient reçu jusqu'à quatre alors que d'autres (7 %) n'en avaient pas encore reçu. Tout au long de notre rapport, nous nous servons d'une convention de datation qui consiste à tout calculer en fonction du mois de la répartition au hasard, puisque c'est au cours de ce mois-là que le "traitement" a été administré<sup>18</sup>. Cette convention introduit toutefois une certaine ambiguïté du fait que la fin du délai minimal de 12 mois peut se produire entre 8 et 12 mois suivant la répartition au hasard, selon le nombre de chèques d'AR reçus avant la répartition au hasard. L'échantillon global se composait de 3 315 personnes : 1 648 dans le

---

<sup>16</sup>En principe, seules les personnes qui n'avaient pas touché de prestations d'AR au cours des six mois précédant leur demande pouvaient participer à l'expérience effet sur la demande.

<sup>17</sup>D'après les intervieweurs, les personnes qui n'ont pas participé à l'entrevue étaient surtout celles qui avaient déjà cessé de toucher des prestations d'AR quand on les a contactées. Parmi celles qui touchaient toujours des prestations mais qui ont refusé de participer, beaucoup estimaient qu'elles cesseraient sous peu de dépendre de l'AR (certaines avaient eu recours à l'AR en attendant de toucher des prestations d'assurance-chômage) et hésitaient à participer à une expérience conçue à l'intention des prestataires de l'aide sociale. En excluant de notre échantillon ces prestataires à court terme, nous obtenons sans doute des estimations de l'effet recours prolongé qui sont en-deçà de la réalité puisque aucune de ces personnes n'aurait vraisemblablement répondu à l'offre du PAS.

<sup>18</sup>Tout au long de notre rapport, nous nous servons de la convention suivante : le mois 1 désigne le mois de la répartition au hasard et le mois -1 désigne le mois précédent (il n'y a pas de mois 0).

groupe programme et 1 667 dans le groupe témoin<sup>19</sup>.

Aussitôt après l'entrevue initiale, les participantes ont été désignées au hasard pour faire partie soit du groupe programme soit du groupe témoin, et elles ont reçu une lettre leur indiquant si elles avaient été désignées (au hasard) pour faire partie du groupe programme ou de l'«échantillon global» (c.-à-d. du groupe témoin). Le «traitement» qu'ont reçu les participantes au groupe programme consistait en une lettre et une brochure les informant qu'elles pourraient être admissibles au PAS et leur fournissant des explications plus détaillées sur l'offre d'un supplément<sup>20</sup>. En outre, sept mois après l'entrevue initiale, elles ont reçu une lettre de «rappel». Tant dans la lettre initiale que dans la lettre de rappel, on expliquait l'offre de supplément aux participantes au groupe programme et on leur disait que «le PAS peut apporter de l'argent supplémentaire (un 'supplément de revenu') à certaines personnes qui touchent des prestations d'AR» ; on leur expliquait aussi les critères d'admissibilité, notamment le critère voulant qu'elles aient touché des prestations d'AR pendant 12 mois consécutifs. On leur donnait également un numéro de téléphone où appeler pour obtenir de plus amples informations, et environ 10 % des participantes au groupe programme ont communiqué avec le bureau de la Société de recherche sociale appliquée (SRSA) pour obtenir des précisions au sujet des critères. La brochure était un feuillet de plusieurs pages (aussi utilisé pour l'expérience prestataires) où l'on expliquait les critères d'admissibilité et la formule du PAS et où l'on donnait un exemple de paiement du supplément à une prestataire typique.

Les participantes au groupe programme et au groupe témoin ont été interviewées de nouveau 11 mois après la réception de leur premier chèque d'AR, juste avant la fin du délai minimal qui devait permettre aux participantes au groupe programme d'être admissibles au PAS. Cette entrevue, de même que l'entrevue initiale et les dossiers administratifs sur le recours à l'AR et les paiements du PAS, constituent les principales sources de données pour évaluer l'expérience effet sur la demande.

### *Description de l'échantillon*

Le tableau 1 présente des informations sur les caractéristiques des participantes à l'expérience effet sur la demande d'après les données de l'entrevue initiale et des dossiers de

---

<sup>19</sup>À l'origine, 3 368 personnes ont participé à l'entrevue initiale, mais 53 d'entre elles ont été éliminées de l'échantillon définitif parce qu'elles avaient touché des prestations d'AR au cours des mois précédant le mois où elles étaient censées avoir présenté une nouvelle demande d'AR, ou parce que, quand elles ont participé à l'entrevue initiale, il y avait déjà deux mois qu'elles ne touchaient plus de prestations d'AR. Sur ces personnes, 23 faisaient partie du groupe programme et 30 faisaient partie du groupe témoin. Les critères utilisés pour éliminer ces personnes de l'échantillon ne tenaient pas compte de leur appartenance au groupe programme ou au groupe témoin et ne devraient donc pas introduire de biais dans l'estimation des impacts du programme.

<sup>20</sup>Les lettres aux participantes au groupe programme ont été postées par le bureau de la Société de recherche sociale appliquée (SRSA), l'organisme de recherche responsable de l'expérience au Canada. Toute lettre retournée à la SRSA comme n'ayant pu être livrée était ensuite acheminée à la personne responsable du cas de la prestataire et réexpédiée à la dernière adresse connue d'après le système d'information de l'AR du ministère des Services sociaux (MSS). Quatre lettres seulement ont par la suite été retournées au MSS par le bureau de poste comme n'ayant pu être livrées.

Tableau 1 : Description des caractéristiques de l'échantillon effet sur la demande à la date repère, et comparaison avec l'échantillon prestataires de la Colombie-Britannique et l'échantillon mères seules de la Colombie-Britannique d'après le recensement de 1991

Variable	Ensemble de l'échantillon effet sur la demande (1)	Groupe d'appartenance			Échantillon prestataires de la CB		Mères seules de la CB d'après le recensement de 1991 (7)
		Témoin (2)	Programme (3)	Test t <sup>a</sup> (4)	Moyenne (5)	Test t c. requérantes <sup>b</sup> (6)	
<u>Caractéristiques personnelles</u>							
Pourcentage de femmes	90,7 (0,5)	91,6 (0,7)	89,7 (0,7)	1,90	94,9 (0,9)	4,04	100,0 --
Âge moyen	32,5 (0,1)	32,3 (0,2)	32,6 (0,2)	1,11	32,5 (0,2)	0,23	34,6 (0,2)
Pourcentage ayant moins de 25 ans	15,5 (0,6)	14,9 (0,9)	16,1 (0,9)	0,96	19,5 (1,1)	3,13	10,0 (0,6)
Pourcentage n'ayant pas le diplôme d'études secondaires	41,4 (0,9)	41,4 (1,2)	41,4 (1,2)	0,03	53,8 (1,4)	7,53	29,2 (0,9)
Pourcentage ayant le diplôme d'études secondaires, mais n'ayant pas fait des études post-secondaires	38,3 (0,8)	37,7 (1,2)	39,0 (1,2)	0,72	34,1 (1,3)	2,70	32,2 (1,0)
Pourcentage ayant fait des études post-secondaires	20,2 (0,7)	20,9 (1,0)	19,6 (1,0)	0,91	12,1 (0,9)	7,05	38,6 (1,0)
Pourcentage d'origine autochtone	8,9 (0,5)	9,8 (0,7)	7,9 (0,7)	1,95	12,4 (0,9)	3,38	11,2 (0,7)
Pourcentage d'immigrants	30,0 (0,8)	30,7 (1,1)	29,2 (1,1)	0,91	22,6 (1,2)	5,18	16,8 (0,8)
Pourcentage d'origine asiatique	9,4 (0,5)	9,1 (0,7)	9,7 (0,7)	0,60	6,7 (0,7)	3,14	5,4 (0,5)
Pourcentage ayant un problème physique limitant l'activité	19,8 (0,7)	19,6 (1,0)	20,0 (1,0)	0,31	26,6 (1,2)	4,76	--
Pourcentage ayant un problème émotif limitant l'activité	7,2 (0,5)	8,3 (0,7)	6,1 (0,6)	2,47	9,2 (0,8)	2,11	--
<u>Antécédents familiaux</u>							
Pourcentage dont la mère n'a pas terminé ses études secondaires	51,7 (0,9)	51,5 (1,3)	51,9 (1,3)	0,20	54,2 (1,5)	1,41	--
Pourcentage dont le père n'a pas terminé ses études secondaires	47,9 (0,9)	49,4 (1,3)	46,3 (1,3)	1,63	50,0 (1,6)	1,13	--
Pourcentage ayant vécu avec les deux parents jusqu'à l'âge de 16 ans	65,1 (0,8)	64,6 (1,2)	65,6 (1,2)	0,61	56,2 (1,4)	5,49	--

(à suivre)

Tableau 1, suite

Variable	Ensemble de l'échantillon effet sur la demande (1)	Groupe d'appartenance			Échantillon prestataires de la CB		Mères seules de la CB d'après le recensement de 1991 (7)
		Témoin (2)	Programme (3)	Test t <sup>a</sup> (4)	Moyenne (5)	Test t c. requérantes <sup>b</sup> (6)	
Pourcentage dont la famille a eu recours à l'AR <u>Structure familiale</u>	17,3 (0,7)	18,9 (1,0)	15,7 (0,9)	2,43	20,9 (1,2)	2,71	--
Nombre d'enfants (18 ans ou moins) <sup>c</sup>	1,7 (0,0)	1,7 (0,0)	1,6 (0,0)	1,18	1,7 (0,0)	1,37	2,0 (0,0)
Nombre d'enfants de moins de 6 ans <sup>c</sup>	0,7 (0,0)	0,7 (0,0)	0,7 (0,0)	0,30	0,7 (0,0)	1,30	--
Pourcentage de personnes séparées, veuves ou divorcées	70,6 (0,8)	70,0 (1,1)	71,2 (1,1)	0,78	54,0 (1,4)	10,33	70,6 (0,9)
Pourcentage de personnes jamais mariées	23,7 (0,7)	24,7 (1,1)	22,6 (1,0)	1,37	44,3 (1,4)	13,11	26,0 (1,0)
Pourcentage qui possèdent leur logement	10,8 (0,5)	10,7 (0,8)	11,0 (0,8)	0,30	3,9 (0,5)	9,10	34,6 (1,0)
<u>Antécédents relatifs à l'AR</u>							
Nombre moyen de mois d'AR dans les trois dernières années	4,7 (0,1)	4,6 (0,2)	4,8 (0,2)	0,98	29,0 (0,2)	95,05	--
Païement mensuel moyen d'AR à la date repère <sup>d</sup>	862,0 (7,4)	874,6 (10,4)	849,2 (10,5)	1,71	1003,2 (8,0)	12,98	--
Durée prévue du recours à l'AR de 1 à 6 mois à l'origine <sup>e</sup>	31,2 (0,8)	31,2 (1,1)	31,1 (1,1)	0,06	--	--	--
Durée prévue du recours à l'AR de plus de 6 mois à l'origine <sup>e</sup>	9,1 (0,5)	8,6 (0,7)	9,6 (0,7)	1,01	--	--	--
Ayant demandé l'AR à la suite de la rupture de leur union <sup>f</sup>	35,2	35,2 (0,8)	35,3 (1,2)	0,07 (1,2)	--	--	--
<u>Antécédents professionnels</u>							
Pourcentage n'ayant jamais eu de travail rémunéré	96,7 (0,3)	96,3 (0,5)	97,0 (0,4)	1,19	94,6 (0,6)	2,87	97,7 (0,3)
Nombre moyen d'années de travail	10,5 (0,1)	10,3 (0,2)	10,7 (0,2)	1,46	7,9 (0,2)	11,29	--
Pourcentage travaillant à la date repère	22,4 (0,7)	22,0 (1,0)	22,8 (1,0)	0,51	19,0 (1,1)	2,55	59,5 (1,0)
Taille de l'échantillon	3 315	1 667	1 648			1 264	2 349

Sources : L'analyse effectuée par la SRSA à partir des dossiers des participantes à la démonstration effet sur la demande du PAS (colonne 1 à 4), à la démonstration prestataires du PAS (colonne 5) et au recensement canadien de 1991 (colonne 7). L'échantillon de la colonne 7 est pondéré : les mères seules dont les enfants sont tous âgés de 15 ans ou plus reçoivent une pondération de 0,0953. Voir le texte.

(à suivre)

Tableau 1, suite

---

Notes : Les erreurs types sont indiquées entre parenthèses. Le double trait d'union indique que les données n'étaient pas disponibles.

<sup>a</sup>Statistique t d'un test indiquant que les caractéristiques moyennes des participantes au groupe témoin et au groupe programme sont les mêmes. Les niveaux de signification pour un test t bilatéral sont 1,645 (10 %), 1,96 (5 %) et 2,576 (1 %).

<sup>b</sup>Statistique t d'un test indiquant que les caractéristiques moyennes des membres de l'échantillon effet sur la demande (colonne 5) et de l'échantillon prestataires (colonne 7) sont les mêmes.

<sup>c</sup>Les erreurs types pour les moyennes indiquées dans cette rangée vont de 0,02 à 0,03 pour l'échantillon recensement. Cette variable est tirée de la taille de la famille.

<sup>d</sup>Prestation mensuelle moyenne d'AR reçue au cours du mois précédant l'entrevue initiale ou dans le cas de personnes n'ayant pas reçu de prestations ce mois-là, au cours du mois suivant l'entrevue.

<sup>e</sup>Ces variables ont été tirées de manière rétrospective de l'entrevue de 12 mois et se rapportent au début de la période de recours à l'AR qui a conduit à l'inclusion dans l'échantillon effet sur la demande.

l'AR<sup>21</sup>. La première colonne de ce tableau indique les données relatives à l'ensemble de l'échantillon, tandis que les colonnes 2 et 3 présentent respectivement les données relatives au groupe programme et au groupe témoin. La répartition étant aléatoire, toute différence entre les caractéristiques de départ des deux groupes ne devrait être attribuable qu'au hasard. Les statistiques t des tests d'égalité des caractéristiques moyennes des groupes se trouvent consignées dans la colonne 4. La colonne 5 du tableau 1 présente en comparaison des informations descriptives semblables pour une cohorte initiale de personnes inscrites à l'expérience prestataires du PAS, tandis que la colonne 6 contient des statistiques t pour les tests d'égalité entre les caractéristiques des membres des échantillons effet sur la demande et prestataires<sup>22</sup>. Enfin, la colonne 7 contient des données sur la population qui pourrait être considérée comme étant plus susceptible de demander de l'AR et de devenir admissible au PAS — échantillon de mères seules de la Colombie-Britannique tiré du recensement de 1991<sup>23</sup>.

Plusieurs éléments clés de la population de nouvelles requérantes et de prestataires à long terme de l'aide sociale ressortent du tableau 1. Les prestataires de l'AR chefs de famille monoparentale de la Colombie-Britannique sont majoritairement des femmes et sont généralement assez jeunes et peu instruites. La fraction des nouvelles requérantes ayant un niveau d'instruction inférieur au diplôme d'études secondaires est de 41 %, comparativement à 54 % pour les prestataires à long terme de l'échantillon prestataires et à 29 % pour toutes les mères seules de la province. Comme on pouvait s'y attendre, les nouvelles requérantes sont quelque peu moins instruites que l'ensemble de la population des mères seules, mais mieux instruites que le groupe des chefs de famille monoparentale qui touchent des prestations d'aide sociale depuis au moins un an. Fait intéressant, les immigrantes représentent une fraction plus importante des nouvelles requérantes de l'aide sociale (30 %) que de la population de mères seules (17 %) ou de la population des prestataires à long terme de l'aide sociale (23 %). Les chefs de famille monoparentale immigrantes auraient ainsi des taux d'inscription et de cessation de recours à l'aide sociale plus élevés que les non-immigrantes. En comparaison, la fraction des personnes d'origine autochtone parmi la population des requérantes du PAS est inférieure à leur proportion tant de l'échantillon des prestataires à long terme que du bassin de toutes les mères

---

<sup>21</sup>Pour éviter la confusion avec l'expérience visant les prestataires du PAS, nous désignons parfois les personnes faisant partie de l'expérience effet sur la demande par le terme "requérantes" ou "nouvelles requérantes". Il convient de souligner que ces personnes sont de nouvelles requérantes qui ont présenté une nouvelle demande d'aide sociale.

<sup>22</sup>Il convient de noter que l'expérience principale du PAS comprend des prestataires tant de la Colombie-Britannique que du Nouveau-Brunswick, tandis que l'expérience effet sur la demande ne comprend que des prestataires de la Colombie-Britannique. Dans le tableau 1, nous n'incluons que ces dernières dans l'échantillon prestataires.

<sup>23</sup>Seules les chefs de famille monoparentale ayant des enfants de moins de 19 ans sont admissibles au PAS, tandis que l'échantillon des mères seules du recensement de 1991 comprend des femmes ayant des enfants plus âgés. Nous avons eu recours à la pondération à la baisse de la fraction relative des mères de l'échantillon recensement dont les enfants étaient tous âgés de plus de 14 ans. Cette méthode de pondération abaisse la fraction relative de ces mères, la ramenant de 37 % dans l'échantillon non pondéré à 5,3 % — soit la fraction réelle des chefs de famille monoparentale de l'échantillon requérantes du PAS dont les enfants étaient tous âgés de plus de 15 ans.

seules, ce qui donne à entendre que les chefs de famille monoparentale d'origine autochtone ont des taux d'inscription et de cessation de recours à l'aide sociale moins élevés que les autres groupes.

D'après les données relatives aux antécédents familiaux qui figurent au tableau 1, les requérantes et les prestataires à long terme de l'AR viennent de familles relativement défavorisées où les parents sont peu instruits et où le monoparentalisme est fréquent, tout comme le recours à l'AR. Comme on pouvait s'y attendre, les nouvelles requérantes de l'AR ont des antécédents un peu meilleurs que ceux des participantes à l'expérience prestataires, qui devaient avoir touché des prestations d'aide sociale pendant au moins 12 mois pour être incluses dans l'échantillon. Elles sont aussi moins susceptibles d'être limitées dans leur activité par leur état physique ou émotif.

D'après les données sur la structure familiale qui figurent au tableau 1, la taille de la famille ne varie pas tellement qu'il s'agisse de nouvelles requérantes ou de prestataires à long terme de l'AR. La différence entre les deux groupes est toutefois beaucoup plus marquée sur le plan de la situation de famille. Vingt-quatre pour cent des nouvelles requérantes de l'AR n'ont jamais été mariées — proportion presque identique à celle de l'ensemble de la population des mères seules, mais bien en-deçà de la proportion de 44 % des prestataires à long terme qui n'ont jamais été mariées. Les nouvelles requérantes sont aussi plus susceptibles d'être propriétaires de leur logement que les prestataires à long terme, même si la proportion d'entre elles qui possèdent leur logement est beaucoup plus faible que celle de l'ensemble des mères seules.

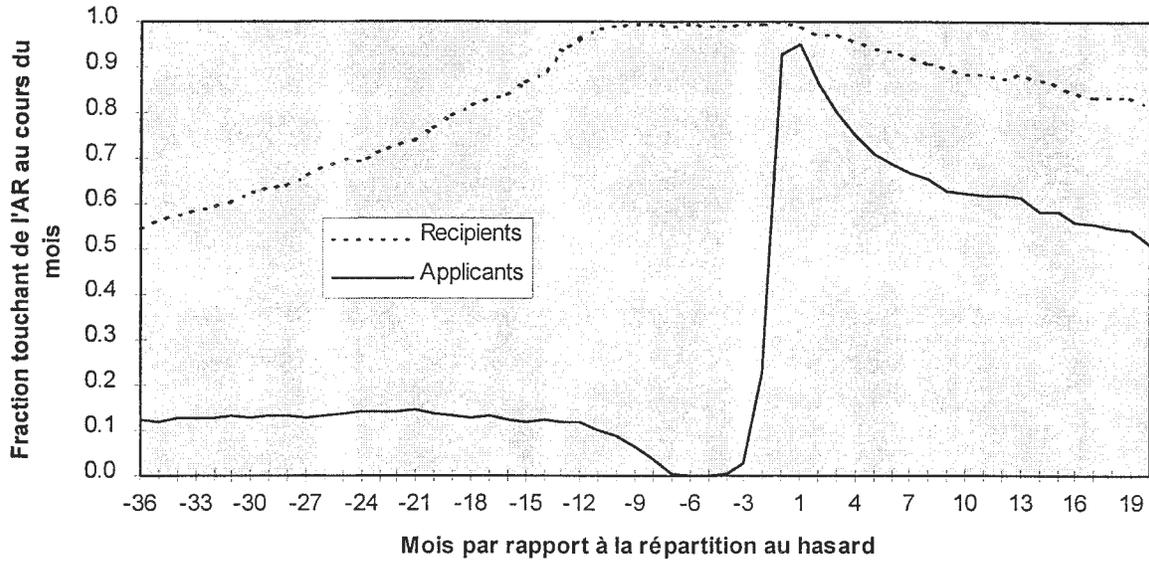
Fait peu surprenant, les antécédents de recours à l'AR des nouvelles requérantes sont très différents de ceux des prestataires à long terme. Cet écart se trouve illustré à la figure 1, où nous montrons les fractions des deux groupes qui touchent des prestations d'AR pendant divers mois. Dans le cas des nouvelles requérantes, les données sont alignées en fonction du mois de la répartition au hasard aux fins de l'expérience effet sur la demande — en moyenne, de un à trois mois après qu'elles ont présenté une nouvelle demande d'AR. Dans le cas des prestataires à long terme de l'expérience principale du PAS, les données sont alignées en fonction du mois où les participantes à cette expérience ont été réparties au hasard. Étant donné que, pour faire partie de l'échantillon prestataires, il faut avoir touché des prestations d'AR pendant au moins 12 mois, les taux de recours à l'AR sont essentiellement de 100 % pendant toute l'année précédant l'entrevue initiale. Nous indiquons également les taux de recours à l'AR après la répartition au hasard pour les groupes témoins des deux expériences. Les nouvelles requérantes cessent de toucher des prestations d'AR bien plus vite que les prestataires à long terme, même en l'absence de quelque programme particulier que ce soit<sup>24</sup>.

Si nous revenons maintenant au tableau 1, les données indiquent que le niveau moyen des prestations d'AR pour le mois précédant la répartition au hasard est un peu moins élevé chez les nouvelles requérantes que chez les prestataires à long terme. Cette différence est attribuable à la petite fraction de chèques d'AR pour "une partie d'un mois" chez les nouvelles requérantes : pour les mois qui suivent, les paiements moyens d'AR (à condition que les participantes

---

<sup>24</sup>Il convient de noter que les participantes à l'expérience prestataires deviennent admissibles au supplément du PAS dès qu'elles se trouvent du travail à plein temps, tandis que les participantes à l'expérience requérantes doivent attendre 12 mois avant d'établir leur admissibilité.

**Figure 1**  
**Fraction de personnes touchant de l'aide au revenu : nouvelles**  
**requérantes de la démonstration effet sur la demande par opposition aux**  
**prestataires à long terme de la démonstration prestataires**



Mois par rapport à la répartition au hasard  
 Note: Les données pour les mois suivant la date repère (mois 1 et suivants) ne visent que les participantes au groupe témoin.

Legend: Recipients = Prestataires  
 Applicants = Requérantes

continuent à toucher des prestations) sont semblables pour les deux groupes.

Le tableau 1 fait également état de ce qu'ont dit les participantes quant à la raison pour laquelle elles avaient demandé l'AR et à la durée prévue de leur recours à l'aide sociale<sup>25</sup>. Le tiers environ des nouvelles requérantes ont indiqué qu'elles prévoyaient toucher des prestations d'aide sociale pendant moins de six mois quand elles ont présenté leur demande d'AR. Dix pour cent d'entre elles prévoyaient en toucher pendant plus longtemps, tandis qu'un peu plus de la moitié des personnes échantillonnées ne savaient pas (ou étaient incapables de répondre). Quelque 35 % des requérantes avaient présenté une demande d'AR à la suite de la rupture de leur union. Les autres avaient demandé de l'aide sociale pour diverses raisons : perte d'emploi, difficultés financières, etcetera.

Enfin, le tableau 1 présente les données relatives aux antécédents professionnels des requérantes de l'AR, des prestataires à long terme et des mères seules. Les nouvelles requérantes et les prestataires à long terme ont presque toutes déjà travaillé à un moment donné, même si environ 20 % seulement d'entre elles travaillaient au moment de l'entrevue initiale (date repère)<sup>26</sup>, comparativement à 60 % de l'ensemble des mères seules de la Colombie-Britannique. Bien entendu, beaucoup de mères seules dépendent de l'AR précisément parce qu'elles n'ont pas d'emploi.

Les données descriptives présentées au tableau 1 suggèrent une taxinomie possiblement utile à la réflexion sur l'ampleur d'un éventuel effet "recours prolongé" causé par l'offre d'un supplément de revenu aux personnes qui touchent des prestations d'aide sociale pendant un an. D'une part, beaucoup de nouvelles requérantes ont des antécédents professionnels considérables, et 20 % d'entre elles ont fait des études post-secondaires. En outre, beaucoup d'entre elles croient qu'elles ne toucheront des prestations que pendant un court laps de temps. Les coûts économiques et psychiques relativement élevés qui sont liés au recours à l'aide sociale pour ces personnes très motivées et prêtes à travailler donnent à penser que l'offre du supplément du PAS est peu susceptible d'avoir une influence importante sur leur comportement. D'autre part, une fraction importante des nouvelles requérantes se heurtent à des obstacles à long terme à leur autosuffisance, notamment leur faible niveau d'instruction, leurs difficultés physiques ou émotives et leurs relations familiales instables. Bon nombre de ces personnes toucheront des prestations d'AR pendant au moins un an indépendamment de l'incitation que pourrait constituer l'offre du supplément du PAS. L'ampleur d'un éventuel effet "recours prolongé" dépend donc du comportement du groupe de chefs de famille monoparentale qui se trouvent entre ces deux extrêmes et dont le recours à l'AR, en l'absence de l'offre d'un supplément, varierait entre deux mois et moins d'un an. Dans la mesure où ces personnes sont prêtes à payer le prix pour continuer à toucher des prestations d'AR pendant plusieurs mois de plus en échange des avantages d'un éventuel supplément de revenu, l'offre du supplément du PAS aura un effet recours prolongé.

---

<sup>25</sup>Ces données ont été recueillies, non pas au moment de l'entrevue initiale, mais dans le cadre de l'enquête de 12 mois, et elles sont donc rétrospectives.

<sup>26</sup>Le fait que les taux d'activité des nouvelles requérantes soient semblables à ceux des prestataires à long terme à la date repère donne à penser qu'une fraction assez stable de prestataires de l'AR travaillent tout en touchant des prestations.

## Les participantes comprennent-elles le traitement ?

Dans toute expérience sociale, la question de la validité externe est fondamentale : le “traitement” administré reflète-t-il fidèlement l’innovation que l’expérience est censée évaluer ? Dans le cas de l’expérience du PAS, cette question fait particulièrement problème parce que le “traitement” consiste en la fourniture d’informations au sujet d’un avantage *éventuel* qui serait disponible dans un an aux termes du programme. Si le supplément du PAS devenait un élément permanent du régime d’AR, on pourrait s’attendre à ce que divers réseaux formels et informels diffusent graduellement l’information au sujet du programme. Les amis et les membres de la famille feraient part de leur expérience du PAS à ceux qui toucheraient déjà de l’aide sociale ou qui envisageraient d’en demander<sup>27</sup>. En outre, les travailleurs sociaux et les groupes de défense informeraient les prestataires actuelles et éventuelles des détails du programme. Dans quelle mesure l’information fournie dans le cadre de l’expérience effet sur la demande a-t-elle permis de reproduire ces conditions ?

Pour répondre à cette question, il est nécessaire d’avoir des données sur la connaissance du supplément du PAS qu’ont les participantes au groupe programme *ainsi* qu’un étalon qui permette d’évaluer la qualité de cette connaissance. La connaissance des autres avantages offerts aux prestataires de l’AR qui se trouvent du travail constitue à cet égard un étalon tout indiqué. Ainsi, dans le cadre de l’enquête de 12 mois, les participantes au groupe programme ont été invitées à répondre à une série de questions au sujet de l’offre du supplément du PAS, tandis que les participantes tant au groupe programme qu’au groupe témoin ont été interrogées sur plusieurs éléments clés du programme de l’AR de la Colombie-Britannique<sup>28</sup>. Il y avait notamment au nombre de ces éléments la “conservation partielle des gains”, en vertu de laquelle les prestataires peuvent gagner jusqu’à 200 \$ par mois plus 25 % de leurs gains qui dépassent ce montant sans que leurs prestations d’AR ne soient réduites<sup>29</sup>, de même que les prestations de transition offertes aux anciennes prestataires de l’AR qui se trouvent du travail et renoncent à l’aide sociale.

Le tableau 2 présente un résumé des réponses à ces questions. Le bloc A du tableau fait état de la connaissance que les participantes au groupe programme ont du programme du PAS. Comme le montre la rangée 1 de ce bloc, les trois quarts des participantes au groupe programme se souvenaient d’avoir été informées de leur admissibilité éventuelle. Afin d’avoir une idée plus

---

<sup>27</sup>La transmission de l’information risque d’être imparfaite parce que beaucoup de prestataires de l’AR ne disent pas à leurs amis ni même à leurs enfants qu’elles touchent des prestations d’AR. Ainsi, 23 % des participantes à l’expérience effet sur la demande qui touchaient toujours des prestations d’AR après 12 mois ont signalé qu’elles n’avaient dit à aucun de leurs amis qu’elles touchaient de ces prestations. Parmi celles qui ne touchaient plus de prestations après 12 mois, 33 % ont signalé qu’elles n’en avaient parlé à aucun de leurs amis. L’importance de ces effets “entourage” est examinée dans le contexte des programmes d’emploi et de formation destinés aux prestataires de l’aide sociale par Garfinkel, Manski et Michalopoulos (1992).

<sup>28</sup>Un questionnaire semblable a été présenté à un sous-échantillon de 566 personnes le troisième mois (environ) suivant l’entrevue initiale. Les résultats de ce questionnaire sont très semblables à ceux de l’enquête de 12 mois.

<sup>29</sup>Le surplus de 25 %, dit “conservation améliorée” des gains, ne s’appliquait qu’aux gains des 12 premiers mois. La conservation améliorée des gains a été éliminée en janvier 1996.

Tableau 2 : Connaissance des règles du PAS et de l'AR

A. Connaissance du PAS (groupe programme seulement)

Indicateur du niveau de connaissance	Pourcentage du groupe programme
1. Ont répondu "oui" à la question : "Avez-vous été informée du fait que vous seriez admissible au PAS ?"	75,1 (1,1)
2a. Ont répondu d'elles-mêmes que le PAS me donnera de l'argent de plus "si je me trouve un emploi" (ou ont donné une réponse semblable)	55,2 (1,3)
2b. Ont répondu d'elles-mêmes ou en réponse à une question à cet effet que le PAS m'offre de l'argent de plus "si je me trouve un emploi" (ou ont donné une réponse semblable)	77,5 (1,1)
3. Ont répondu à la question : "Pendant combien de temps faut-il toucher de l'AR pour recevoir de l'argent du PAS ?"	
Un an à partir du premier chèque d'AR	51,9 (1,3)
Réponse incorrecte	17,1 (1,0)
Je ne sais pas	31,0 (1,2)
4a. Ont répondu d'elles-mêmes que, pour avoir droit au PAS, il faut :	
Se trouver un emploi	61,2 (1,2)
Renoncer à l'AR	25,7 (1,1)
Travailler au moins 30 heures par semaine	37,9 (1,2)
S'inscrire à un programme d'études ou de formation	13,2 (0,9)
4b. Ont répondu correctement d'elles-mêmes ou en réponse à une question à cet effet que, pour avoir droit au PAS, il faut :	
Se trouver un emploi	83,3 (1,0)
Renoncer à l'AR	67,6 (1,2)
Travailler au moins 30 heures par semaine	72,6 (1,1)

(à suivre)

Tableau 2, suite

## B. Connaissance de l'AR (groupes programme et témoin)

Indicateur du niveau de connaissance	Pourcentage		
	Ensemble	Groupe programme	Groupe témoin
5. Ont répondu à la question : "Peut-on gagner de l'argent sans que le montant des prestations d'AR ne soit réduit ?"			
Oui	55,5 (0,9)	55,6 (1,3)	55,5 (1,3)
Non	30,7 (0,8)	30,8 (1,2)	30,7 (1,2)
Je ne sais pas	13,7 (0,6)	13,5 (0,9)	13,9 (0,9)
6. Ont répondu "oui" à la question précédente et savaient que le montant maximal était de 200 \$ par mois	25,7 (0,8)	25,1 (1,1)	26,3 (1,1)
7. Ont répondu à la question : "Si quelqu'un renonce à l'AR pour travailler à plein temps, y a-t-il d'autres services ou prestations qui lui sont offerts ?"			
Oui	55,6 (0,9)	54,3 (1,3)	57,0 (1,3)
Non	21,7 (0,7)	23,1 (1,1)	20,3 (1,0)
Je ne sais pas	22,6 (0,8)	22,5 (1,1)	22,7 (1,1)
8. Taille de l'échantillon <sup>a</sup>	3 055	1 528	1 527

Notes : Les erreurs types sont indiquées entre parenthèses. Les calculs ont été faits à partir des réponses au questionnaire de 12 mois.

<sup>a</sup>Les taux de réponse au questionnaire de 12 mois étaient respectivement de 92,7 % pour le groupe programme et de 91,6 % pour le groupe témoin.

précise de leur connaissance du PAS, nous avons invité les participantes à répondre à une question ouverte : “Qu’est-ce que le Projet d’autosuffisance offre aux participantes ?” Cinquante-cinq pour cent des répondantes ont dit que le PAS leur procurerait de l’argent supplémentaire si elles se trouvaient un emploi ou ont parlé d’un supplément de rémunération (rangée 2a). Celles qui n’avaient pas parlé expressément des avantages du programme sur le plan du revenu ont ensuite été invitées à répondre à une question directe : “Le PAS offre-t-il de l’argent supplémentaire aux participantes qui se trouvent un emploi ?” Cinquante pour cent d’entre elles ont répondu oui. Si nous faisons le total des réponses à la question ouverte et des réponses à la question guidée, 78 % des participantes au groupe programme savaient que le PAS offrait un revenu supplémentaire aux participantes (rangée 2b)<sup>30</sup>.

Ensuite, toutes les participantes ont été interrogées sur le délai pendant lequel elles devaient toucher des prestations d’AR pour devenir admissibles au PAS. Comme le montre la rangée 3 (bloc A) du tableau 2, 52 % d’entre elles ont répondu correctement qu’elles devaient toucher des prestations d’AR pendant un an pour être admissibles au supplément<sup>31</sup>. Enfin, les participantes ont été invitées à répondre à une question ouverte au sujet des autres critères d’admissibilité au supplément du PAS. Un peu plus de 60 % des participantes au groupe programme ont dit qu’elles devaient se trouver un emploi pour avoir droit au supplément, un pourcentage plus faible ayant aussi précisé d’elles-mêmes qu’elles devaient renoncer à l’AR et travailler au moins 30 heures par semaine<sup>32</sup>. Les répondantes qui n’avaient pas parlé directement de l’un quelconque de ces trois critères clés ont ensuite été invitées à répondre à des questions directes sur les éléments dont elles n’avaient pas parlé. Quand on tient compte des réponses à ces questions guidées, la proportion totale des participantes au groupe programme qui étaient au courant des trois éléments clés variait entre 68 % et 83 % (voir rangée 4b).

D’après ces réponses, nous concluons qu’au moins la moitié, et peut-être même les trois quarts, du groupe programme avaient une connaissance assez précise du programme du PAS, notamment du fait qu’il leur procurerait un revenu supplémentaire, ainsi que des critères clés d’admissibilité voulant qu’elles touchent des prestations d’AR pendant un an, qu’elles renoncent ensuite à l’AR et qu’elles travaillent à temps plein.

En comparaison, comme l’indique le bloc B du tableau 2, 56 % des participantes tant au groupe programme qu’au groupe témoin de l’expérience savaient que, si les prestataires de l’AR gagnaient de l’argent sans dépasser un certain montant, leurs prestations n’en seraient pas réduites (rangée 5), même si le quart seulement d’entre elles pouvaient indiquer quel était le

---

<sup>30</sup>Il s’agit sans doute de la limite supérieure de la connaissance des avantages financiers du PAS, car il se peut que certaines des répondantes aient deviné en répondant par l’affirmative à la question guidée.

<sup>31</sup>En outre, 11,6 % des participantes au groupe programme ont répondu qu’elles recevraient de l’argent du PAS si elles touchaient des prestations d’AR pendant un an après l’entrevue initiale ou simplement pendant un an, sans préciser à partir de quel moment.

<sup>32</sup>Il convient de signaler que 13 % des répondantes ont indiqué *à tort* qu’elles devaient s’inscrire à un programme d’étude ou de formation pour avoir droit aux paiements du PAS.

montant exact des gains qui pouvaient être conservés (rangée 6)<sup>33</sup>. De même, comme le montre la rangée 7, quelque 55 % des répondantes savaient que les prestataires qui renonçaient à l'AR avaient droit à certains services (p. ex. subvention pour frais de garde). Ces chiffres donnent à entendre que la majorité des prestataires de l'AR, qu'elles touchent toujours des prestations ou qu'elles aient cessé d'en toucher, connaissent jusqu'à un certain point les dispositions de longue date du régime d'AR, bien que leur connaissance soit loin d'être complète. La connaissance du supplément du PAS semble être comparable ou encore meilleure chez les participantes au groupe programme de l'expérience.

Nous avons aussi cherché à mesurer l'étendue de la connaissance qu'avait le groupe programme au sujet du PAS au moyen de quatre groupes de discussion que nous avons tenus avec des participantes au groupe programme dix mois environ après la répartition au hasard<sup>34</sup>. Au total, 15 participantes à deux de ces groupes de discussion avaient continué à toucher des prestations d'AR assez longtemps pour devenir admissibles au PAS (mais elles n'avaient pas encore reçu d'avis officiel à cet effet), tandis que 15 autres participantes à deux autres groupes de discussion avaient renoncé à l'AR après une période allant de quatre à dix mois. Les participantes ont été recrutées sans qu'on leur parle du PAS ou du supplément de revenu, et d'après le scénario des groupes de discussion, le PAS ne devait pas être abordé tant que les participantes n'en auraient pas parlé d'elles-mêmes en expliquant les raisons pour lesquelles elles avaient demandé l'AR ou y avaient renoncé de même que leur attitude envers l'AR par rapport au travail. Au cours de ces discussions, une seule personne a dit avoir continué à toucher des prestations d'AR pour être admissible au PAS. Quand toutefois elles ont été interrogées au sujet du supplément du PAS, 26 des 30 participantes se souvenaient du programme. Une fois que le PAS leur a été rappelé à l'esprit, 3 des 15 personnes qui avaient renoncé à l'AR ont dit qu'elles avaient été tentées de continuer à toucher des prestations pour avoir droit au supplément, tandis qu'une personne qui avait continué à toucher des prestations a évoqué de manière précise le supplément du PAS comme étant la raison pour laquelle elle avait continué à toucher des prestations. Ces résultats confirment que les participantes au groupe programme avaient une certaine connaissance du supplément du PAS, bien que l'offre d'un supplément ne semble avoir joué qu'un rôle limité dans la décision de la plupart de continuer ou de cesser de toucher des prestations. Par ailleurs, le traitement du PAS, qui consistait en des lettres et des brochures, semble avoir reproduit le niveau de connaissance que les prestataires de l'AR auraient vraisemblablement d'un programme non expérimental semblable au PAS grâce au bouche à oreille et à d'autres moyens de communication formels ou informels.

---

<sup>33</sup>Il se peut que certaines des personnes qui ont répondu à la question sur la conservation partielle des gains travaillaient déjà et que la question n'était pas claire pour elles, parce qu'elles pensaient qu'il s'agissait des gains au-delà du montant autorisé, qui se répercutent effectivement sur leurs prestations d'AR.

<sup>34</sup>Ces groupes de discussion sont décrits et résumés dans Bancroft (1996).

## **Impacts sur le recours prolongé et sur les résultats liés au marché du travail**

Nous passons maintenant à certaines comparaisons relatives au comportement du groupe programme et du groupe témoin de l'expérience effet sur la demande. Nous portons notre attention sur trois résultats liés à l'AR et trois résultats liés au marché du travail pour chacun des mois suivant la répartition au hasard. Les résultats liés à l'AR sont les suivants : un indicateur du maintien de l'admissibilité éventuelle au PAS (voir explication ci-dessous), un indicateur de la situation au regard de l'AR et le montant d'AR touché pendant le mois en question. Ces variables sont toutes tirées des dossiers de l'AR et sont disponibles pour l'ensemble de l'échantillon des 3 315 participantes à l'expérience requérantes. Les trois résultats liés au marché du travail sont les suivants : un indicateur de l'activité de la personne au cours du mois en question, le montant total des gains mensuels et le nombre total d'heures travaillées au cours du mois en question. Ces variables sont tirées de l'enquête de 12 mois et ne sont disponibles que pour le sous-ensemble de 3 055 personnes qui ont rempli le questionnaire<sup>35</sup>.

### ***Impacts fondamentaux sur les résultats liés à l'AR***

L'expérience requérantes vise principalement à déterminer si certaines personnes prolongeraient leur recours à l'AR pour devenir admissibles au PAS. Bien que les participantes au groupe programme aient été informées du fait qu'elles devaient continuer à toucher des prestations d'AR pendant 12 mois consécutifs pour avoir droit au PAS, les critères d'admissibilité ont dans la pratique été assouplis quelque peu afin de permettre aux participantes de ne pas avoir touché de prestations pendant au plus un des 13 premiers mois suivant leur demande initiale. Cet assouplissement visait à tenir compte de la possibilité qu'une prestataire n'ait pas reçu de chèque pendant un mois donné à cause de facteurs comme des gains anormalement élevés ce mois-là. Les participantes au groupe programme et au groupe témoin étaient donc théoriquement admissibles au PAS pour un mois donné si elles avaient reçu un chèque d'AR tous les mois après leur premier chèque ou qu'elles en avaient manqué un tout au plus<sup>36</sup>.

La figure 2 indique la fraction des participantes au groupe programme et au groupe témoin qui avaient touché un chèque d'AR tous les mois sans interruption depuis qu'elles avaient reçu leur premier chèque, de même que la fraction de chaque groupe qui répondaient au critère assoupli d'admissibilité au PAS (tous les mois sauf un). La figure 3 montre la fraction des

---

<sup>35</sup>Les taux de réponse au questionnaire de 12 mois étaient de 92,7 % pour le groupe programme et de 91,6 % pour le groupe témoin. L'écart (1,1 %) n'est pas statistiquement significatif ( $t = 1,2$ ). Étant donné que l'enquête de 12 mois a été réalisée après que les participantes avaient touché des prestations d'AR pendant 11 ou 12 mois et que l'entrevue initiale a été effectuée de zéro à quatre mois après la réception du premier chèque d'AR, l'enquête de 12 mois fournit entre 7 et 12 mois de données sur le marché du travail après l'entrevue initiale. Ainsi l'enquête fournit sept mois de données pour toutes les répondantes ; huit mois de données pour 99,7 % d'entre elles ; neuf mois de données pour 97,7 % d'entre elles ; et dix mois de données pour 80,2 % d'entre elles. Le tableau annexe A1 montre le nombre de mois suivant la répartition au hasard pour lesquels il existe des données pour l'ensemble de l'échantillon ainsi que pour les groupes ayant reçu de zéro à quatre chèques d'AR avant la répartition au hasard.

<sup>36</sup>Le PAS n'a jamais été offert aux participantes au groupe témoin, mais leur situation au regard de l'admissibilité est nécessaire pour obtenir une estimation de l'effet du "traitement".

participantes au groupe programme et au groupe témoin qui ont touché des prestations d'AR pour chacun des mois visés. Pour interpréter ces chiffres (et comme on peut le voir d'après la figure 3), il est important de ne pas oublier que le nombre de chèques d'AR reçus avant l'entrevue initiale variait de zéro à quatre. Ainsi, quelques personnes sont en fait devenues admissibles au PAS (c.-à-d. qu'elles avaient touché des prestations d'AR pendant 12 mois) dès le huitième mois suivant la répartition au hasard, tandis que d'autres n'ont pu devenir admissibles qu'au cours du mois 13. La variable de l'admissibilité au PAS (figure 2) porte le code 1 pour toutes les personnes qui sont toujours théoriquement admissibles (c.-à-d. qui ont manqué tout au plus un chèque d'AR) ou qui sont déjà admissibles : ainsi, l'impact total du "traitement" de l'effet sur la demande est mesuré par la variable correspondant à l'admissibilité éventuelle pour le mois 13<sup>37</sup>. L'effet sur le recours à l'AR pendant le mois 13 peut cependant tenir compte à la fois de l'effet positif sur la demande et de l'effet "recours prolongé" négatif attribuable aux personnes admissibles qui renoncent à l'AR en faveur du supplément du PAS.

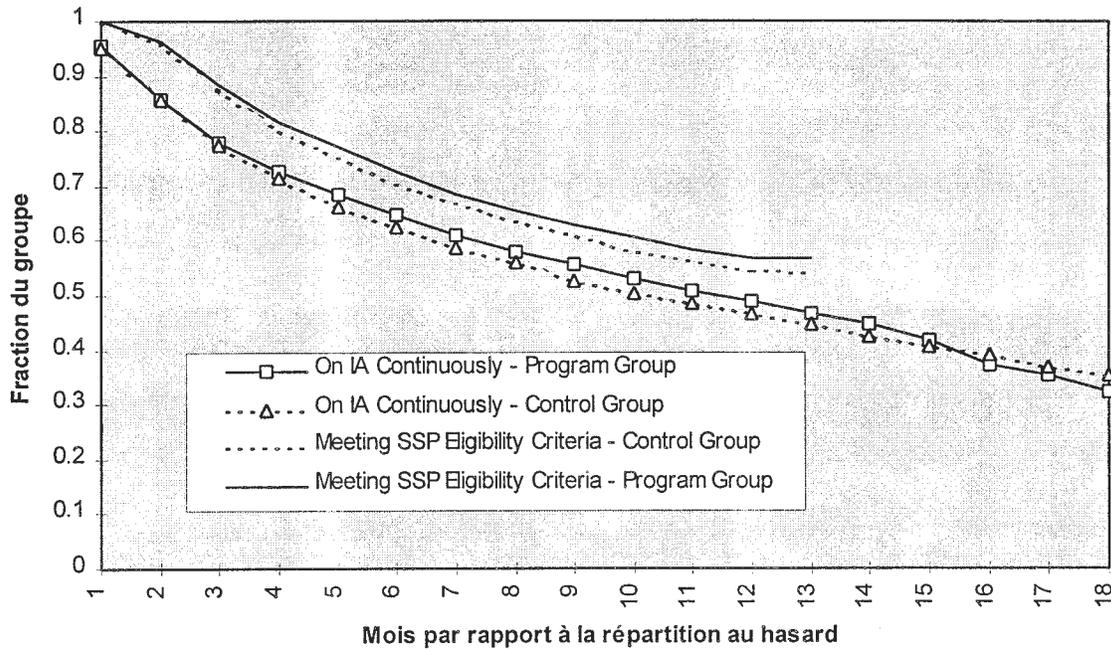
Les données présentées aux figures 2 et 3 montrent un effet "recours prolongé" modeste chez le groupe programme par rapport au groupe témoin. L'ampleur de l'effet est semblable, qu'il soit mesuré en fonction de la fraction des participantes qui touchent des prestations d'AR pendant 12 mois consécutifs après leur premier chèque d'AR, de la variable de l'admissibilité éventuelle ou de la variable du recours à l'AR. Après un an, les participantes au groupe programme sont plus nombreuses que les participantes au groupe témoin, dans une proportion d'environ 2,5 points de pourcentage, à continuer à toucher des prestations d'AR ou à être théoriquement admissibles au PAS. Fait intéressant, la fraction relative des participantes qui touchent des prestations d'AR est renversée au mois 16, vraisemblablement en raison de l'impact du déclenchement du supplément du PAS par le groupe programme (voir ci-dessous).

Le tableau 3 présente des informations plus détaillées sur les taux d'admissibilité et les autres résultats du groupe programme et du groupe témoin. Pour chaque variable de résultat relative à chacun des mois suivant la répartition au hasard, le tableau montre le résultat moyen du groupe témoin, le résultat moyen du groupe programme, l'impact programme "brut" — qui correspond simplement à la différence entre les résultats moyens du groupe programme et du groupe témoin — et un impact programme "ajusté", qui est le coefficient d'une variable fictive pour les participantes au groupe programme dans un modèle de régression fondé sur les moindres carrés ordinaires qui comprend 42 caractéristiques à la date repère comme covariables

---

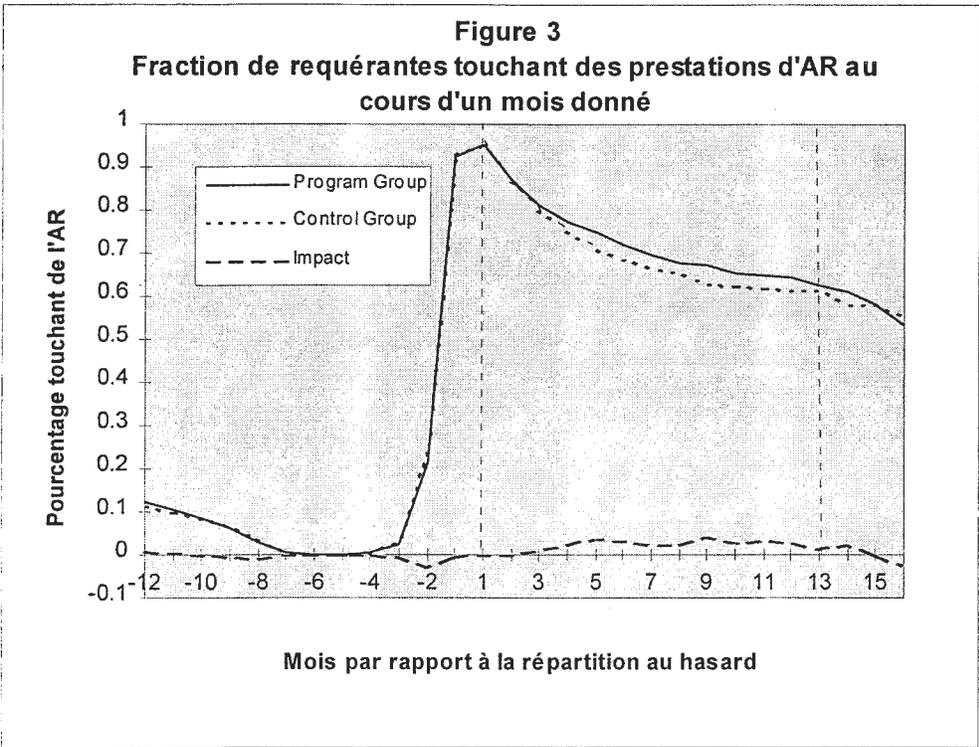
<sup>37</sup>À cause des règles du programme, la variable de l'admissibilité au PAS ne change pas après le mois 13 ni pour le groupe programme ni pour le groupe témoin (c.-à-d. les courbes de la figure 2 s'aplanissent).

**Figure 2**  
**Fraction de personnes n'ayant eu aucune interruption d'AR et fraction de personnes toujours admissibles au PAS : groupe programme par rapport au groupe témoin**



Legend:

- On IA Continuously - Program Group = Aucune interruption d'AR - groupe programme
- On IA Continuously - Control Group = Aucune interruption d'AR - groupe témoin
- Meeting SSP Eligibility Criteria - Control Group = Répondant aux critères d'admissibilité du PAS - groupe témoin
- Meeting SSP Eligibility Criteria - Programme Group = Répondant aux critères d'admissibilité du PAS - groupe programme



Legend:      Program Group      =      Groupe programme  
                  Control Group      =      Groupe témoin  
                  Impact                =      Impact

Tableau 3a : Type d'aide au revenu des participantes au programme requérantes selon le groupe d'appartenance et les impacts estimés

Mois	Pourcentage étant toujours admissibles au PAS				Pourcentage touchant l'aide au revenu				Prestation mensuelle moyenne d'AR (\$)						
	Témoins		Programme		Témoins		Programme		Témoins		Programme		Impact estimé		
	SO	SO	SO	SO	SO	SO	SO	SO	SO	SO	SO	Brut	Ajusté	Brut	Ajusté
1	100,0 (0,5)	100,0 (0,5)	0,0 (0,7)	0,0 (0,7)	95,2 (0,5)	95,3 (0,5)	0,1 (0,7)	0,2 (0,7)	940,6 (9,2)	927,9 (9,6)	-12,6 (13,3)	-1,5 (11,8)			
2	95,7 (0,5)	96,2 (0,5)	0,5 (0,7)	0,6 (0,7)	86,3 (0,8)	86,5 (0,8)	0,2 (1,2)	0,4 (1,1)	848,0 (11,0)	837,3 (11,3)	-10,7 (15,8)	2,3 (13,6)			
3	87,7 (0,8)	88,2 (0,8)	0,5 (1,1)	0,7 (1,1)	79,9 (1,0)	80,9 (1,0)	1,0 (1,4)	1,2 (1,3)	800,3 (12,1)	786,5 (12,0)	-13,8 (17,0)	-3,5 (14,8)			
4	80,2 (1,0)	81,4 (1,0)	1,2 (1,4)	1,5 (1,3)	75,0 (1,1)	77,4 (1,0)	2,3 (1,5)	2,6* (1,4)	759,4 (12,6)	752,1 (12,4)	-7,4 (17,7)	2,6 (15,7)			
5	75,2 (1,1)	77,2 (1,0)	2,1 (1,5)	2,4* (1,4)	71,1 (1,1)	74,7 (1,1)	3,6** (1,5)	3,9*** (1,5)	715,1 (12,9)	718,2 (12,4)	3,1 (17,9)	14,4 (16,1)			
6	70,4 (1,1)	72,5 (1,1)	2,1 (1,6)	2,5* (1,5)	68,6 (1,1)	71,8 (1,1)	3,2** (1,6)	3,4** (1,5)	682,6 (13,1)	695,9 (12,8)	13,2 (18,4)	24,1 (16,6)			
7	66,8 (1,2)	68,6 (1,1)	1,7 (1,6)	2,1 (1,5)	66,9 (1,2)	69,3 (1,1)	2,4 (1,6)	2,6* (1,5)	660,8 (13,1)	672,2 (13,0)	11,4 (18,4)	21,0 (16,8)			
8	63,6 (1,2)	65,4 (1,2)	1,7 (1,7)	2,0 (1,6)	65,3 (1,2)	67,6 (1,2)	2,3 (1,6)	2,7* (1,6)	648,0 (13,2)	653,4 (13,0)	5,4 (18,5)	14,3 (17,0)			
9	61,1 (1,2)	62,9 (1,2)	1,8 (1,7)	2,2 (1,6)	62,9 (1,2)	67,1 (1,2)	4,1** (1,7)	4,3*** (1,6)	621,7 (13,3)	654,8 (13,2)	33,1* (18,8)	41,9*** (17,4)			
10	57,9 (1,2)	60,7 (1,2)	2,8 (1,7)	3,1* (1,6)	62,2 (1,2)	65,3 (1,2)	3,1* (1,7)	3,3* (1,6)	619,7 (13,6)	637,3 (13,2)	17,6 (18,9)	27,1 (17,6)			
11	56,3 (1,2)	58,4 (1,2)	2,1 (1,7)	2,5 (1,6)	61,8 (1,2)	65,0 (1,2)	3,1* (1,7)	3,4** (1,6)	611,7 (13,3)	634,9 (13,2)	23,2 (18,8)	34,0* (17,5)			

(à suivre)

Tableau 3A, suite

12	54,5 (1,2)	56,9 (1,2)	2,4 (1,7)	2,9* (1,6)	61,6 (1,2)	64,4 (1,2)	2,8* (1,7)	3,0* (1,6)	608,7 (13,4)	622,5 (13,1)	13,8 (18,7)	22,7 (17,5)
13	54,3 (1,2)	56,9 (1,2)	2,6 (1,7)	3,1* (1,6)	61,2 (1,2)	62,5 (1,2)	1,3 (1,7)	1,5 (1,6)	603,3 (13,2)	614,8 (13,2)	11,5 (18,7)	19,5 (17,5)

Notes : Les erreurs types estimées sont indiquées entre parenthèses. La mention SO veut dire "sans objet". Les résultats liés à l'admissibilité au PAS et à l'aide au revenu sont tirés des dossiers de l'Aide au revenu. Les impacts estimés correspondent à la différence entre les résultats moyens des participantes au groupe programme et des participantes au groupe témoin. L'impact estimé brut correspond simplement à la différence entre les résultats moyens des deux groupes ; l'impact estimé ajusté est tiré du modèle de régression qui inclut 42 covariables de même qu'un indicateur de l'appartenance au groupe programme. Voir le texte pour une liste des covariables incluses.

Les modèles de l'admissibilité au PAS, de la probabilité du recours à l'AR et du montant de la prestation d'AR sont évalués à partir de l'ensemble de l'échantillon des 3 315 personnes incluses dans l'échantillon requérantes du PAS.

Pour les mois 1 à 7, l'échantillon comprend 3 055 personnes, pour le mois 8, l'échantillon comprend 3 045 personnes, pour le mois 9, 2 986 personnes et, pour le mois 10, 2 450 personnes.

Les niveaux de signification des impacts sont les suivants (test t bilatéral) : \*p<10 %, \*\*p<5 %, \*\*\*p<1 %.

Tableau 3b : Résultats liés au marché du travail des participantes au programme requérantes selon le groupe d'appartenance et les impacts estimés

Mois	Pourcentage qui travaillaient				Gains mensuels moyens (\$)				Heures de travail mensuelles moyennes			
	Témoïn	Programme	Impact estimé		Témoïn	Programme	Impact estimé		Témoïn	Programme	Impact estimé	
			Brut	Ajusté			Brut	Ajusté			Brut	Ajusté
1	27,6 (1,1)	27,0 (1,1)	-0,7 (1,6)	-0,7 (0,8)	299,9 (18,2)	264,9 (16,3)	-35,0 (24,4)	-34,3* (18,2)	29,7 (1,5)	26,1 (1,4)	-3,5* (2,1)	-3,7** (1,3)
2	28,6 (1,2)	28,3 (1,2)	-0,3 (1,6)	-0,2 (1,1)	324,0 (18,9)	288,7 (17,3)	-35,3 (25,6)	-37,0 (21,1)	32,0 (1,6)	28,6 (1,4)	-3,4 (2,2)	-3,8** (1,6)
3	29,4 (1,2)	30,6 (1,2)	1,2 (1,7)	1,0 (1,3)	349,4 (19,9)	328,5 (18,4)	-20,9 (27,1)	-24,2 (23,3)	33,8 (1,6)	32,4 (1,5)	-1,3 (2,2)	-1,9 (1,8)
4	30,8 (1,2)	31,7 (1,2)	1,0 (1,7)	0,7 (1,3)	374,6 (20,8)	362,0 (19,5)	-12,6 (28,5)	-15,9 (25,3)	35,5 (1,7)	35,2 (1,6)	-0,2 (2,3)	-1,0 (2,0)
5	31,8 (1,2)	34,1 (1,2)	2,3 (1,7)	2,1 (1,4)	392,8 (21,5)	391,9 (20,2)	-0,9 (29,5)	-4,7 (26,5)	37,0 (1,7)	37,8 (1,7)	0,7 (2,4)	0,0 (2,1)
6	33,3 (1,2)	35,3 (1,2)	1,9 (1,7)	1,8 (1,4)	399,0 (21,4)	416,4 (21,0)	17,4 (29,9)	13,5 (27,1)	38,3 (1,7)	39,8 (1,7)	1,5 (2,4)	0,8 (2,1)
7	34,1 (1,2)	36,0 (1,2)	1,9 (1,7)	1,6 (1,5)	405,2 (21,3)	428,7 (21,3)	23,5 (30,2)	20,1 (27,5)	39,5 (1,7)	40,8 (1,7)	1,3 (2,4)	0,6 (2,2)
8	35,4 (1,2)	36,4 (1,2)	1,1 (1,7)	0,6 (1,5)	426,0 (21,7)	442,6 (21,8)	16,6 (30,8)	12,8 (28,3)	40,8 (1,8)	42,0 (1,7)	1,2 (2,5)	0,4 (2,2)
9	36,4 (1,2)	38,0 (1,3)	1,7 (1,8)	1,4 (1,5)	442,8 (22,7)	447,0 (21,4)	4,2 (31,2)	1,3 (28,6)	42,2 (1,8)	42,5 (1,7)	0,2 (2,5)	-0,5 (2,3)
10	37,3 (1,4)	38,5 (1,4)	1,2 (2,0)	0,6 (1,7)	434,3 (24,4)	460,2 (24,2)	25,9 (34,4)	23,3 (31,7)	42,1 (2,0)	43,3 (1,9)	1,2 (2,7)	0,4 (2,5)

Notes : Les erreurs types estimées sont indiquées entre parenthèses. Les données relatives à l'emploi, aux gains et aux heures sont tirées de l'enquête de 12 mois. Les impacts estimés correspondent à la différence entre les résultats moyens des participantes au groupe programme et des participantes au groupe témoïn. L'impact estimé brut correspond simplement à la différence entre les résultats moyens des deux groupes ; l'impact estimé ajusté est tiré du modèle de régression qui inclut 42 covariables de même qu'un indicateur de l'appartenance au groupe programme. Voir le texte pour une liste des covariables incluses.

Les modèles de l'emploi, des gains et des heures de travail sont évalués à partir des sous-échantillons de personnes qui ont répondu au questionnaire de 12 mois et ont fourni des données pour le nombre de mois voulu. Pour les mois 1 à 7, l'échantillon comprend 3 055 personnes, pour le mois 8, l'échantillon comprend 3 045 personnes, pour le mois 9, 2 986 personnes et, pour le mois 10, 2 450 personnes. Les niveaux de signification des impacts sont les suivants (test t bilatéral) : \*p<10 %, \*\*p<5 %, \*\*\*p<1 %.

additionnelles<sup>38</sup>. Bien que le modèle de la répartition au hasard permette d'obtenir des estimations valables relativement au programme sans avoir à ajuster en fonction des caractéristiques des personnes appartenant aux deux groupes, l'ajout de covariables permet d'obtenir des estimations plus précises et aussi d'ajuster en fonction des différences mineures que pourrait présenter la répartition des caractéristiques entre les deux groupes.

L'examen des impacts du programme tels qu'ils sont indiqués aux tableaux 3 et 4 conduit à deux conclusions clés. Tout d'abord, comme l'indiquent les figures 2 et 3, l'ampleur de l'effet recours prolongé chez les nouvelles requérantes de l'AR est assez modeste. L'impact non ajusté du programme sur l'admissibilité finale au PAS (mois 13) est de 2,6 points de pourcentage (ratio t = 1,52 ; valeur p = 0,13), tandis que l'impact ajusté est de 3,1 points de pourcentage (ratio t = 1,88 ; valeur p = 0,06). Les impacts sur la fraction de l'échantillon qui touche des prestations d'AR sont très semblables, du moins jusqu'au mois 11, mois où la majorité de l'échantillon en est à son douzième mois de recours à l'aide sociale. Ainsi, l'impact non ajusté sur la probabilité du recours à l'AR au cours du mois 11 est de 3,1 points de pourcentage (ratio t = 1,88 ; valeur p = 0,06), tandis que l'impact ajusté est de 3,4 points de pourcentage (ratio t = 2,13 ; valeur p = 0,03)<sup>39</sup>.

Ensuite, le fait que les impacts estimés soient près de zéro pendant les premiers mois suivant la répartition au hasard donne à penser que très peu de personnes qui auraient normalement cessé de recourir à l'AR au cours des quatre premiers mois sont prêtes à prolonger leur recours de manière à toucher des prestations pendant un an afin de devenir admissibles au PAS. À la lumière de cette conclusion, nous croyons qu'il est peu probable que l'existence du supplément du PAS inciterait bien des personnes qui normalement ne demanderaient pas l'aide sociale à la demander et à toucher des prestations pendant une année complète. (Autrement dit, il est peu probable qu'il y ait un effet "nouvelle requérante".)

Bien que l'effet recours prolongé attribuable à l'offre du supplément du PAS soit très modeste (de l'ordre de 3 points de pourcentage), il est important de souligner que l'offre n'a

---

<sup>38</sup>Il s'agit des covariables suivantes : âge, âge ajusté, variable fictive pour les participantes de moins de 25 ans et variable pour les participantes à qui il a fallu attribuer un âge ; variable pour les participantes de Vancouver ; variable pour les personnes de sexe masculin ; deux variables selon que les participantes ont un diplôme d'études secondaires ou n'en ont pas ; des indicateurs du nombre d'enfants âgés de 0 à 5 ans, de 6 à 12 ans et de 13 à 18 ans ainsi que du nombre d'autres adultes faisant partie du ménage ; variable fictive pour les personnes mariées ; variable fictive indiquant si les parents de la participante ont touché des prestations d'AR ; nombre de mois de prestations d'AR dans les quatre années précédant la date repère et au cours des deux dernières années ; variable fictive indiquant qu'aucune prestation d'AR n'a été touchée dans les deux années précédant la demande la plus récente ; indicateur du nombre de fois où la personne a déménagé au cours des cinq dernières années et variables fictives pour les participantes qui possèdent leur logement ou qui reçoivent des subventions au titre du logement ; nombre d'années pendant lesquelles la personne a travaillé et variable fictive indiquant qu'elle n'a jamais travaillé ; indicateurs de la présence de problèmes physiques ou émotifs limitant l'activité ; variable fictive pour les personnes nées au Canada et variables fictives pour sept groupes ethniques (asiatique, autochtone, indien, proche-oriental, noir, latino-américain, européen ou canadien) ; indicateurs pour les personnes qui travaillaient à la date repère et pour celles qui se cherchaient du travail ; quatre indicateurs correspondant à zéro, deux, trois ou quatre chèques d'AR reçus à la date repère et interactions de ces variables avec l'indicateur pour les personnes qui travaillaient à la date repère.

<sup>39</sup>En fait, les impacts les plus importants sur le recours à l'AR et les prestations d'AR se produisent au cours du mois 9, mais les impacts observés pour ce mois-là ne sont pas significativement différents des impacts pour le mois 11.

vraisemblablement aucune incidence sur le comportement relatif à l'admissibilité de la majorité des prestataires de l'AR. Le programme ne peut notamment avoir aucun impact sur l'admissibilité des 54 % des requérantes qui sont admissibles même en l'absence de l'offre d'un supplément (c.-à-d. la fraction des participantes au groupe témoin qui sont théoriquement admissibles au mois 13). Par ailleurs, le programme ne devrait pas avoir beaucoup d'impact (si tant est qu'il en aurait) sur les personnes qui normalement cesseraient de toucher des prestations d'AR au bout de deux ou trois mois (de 10 à 20 % des requérantes), et les données semblent le confirmer. Ainsi, l'offre du PAS n'a vraisemblablement aucune incidence sur l'admissibilité d'environ 70 % de toutes les nouvelles requérantes de l'AR. L'impact du programme sur la fraction totale des personnes admissibles au PAS étant de 3 points de pourcentage, la proportion des autres qui seraient susceptibles de modifier leur comportement serait d'environ une sur dix.

### *Évolution des impacts avec le temps*

Bien que les impacts du programme sur l'admissibilité au PAS tels qu'ils sont indiqués au tableau 3 soient tous modestes et assez imprécis, il est intéressant d'examiner leur évolution au cours des derniers mois de l'expérience. Il est notamment intéressant de se demander si le critère d'admissibilité de 12 mois fait en sorte que l'impact sur le comportement du groupe programme croît au fur et à mesure qu'approche le seuil d'admissibilité. Ainsi, au cours d'un mois donné, il se peut qu'une certaine fraction des participantes tant au groupe témoin qu'au groupe programme qui touchent toujours des prestations d'aide sociale entendent parler de nouvelles possibilités d'emploi ou règlent les problèmes personnels qui les empêchaient de travailler. L'offre du PAS pourrait dans ce cas amener certaines des participantes au groupe programme à prolonger leur recours à l'AR, alors qu'elles auraient normalement cessé de toucher des prestations si elles avaient fait partie du groupe témoin. Par ailleurs, la fraction des participantes au groupe programme qui décident d'attendre jusqu'à la fin de leur délai d'admissibilité pour renoncer à l'AR pourrait s'accroître au fur et à mesure que diminue le nombre de mois de prestations d'AR nécessaires pour établir leur admissibilité au PAS. Auquel cas les impacts estimés du programme s'accroîtraient vers la fin du délai d'admissibilité<sup>40</sup>. Or, l'examen des données présentées au tableau 3 montre que les impacts ne se sont guère accrus au cours des derniers mois de l'expérience. Ainsi, entre les mois 9 et 13, l'impact non ajusté sur l'admissibilité au PAS a augmenté de 0,8 points de pourcentage.

Il n'en reste pas moins que, parce que le mois 9 de l'expérience requérantes comprend les données des personnes qui ont touché des prestations d'AR pendant une période allant de 9 à 13 mois, il est difficile de faire des déductions précises quant à l'évolution des impacts du programme avec le temps. Pour obtenir une idée plus claire de cette éventuelle évolution, nous avons réévalué les impacts dans le cas des 70 % des participantes à l'échantillon qui avaient reçu un chèque d'AR seulement avant la répartition au hasard. Toutes les participantes au groupe programme faisant partie de ce sous-échantillon atteignent la fin de la période de détermination

---

<sup>40</sup>Il convient de noter que l'ampleur éventuelle de l'accroissement des impacts se trouve limitée par le rythme auquel le *groupe témoin* perd son admissibilité au PAS. Ainsi, si toutes les participantes au groupe programme qui étaient toujours admissibles au PAS au mois 10 (60,7 %) avaient continué à toucher des prestations d'aide sociale pendant deux mois encore, l'accroissement de l'ampleur de l'impact du programme du mois 10 au mois 12 serait égal à la fraction du groupe témoin qui aurait cessé de toucher des prestations d'AR au cours des mois 11 et 12 (3,4 % du groupe témoin).

de leur admissibilité au PAS au cours du mois 12 de l'expérience. Les impacts estimés sur ce sous-échantillon de participantes ayant reçu un seul chèque sont présentés au tableau annexe A2 et indiquent une tendance semblable à celle des impacts estimés présentés au tableau 3, bien que l'ampleur de l'effet total du programme sur l'admissibilité au PAS et sur le recours à l'AR soit un peu moins grande que celle de l'impact sur l'échantillon total. Tout comme au tableau 3, les impacts du programme sur le sous-échantillon de personnes ayant reçu un seul chèque augmentent légèrement au cours des quatre derniers mois de l'expérience, mais n'augmentent pas de façon radicale au cours du dernier ou des deux derniers mois<sup>41</sup>.

Il est aussi possible d'examiner l'évolution des impacts avec le temps en alignant les données relatives à toutes les participantes en fonction du nombre de mois écoulés depuis le début du recours à l'aide sociale<sup>42</sup>. Le tableau annexe A3 indique la fraction des participantes au groupe témoin et au groupe programme qui ont cessé de toucher des prestations d'AR au cours de chaque mois suivant le premier mois pour lequel elles ont touché des prestations (jusqu'au mois 13)<sup>43</sup>. L'application du test chi carré à ce tableau ne révèle aucune différence globale significative entre le groupe programme et le groupe témoin (la valeur p est de 0,61). Cependant, la comparaison de la fonction survivante connexe pour chaque groupe révèle une tendance semblable à celle du recours à l'AR qui se dégage du tableau 3<sup>44</sup>. Le tableau annexe A3 présente aussi des estimations des différences entre la fraction brute des participantes au groupe programme et au groupe témoin qui touchent toujours des prestations d'AR pour chacun des mois depuis qu'elles en ont fait la demande, ainsi que des estimations de ces différences ajustées en fonction de la régression. Le douzième mois après le début du recours à l'aide sociale, par exemple, les participantes au groupe programme sont 2,7 % plus nombreuses que les participantes au groupe témoin à continuer à toucher des prestations d'AR. L'estimation de cet écart ajusté en fonction de la régression est de 3 points de pourcentage et est tout juste significative au niveau de 10 %. Tout comme au tableau 3 et au tableau annexe A2, la fraction excédentaire des participantes au groupe programme qui continuent à toucher des prestations d'AR a tendance à augmenter avec le temps, bien qu'il n'y ait pas d'accroissement spectaculaire

---

<sup>41</sup>Pour déterminer si les impacts variaient en fonction du nombre de mois d'admissibilité avant la répartition au hasard, nous avons effectué des régressions pour chacun des mois suivant la répartition au hasard (de 1 à 13 inclusivement) en utilisant l'ensemble complet des covariables plus les interactions entre le nombre de chèques d'AR reçus avant la répartition au hasard (qui variait entre zéro et quatre) et la variable fictive utilisée pour le groupe programme. Les variables dépendantes utilisées pour ces régressions étaient l'indicateur du maintien de l'admissibilité théorique de la participante au PAS et l'indicateur de son recours à l'AR pour un mois donné. Sur les 26 combinaisons d'interactions (13 mois, 2 variables dépendantes), trois seulement étaient statistiquement significatives au niveau de 10 % ou à un niveau inférieur. Aucune n'était significative après le mois 5. Ces résultats nous amènent à conclure que la réaction à l'offre du PAS ne varie pas en fonction du nombre de mois qui reste pour établir l'admissibilité après la répartition au hasard.

<sup>42</sup>Cette approche présente un inconvénient du fait que le délai écoulé depuis que la participante au groupe programme a appris l'existence de l'offre du PAS varie.

<sup>43</sup>Le mois 13 dans le tableau annexe A3 n'est pas le même que le mois 13 dans les tableaux 3 et 5.

<sup>44</sup>La fonction survivante correspond simplement à la fraction des personnes qui touchent toujours des prestations d'AR un certain nombre de mois après avoir commencé à en toucher. La fonction survivante de chaque groupe, programme et témoin, par rapport au mois de la répartition au hasard est tracée point par point à la figure 2.

les onzième ou douzième mois après qu'elles ont commencé à recevoir de l'aide sociale. Nous concluons que l'ampleur et l'évolution avec le temps des impacts estimés du programme dans le cadre de l'expérience requérantes demeurent très stables quelle que soit la façon dont les données sont alignées<sup>45</sup>.

Il peut paraître surprenant que l'offre du PAS n'ait pas eu un impact plus considérable sur le recours à l'AR vers la fin du délai d'admissibilité, au moment où les participantes au groupe programme qui y étaient toujours admissibles n'avaient besoin que de quelques mois de prestations d'AR de plus pour établir leur admissibilité. Cependant, comme nous l'avons indiqué, la fraction des personnes touchant des prestations d'AR parmi le groupe témoin ne change pas tellement pendant les derniers mois du délai d'admissibilité au PAS, de sorte que la fraction *excédentaire* des participantes au groupe programme qui continuent à toucher des prestations d'AR ne peut pas changer beaucoup au cours de ces mois-là. En outre, il se peut que le malaise qu'on ressent à toucher des prestations d'aide sociale, même pour quelques mois seulement, soit assez fort pour l'emporter sur les éventuels avantages du PAS.

### *Impacts sur le marché du travail*

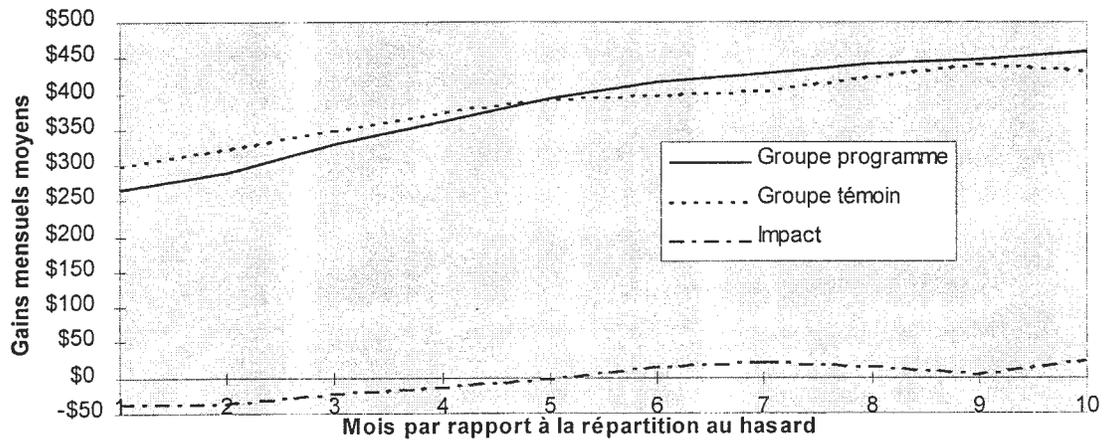
Le second bloc du tableau 3 (tableau 3b) et les figures 4 à 6 montrent les moyennes et les impacts du programme relativement aux trois résultats liés au marché du travail<sup>46</sup>. Les données relatives au marché du travail pour le groupe témoin révèlent que l'activité, les gains et les heures travaillées augmentent de façon constante au cours des mois suivant la répartition au hasard. Même si l'on aurait pu s'attendre à ce que le recours prolongé à l'AR observé chez le groupe programme se trouve reflété par un effet semblable d'"inactivité prolongée" (c.-à-d. par un impact négatif sur les résultats liés au marché du travail), le groupe programme avait en fait des résultats un peu meilleurs que le groupe témoin sur le plan de l'activité, des gains et des heures travaillées. L'examen plus en profondeur des données (qui ne sont pas présentées au tableau 3) révèle que les participantes au groupe programme étaient un peu plus susceptibles de travailler tout en touchant des prestations d'AR que leurs homologues du groupe témoin, tandis qu'elles

---

<sup>45</sup>Nous avons aussi évalué une série de modèles de probabilité de Weibull pour déterminer le taux de cessation du recours à l'AR. Exclusion faite des covariables, les modèles indiquent que le taux de cessation est de 7,4 % moins élevé chez les participantes au groupe programme, mais l'effet n'est pas statistiquement significatif (valeur  $p = 0,14$ ). Quand on ajoute les covariables au modèle de Weibull, le taux de cessation du recours à l'AR chez les participantes au groupe programme est de 9,4 % moins élevé, et il est statistiquement significatif à des niveaux classiques (valeur  $p = 0,06$ ). Il convient de noter que les modèles de probabilité ne peuvent être utiles que pour évaluer les différences entre un groupe programme et un groupe témoin à partir d'hypothèses extrêmement restrictives (voir, par exemple, Ham et LaLonde (1996)).

<sup>46</sup>Les impacts sur les résultats liés au marché du travail pour chaque mois visé sont tirés de l'échantillon de personnes pour qui il existait des données à ce sujet pour ce mois-là. Pour les mois 1 à 7, l'échantillon comprenait 3 055 personnes (1 528 dans le groupe témoin et 1 527 dans le groupe programme) ; pour le mois 8, l'échantillon comprenait 3 045 personnes (1 521 dans le groupe témoin et 1 524 dans le groupe programme) ; pour le mois 9, l'échantillon comprenait 2 986 personnes (1 493 dans le groupe témoin et 1 493 dans le groupe programme) ; et pour le mois 10, l'échantillon comprenait 2 450 personnes (1 241 dans le groupe témoin et 1 209 dans le groupe programme).

**Figure 4**  
**Gains mensuels moyens, échantillon requérantes**



**Figure 5**  
**Heures de travail mensuelles moyennes, échantillon requérantes**

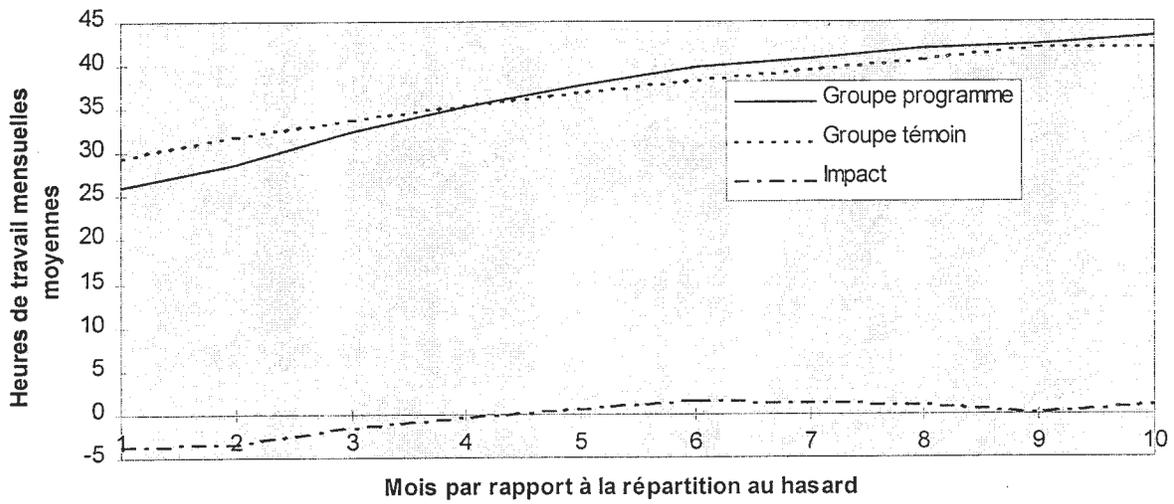
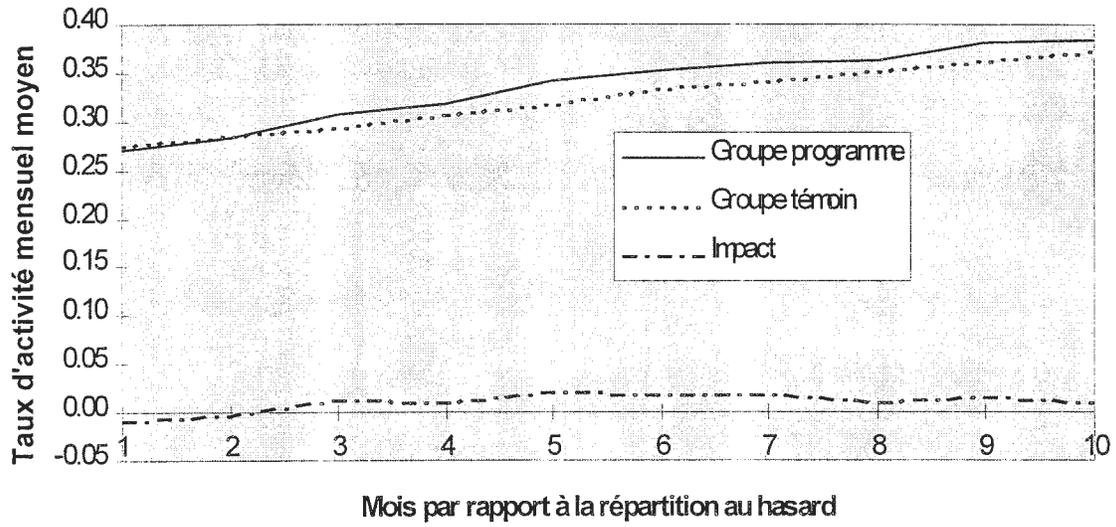


Figure 6  
Taux d'activité mensuel moyen, échantillon requérantes



étaient un peu moins susceptibles de travailler et de ne pas toucher de prestations d'AR<sup>47</sup>. Étant donné que ni l'un ni l'autre de ces effets relatifs n'est statistiquement significatif pour la plupart des mois en question, ces différences doivent toutefois être interprétées avec prudence.

### *Variation des impacts entre les sous-groupes*

Nous avons bien insisté là-dessus, l'offre du PAS ne devrait vraisemblablement pas avoir le même effet sur le comportement de toutes les nouvelles requérantes de l'AR. Celles qui, en temps normal, toucheraient des prestations pendant une période très courte ou très longue seraient vraisemblablement moins susceptibles de modifier leur comportement que celles qui, en temps normal, auraient cessé de toucher des prestations d'AR après une période allant de 6 à 12 mois. L'utilisation de modèles où l'effet du programme peut varier en fonction des caractéristiques individuelles qui peuvent être mises en corrélation avec la durée prévue du recours à l'aide sociale est un moyen d'évaluer l'éventuelle variation des impacts du programme. Le tableau 4 présente des tests  $f$  simples pour l'inclusion de ces effets d'interaction en faisant appel à des modèles de régression fondés sur les MCO pour indiquer l'admissibilité au PAS au cours du dernier mois (mois 13) et le recours à l'AR au cours du mois 11<sup>48</sup>. Tous les modèles incluent les 42 covariables de base comme effets principaux ; dans les différentes rangées du tableau, on ajoute les interactions de divers sous-ensembles des covariables avec la variable fictive pour le groupe programme<sup>49</sup>.

Les résultats de ces tests indiquent que l'impact du programme du PAS est peu susceptible de varier de façon systématique chez les divers groupes ainsi constitués : aucun des ensembles d'effets d'interaction n'est conjointement significatif même au niveau de 20 %<sup>50</sup>. Bien entendu, même en supposant un effet de traitement homogène, les impacts estimés du programme ne sont que marginalement significatifs. Étant donné la faible ampleur des impacts

---

<sup>47</sup>Il se peut que la perspective de devenir admissible au PAS et de travailler à plein temps ait incité certaines des participantes au groupe programme à accepter un emploi à temps partiel au cours des mois suivant la répartition au hasard, de sorte que l'activité serait en fait plus élevée chez les participantes au groupe programme que chez leurs homologues du groupe témoin.

<sup>48</sup>Comme nous l'avons déjà indiqué, ce ne sont pas là les mois où les impacts sont les plus considérables, mais les interactions pour tous les autres mois suivant l'entrevue initiale produisent les mêmes conclusions.

<sup>49</sup>En termes plus précis, nous présentons les valeurs de probabilité pour le test  $\gamma = 0$  dans les modèles de régression fondés sur les MCO sous la forme suivante :  $\gamma_i = P_i\alpha + X_i\beta + P_iX\gamma + e_i$ ,  $\gamma_i$  étant la variable dépendante correspondant à l' $i$  individuel,  $P_i$  étant la variable fictive de l'appartenance au groupe programme,  $X_i$  étant un ensemble de caractéristiques de base de l' $i$  individuel,  $\alpha$ ,  $\beta$  et  $\gamma$  étant les paramètres à évaluer et  $e_i$  étant un résidu.

<sup>50</sup>Si nous ne tenons compte que de la mobilité résidentielle (une des trois caractéristiques de la rangée 7 du tableau 4), un effet d'interaction significatif se produit sur la probabilité du recours à l'AR. Les participantes au groupe programme qui n'ont pas déménagé au cours des cinq années avant l'entrevue initiale sont plus susceptibles de 10 points de pourcentage (écart statistiquement significatif) que leurs homologues du groupe témoin de recourir à l'AR. Pour chaque déménagement qui se produit au cours de la période antérieure de cinq ans, l'impact se trouve réduit de 2 points de pourcentage, soit une différence statistiquement significative. Ainsi, l'effet sur la demande est plus susceptible de se faire sentir chez les prestataires de l'AR ayant un milieu socio-économique plus stable. Il se peut aussi que ces personnes aient une meilleure connaissance des "règles" du régime d'aide sociale, qui pourrait en conséquence leur permettre de mieux comprendre les avantages du PAS.

Tableau 4 : Tests de validité de la variation de l'impact du programme sur la probabilité de l'admissibilité au PAS et du recours à l'AR pendant le mois 11 pour tous les sous-groupes

Interaction ajoutée aux caractéristiques de base	Nombre d'interactions	Valeurs p des termes d'interaction	
		Admissible	AR, mois 11
1. Effets de l'âge (quadratique plus indicateurs du fait d'avoir moins de 25 ans et de l'attribution d'un âge)	4	0,43	0,63
2. Bureau du PAS (Vancouver ou New Westminster)	1	0,80	0,70
3. Sexe (homme ou femme)	1	1,00	1,00
4. Niveau d'instruction (indicateurs du fait de ne pas avoir terminé ses études secondaires et d'avoir fait certaines études post-secondaires)	2	0,55	0,84
5. Structure familiale à la date repère (nombre d'enfants appartenant à trois groupes d'âge, 0-5, 6-12 et 13-18 ; nombre d'autres adultes ; variable fictive pour les personnes mariées)	5	0,73	0,92
6. Antécédents d'AR (nombre de mois d'AR au cours des quatre dernières années et des deux dernières années ; variable fictive correspondant au non-recours à l'AR au cours des deux dernières années ; variable fictive correspondant au fait d'avoir eu des parents qui avaient touché de l'AR)	4	0,62	0,29
7. Caractéristiques relatives au logement (indicateurs du fait d'être propriétaire et de toucher une subvention au logement ; nombre de déménagements au cours des cinq dernières années)	3	0,58	0,86
8. Antécédents professionnels (indicateur du fait de n'avoir aucune expérience de travail ; nombre d'années d'expérience de travail)	2	0,27	0,26
9. Situation au regard de l'activité à la date repère (indicateurs du fait de travailler ou de chercher du travail à la date repère ; indicateurs du fait d'avoir un problème physique ou émotif limitant l'activité)	4	0,98	1,00
10. Origine (indicateurs du fait d'être né(e) au Canada et de l'appartenance à sept groupes ethniques)	8	0,35	0,58
11. Durée du recours à l'AR à la date repère et interactions de la durée du recours (avec une variable fictive correspondant au fait de travailler à la date repère)	8	0,93	0,86
12. Toutes les interactions	42	0,38	0,53

Notes : Le tableau fait état des valeurs de probabilité des tests f de validité de l'exclusion des interactions de la variable fictive de l'appartenance au groupe programme avec diverses autres covariables, dans des modèles de régression selon la méthode des MCO pour tenir compte du fait d'être admissible au PAS au mois 13 et d'avoir touché des prestations d'AR au mois 11. Tous les modèles sont évalués à partir d'un échantillon de 3 315 observations relatives au groupe programme et au groupe témoin, et ils incluent une variable fictive de l'appartenance au groupe programme ainsi que 42 covariables.

moyens du programme et la taille relativement petite des échantillons de l'expérience, il est difficile de repérer des différences statistiquement significatives entre les divers sous-groupes.

### ***Participant au groupe programme "informées" et "non informées"***

Même si les données du tableau 2 indiquent qu'entre 50 % et 75 % des participantes au groupe programme avaient une connaissance assez précise du programme du PAS, une minorité importante d'entre elles étaient relativement mal informées. Si l'on en juge par la connaissance que les prestataires de l'aide sociale avaient d'autres éléments du régime d'aide au revenu, certaines personnes ne connaîtraient pas le programme de supplément du PAS même s'il s'agissait d'un élément permanent du régime d'aide au revenu. Les impacts estimés du programme présentés au tableau 3 pourraient néanmoins être plus considérables si plus de participantes au groupe programme étaient pleinement informées au sujet du PAS.

Étant donné que toutes les participantes au groupe programme ont reçu la même information, il est impossible de réaliser une évaluation expérimentale des effets de la fourniture de niveaux d'information différents sur l'ampleur de l'effet recours prolongé. Nous avons donc décidé d'utiliser les réponses à la question "pendant combien de temps faut-il toucher des prestations d'aide au revenu pour avoir droit à des paiements au titre du PAS ?" pour répartir les participantes au groupe programme en deux groupes : celles qui étaient bien informées au sujet du PAS (au moment de l'enquête de 12 mois) et celles qui étaient moins bien informées<sup>51</sup>. Un peu plus de la moitié des participantes au groupe étaient bien informées selon ce critère (voir tableau 2). Nous avons ensuite comparé le taux d'admissibilité au PAS et le taux de recours à l'AR des sous-groupes de participantes au groupe programme informées et non informées aux taux de leurs homologues du groupe témoin.

Il est important de souligner que des comparaisons comme celles-là ne sont pas nécessairement valables, puisque les personnes incluses dans un *certain* sous-ensemble du groupe programme peuvent différer systématiquement de celles qui font partie du groupe témoin dans son ensemble. Il est possible d'éliminer certaines de ces différences en se servant d'un cadre de régression classique pour ajuster en fonction des caractéristiques observées. Il se peut toutefois que d'autres différences non observées persistent, de sorte qu'il y aurait des différences de comportement qui ne seraient pas vraiment attribuables à l'effet du programme.

Étant donné que la connaissance du PAS a été mesurée au moment de l'enquête de 12 mois, nous ne pouvons faire la distinction entre les participantes au groupe programme informées et non informées que pour le sous-ensemble de celles qui ont répondu au questionnaire. Nous nous limiterons donc aux participantes au groupe programme et au groupe témoin qui ont répondu au questionnaire de 12 mois. Les quatre premières colonnes du tableau 5 montrent la fraction respective du groupe témoin, du groupe programme dans son ensemble et des sous-ensembles des participantes au groupe programme informées et non informées qui étaient toujours théoriquement admissibles au PAS selon le nombre de mois suivant la répartition au hasard. Les deux colonnes qui suivent indiquent les impacts estimés, bruts et ajustés en fonction de la régression, de l'offre du supplément sur l'admissibilité théorique au PAS de l'ensemble du groupe programme par rapport au groupe témoin. L'évolution des impacts estimés y est

---

<sup>51</sup> Il ne faut pas oublier que l'enquête de 12 mois a été réalisée *juste avant* que les participantes au groupe programme ne soient informées de leur situation au regard de l'admissibilité au PAS.

semblable à celle observée au tableau 3, même si les impacts estimés pour le sous-échantillon des répondantes au questionnaire de 12 mois sont un peu plus considérables que ceux de l'ensemble de l'échantillon de l'expérience requérantes. Ainsi, l'impact ajusté sur l'admissibilité théorique au PAS au cours du mois 13 est de 3,5 points de pourcentage chez les répondantes à l'enquête de 12 mois, comparativement à 3,1 points de pourcentage chez l'ensemble de l'échantillon.

La comparaison de l'admissibilité au PAS des deux sous-échantillons du groupe programme révèle que les participantes informées sont moins susceptibles d'avoir continué à toucher des prestations d'AR et d'avoir conservé leur admissibilité au PAS que les non-informées. Cet écart est compatible avec d'autres différences entre les deux sous-groupes : par exemple, les non-informées comptent une proportion plus grande d'immigrantes et de personnes qui n'ont pas terminé leurs études secondaires, tandis que les informées comptent une fraction sensiblement plus élevée de personnes qui travaillaient au moment de l'entrevue initiale. Par conséquent, comme le montrent les colonnes "impact brut du programme" au tableau 5, l'écart entre le sous-groupe des participantes informées et l'ensemble du groupe témoin sur le plan de l'admissibilité au PAS est un peu moins important que l'écart correspondant entre le sous-groupe des participantes non informées et l'ensemble du groupe témoin. L'ajustement en fonction des caractéristiques *observées* des différents sous-groupes fait augmenter les impacts du programme chez les participantes informées et les fait baisser chez les non-informées. Comme l'indiquent les résultats figurant dans la dernière colonne du tableau, les différences entre les impacts ajustés pour les deux sous-groupes ne sont toutefois pas statistiquement significatives de manière générale.

Les impacts ajustés pour les deux sous-groupes sont révélateurs. D'une part, les impacts ajustés pour les participantes au groupe programme non informées sont faibles et uniformément non significatifs, conformément à l'hypothèse selon laquelle peu de personnes non informées ont effectivement modifié leur comportement en réponse à l'offre du PAS. Le fait que leurs taux d'admissibilité au PAS soient plus élevés que ceux du groupe témoin ou du sous-groupe des participantes au groupe programme informées s'explique par des caractéristiques comme leur faible niveau d'instruction qui fait en sorte qu'elles sont moins susceptibles de renoncer à l'AR même en l'absence d'un impact dû au programme. D'autre part, les impacts ajustés pour le sous-échantillon des participantes informées sont d'environ 30 % à 40 % plus importants que les impacts ajustés pour le groupe programme dans son ensemble, et ils sont statistiquement significatifs tout au long des derniers mois de la période de détermination de l'admissibilité.

Il se peut (mais ce n'est pas nécessairement le cas) que ces impacts ajustés représentent la limite supérieure des impacts qui seraient observés si la quantité d'information diffusée au sujet du PAS était beaucoup plus considérable. En termes plus précis, deux conditions doivent être satisfaites pour que les impacts ajustés du sous-groupe des participantes informées représentent la limite supérieure des impacts du programme. Premièrement, il ne peut y avoir de différence non observée entre les personnes faisant partie du sous-groupe des participantes informées et le groupe témoin qui conduisent à des différences de comportement quant au recours à l'AR. Deuxièmement, l'effet de l'offre du supplément du PAS sur le comportement doit être le même pour le sous-groupe des participantes informées et pour les non-informées, qui pourraient éventuellement répondre à l'offre du PAS si elles la comprenaient. Étant donné que nous ne savons pas si ces deux conditions sont satisfaites, nous réitérons que les estimations présentées au tableau 5 doivent être interprétées avec beaucoup de prudence.

Tableau 5 : Type d'aide au revenu et résultats liés au marché du travail des participantes au programme requérantes selon le groupe d'appartenance et les impacts estimés : ensemble de l'échantillon des répondantes au questionnaire de 12 mois et participantes au groupe programme informées ou non informées

Mois	Pourcentage toujours admissibles au PAS												Impacts du programme						Valeur de probabilité du test d'égalité des impacts ajustés			
	Groupe programme						Toutes les répondantes						Groupe programme informé au groupe témoin			Groupe programme non informé au groupe témoin						
	Témoïn			Informées			Non informées			Brut		Ajusté		Brut		Ajusté		Brut		Ajusté		
	SO	SO	SO	SO	SO	SO	SO	SO	SO	SO	SO	SO	SO	SO	SO	SO	SO	SO		SO	SO	SO
1	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	SO
2	95,5 (0,5)	96,3 (0,5)	96,5 (0,7)	96,2 (0,7)	96,2 (0,7)	96,2 (0,7)	0,8 (0,7)	0,8 (0,7)	0,8 (0,7)	0,8 (0,7)	0,8 (0,7)	1,0 (0,8)	1,0 (0,8)	1,0 (0,8)	0,6 (0,9)	0,6 (0,9)	0,6 (0,9)	0,6 (0,9)	0,6 (0,9)	0,6 (0,9)	0,6 (0,9)	0,69
3	87,4 (0,9)	88,2 (0,8)	88,0 (1,2)	88,4 (1,2)	88,4 (1,2)	88,4 (1,2)	0,9 (1,2)	1,0 (1,1)	1,0 (1,1)	1,0 (1,1)	1,0 (1,1)	1,1 (1,4)	1,1 (1,4)	1,1 (1,4)	1,1 (1,5)	1,1 (1,5)	1,1 (1,5)	1,1 (1,5)	1,1 (1,5)	1,1 (1,5)	1,1 (1,5)	0,85
4	80,0 (1,0)	82,1 (1,0)	82,5 (1,4)	81,8 (1,4)	81,8 (1,4)	81,8 (1,4)	2,1 (1,4)	2,3* (1,3)	2,3* (1,3)	2,3* (1,3)	2,4 (1,7)	3,3** (1,6)	3,3** (1,6)	3,3** (1,6)	1,7 (1,8)	1,7 (1,8)	1,7 (1,8)	1,7 (1,8)	1,7 (1,8)	1,7 (1,8)	1,2 (1,7)	0,27
5	75,2 (1,1)	78,3 (1,1)	78,3 (1,5)	78,2 (1,5)	78,2 (1,5)	78,2 (1,5)	3,1* (1,5)	3,4** (1,4)	3,4** (1,4)	3,4** (1,4)	3,1* (1,8)	4,3** (1,7)	4,3** (1,7)	4,3** (1,7)	3,1 (1,9)	3,1 (1,9)	3,1 (1,9)	3,1 (1,9)	3,1 (1,9)	3,1 (1,9)	2,4 (1,8)	0,34
6	71,1 (1,2)	74,0 (1,1)	73,6 (1,6)	74,3 (1,6)	74,3 (1,6)	74,3 (1,6)	2,9* (1,6)	3,2** (1,5)	3,2** (1,5)	3,2** (1,5)	2,6 (1,9)	4,0** (1,9)	4,0** (1,9)	4,0** (1,9)	3,2 (2,0)	3,2 (2,0)	3,2 (2,0)	3,2 (2,0)	3,2 (2,0)	3,2 (2,0)	2,4 (1,9)	0,45
7	68,0 (1,2)	70,4 (1,2)	70,4 (1,6)	70,3 (1,7)	70,3 (1,7)	70,3 (1,7)	2,4 (1,7)	2,7* (1,6)	2,7* (1,6)	2,7* (1,6)	2,4 (2,0)	4,1** (1,9)	4,1** (1,9)	4,1** (1,9)	2,4 (2,1)	2,4 (2,1)	2,4 (2,1)	2,4 (2,1)	2,4 (2,1)	2,4 (2,1)	1,2 (1,9)	0,19
8	65,2 (1,2)	67,4 (1,2)	67,5 (1,7)	67,3 (1,7)	67,3 (1,7)	67,3 (1,7)	2,2 (1,7)	2,6* (1,6)	2,6* (1,6)	2,6* (1,6)	2,3 (2,1)	4,3** (1,9)	4,3** (1,9)	4,3** (1,9)	2,2 (2,1)	2,2 (2,1)	2,2 (2,1)	2,2 (2,1)	2,2 (2,1)	2,2 (2,1)	0,8 (2,0)	0,13
9	62,9 (1,2)	65,0 (1,2)	64,9 (1,7)	65,0 (1,8)	65,0 (1,8)	65,0 (1,8)	2,1 (1,7)	2,6* (1,6)	2,6* (1,6)	2,6* (1,6)	2,1 (2,1)	4,3** (2,0)	4,3** (2,0)	4,3** (2,0)	2,2 (2,2)	2,2 (2,2)	2,2 (2,2)	2,2 (2,2)	2,2 (2,2)	2,2 (2,2)	0,8 (2,0)	0,14
10	59,7 (1,3)	62,8 (1,2)	62,8 (1,7)	62,9 (1,8)	62,9 (1,8)	62,9 (1,8)	3,2* (1,8)	3,6** (1,6)	3,6** (1,6)	3,6** (1,6)	3,1 (2,1)	5,4*** (2,0)	5,4*** (2,0)	5,4*** (2,0)	3,2 (2,2)	3,2 (2,2)	3,2 (2,2)	3,2 (2,2)	3,2 (2,2)	3,2 (2,2)	1,6 (2,0)	0,11
11	58,2 (1,3)	60,7 (1,2)	59,8 (1,7)	61,8 (1,8)	61,8 (1,8)	61,8 (1,8)	2,5 (1,8)	3,0* (1,7)	3,0* (1,7)	3,0* (1,7)	1,6 (2,2)	3,9* (2,0)	3,9* (2,0)	3,9* (2,0)	3,5 (2,2)	3,5 (2,2)	3,5 (2,2)	3,5 (2,2)	3,5 (2,2)	3,5 (2,2)	2,0 (2,1)	0,43
12	56,5 (1,3)	59,4 (1,3)	58,6 (1,7)	60,1 (1,8)	60,1 (1,8)	60,1 (1,8)	2,8 (1,8)	3,4** (1,7)	3,4** (1,7)	3,4** (1,7)	2,1 (2,2)	4,7** (2,0)	4,7** (2,0)	4,7** (2,0)	3,6 (2,2)	3,6 (2,2)	3,6 (2,2)	3,6 (2,2)	3,6 (2,2)	3,6 (2,2)	2,1 (2,1)	0,27
13	56,4 (1,3)	59,4 (1,3)	58,6 (1,7)	60,1 (1,8)	60,1 (1,8)	60,1 (1,8)	3,0* (1,8)	3,5** (1,7)	3,5** (1,7)	3,5** (1,7)	2,3 (2,2)	4,8** (2,0)	4,8** (2,0)	4,8** (2,0)	3,8* (2,2)	3,8* (2,2)	3,8* (2,2)	3,8* (2,2)	3,8* (2,2)	3,8* (2,2)	2,2 (2,1)	0,28

Notes : Les erreurs types sont indiquées entre parenthèses. La mention SO veut dire "sans objet". Les échantillons ne comprennent que les personnes (à suivre)

Tableau 5, suite

qui ont répondu au questionnaire de 12 mois (1 527 du groupe témoin et 1 528 du groupe programme). Le "groupe programme" informé désigne l'ensemble des 793 personnes qui, au moment du questionnaire de 12 mois, étaient au courant du délai d'admissibilité de 12 mois du PAS. Le "groupe programme non informé" désigne l'ensemble des 735 personnes qui n'étaient pas au courant du délai d'admissibilité de 12 mois. Les impacts ajustés du programme sont obtenus à partir d'un modèle qui met ensemble les données de toutes les personnes appartenant aux groupes témoin et programme et qui comprend des variables fictives pour les participantes au groupe programme informées et non informées de même que 42 autres covariables.

Les niveaux de signification des impacts (test t bilatéral) sont les suivants : \* $p < 10\%$ , \*\* $p < 5\%$ , \*\*\* $p < 1\%$ .

## ***Résumé des impacts estimés***

En résumé, les impacts estimés présentés au tableau 3 et aux figures 2 à 6 indiquent un effet recours prolongé modeste chez le groupe programme, mais aucune réduction correspondante de l'activité. Les impacts estimés sur le recours à l'AR, sur les prestations moyennes d'AR et sur l'admissibilité possible au PAS se manifestent entre le quatrième et le dixième mois de l'expérience pour atteindre leur sommet vers la fin du délai d'admissibilité de 12 mois. À leur sommet, les impacts atteignent environ 3 points de pourcentage et sont tout juste significatifs au niveau de 10 %. Rien ne permet de conclure à des variations systématiques des impacts du programme sans égard aux différences entre les caractéristiques de base des participantes, bien que cela puisse s'expliquer par le fait que les impacts du programme dans leur ensemble soient modestes et qu'ils soient à peine statistiquement significatifs. Enfin, les impacts du programme pour les 50 % environ des participantes au groupe programme qui étaient bien informées au sujet du PAS vers la fin de leur délai d'admissibilité théorique de 12 mois sont de 30 % à 40 % plus importants environ que les impacts pour l'ensemble du groupe programme. Si donc toutes les requérantes de l'AR étaient bien informées, la limite supérieure de l'effet recours prolongé estimé de l'offre du supplément du PAS serait d'environ 5 points de pourcentage.

## **Comportement post-admissibilité**

### ***Choix d'un groupe de comparaison parmi les participantes à l'expérience prestataires***

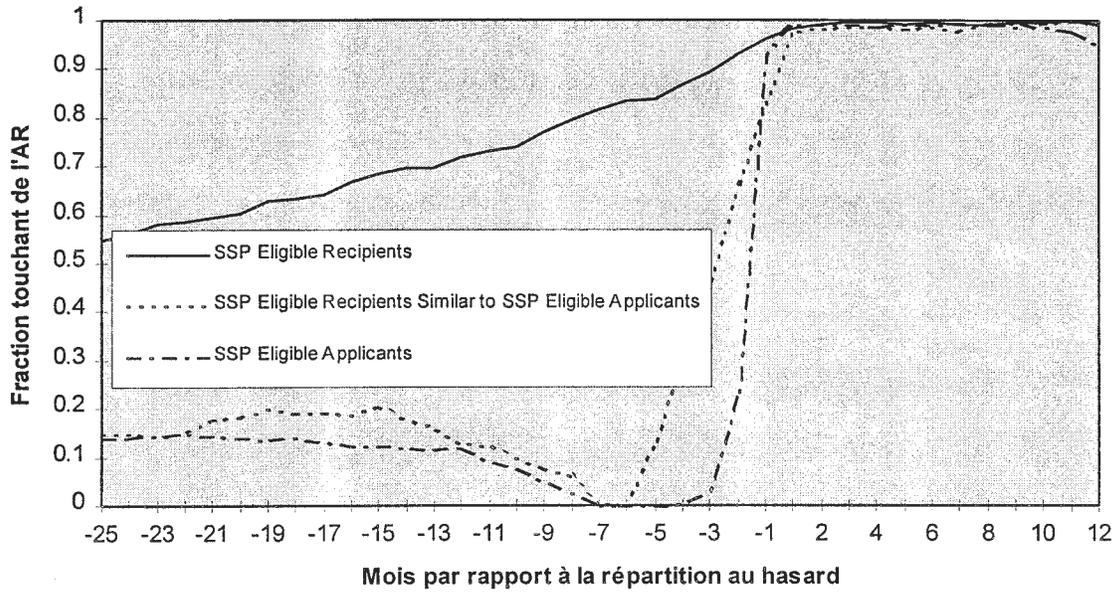
Certaines données tendant à montrer l'existence d'un effet recours prolongé modeste chez le groupe programme, il est intéressant de comparer le taux de participation au PAS des membres du groupe programme qui sont devenues admissibles au supplément avec celui de leurs homologues de l'expérience prestataires. Les premières savaient d'avance qu'elles pourraient devenir admissibles au PAS, tandis que ces dernières n'avaient reçu aucun "préavis" à cet effet. Si l'on suppose que l'offre d'un supplément incite certaines personnes à prolonger leur recours à l'aide sociale, on s'attendrait à ce que ces personnes qui auraient prolongé leur recours acceptent l'offre d'un supplément assez rapidement une fois leur admissibilité établie. Si donc il pouvait être démontré que les participantes admissibles qui faisaient partie de l'expérience effet sur la demande déclenchaient le supplément de revenu plus rapidement que leur homologues de l'expérience prestataires, l'hypothèse d'un effet recours prolongé serait ainsi corroborée.

Il importe toutefois de préciser que la comparaison devrait se faire entre les participantes aux deux expériences qui sont en *tous autres points semblables*. Comme nous l'avons indiqué dans nos observations sur le tableau 1, les prestataires à long terme de l'aide sociale qui sont inscrites à l'expérience prestataires du PAS sont, en moyenne, moins "prêtes à travailler" que les nouvelles requérantes inscrites à l'expérience effet sur la demande. Même après avoir touché des prestations d'AR pendant 12 mois pour établir leur admissibilité au PAS, les participantes à l'expérience requérantes touchent en moyenne des prestations d'aide sociale moins longtemps que leurs homologues de l'expérience prestataires. Il ne serait donc pas surprenant que les requérantes renoncent plus vite à l'aide sociale en faveur du PAS que les prestataires.

Il est néanmoins possible de repérer parmi l'échantillon prestataires les personnes dont les antécédents de recours à l'aide sociale sont semblables à ceux de l'échantillon nouvelles requérantes. La figure 7 montre la fraction de celles qui touchaient des prestations d'AR selon le

Figure 7

Antécédents d'aide au revenu des requérantes admissibles au PAS, des prestataires admissibles au PAS et des prestataires admissibles au PAS qui n'ont pas touché d'AR dans les six ou sept mois précédant la nouvelle demande qui a permis d'établir leur admissibilité



Legend:

SSP Eligible Recipients	=	Prestataires admissibles au PAS
SSP Eligible Recipients Similar to SSP Eligible Applicants	=	Prestataires admissibles au PAS semblables aux requérantes admissibles au PAS
SSP Eligible Applicants	=	Requérantes admissibles au PAS

nombre de mois précédant la date repère, et ce, pour trois échantillons : le sous-ensemble des participantes au groupe programme de l'expérience effet sur la demande qui sont devenues admissibles au PAS ("requérantes admissibles") ; l'ensemble de l'échantillon des chefs de famille monoparentale de la Colombie-Britannique de l'expérience prestataires (qui sont toutes admissibles) ; et un sous-ensemble de prestataires de la Colombie-Britannique qui, 17 ou 18 mois avant la date repère pour les prestataires, ne touchaient pas d'AR (elles aussi sont toutes admissibles). À des fins de comparaison entre les deux expériences, une nouvelle "date repère" est établie pour le groupe prestataires, qui survient 11 mois après la date repère véritable (c.-à-d. la date de l'entrevue initiale), de sorte que les prestataires deviennent admissibles au PAS le même mois (à peu près) que les requérantes.

Comme le montre bien la figure, l'ensemble de l'échantillon des prestataires de la Colombie-Britannique a, à la date repère, un taux de recours à l'AR beaucoup plus élevé que l'échantillon des requérantes admissibles. La différence s'explique par le critère d'admissibilité de l'échantillon requérantes qui exigeait que les participantes n'aient pas touché d'AR pendant les six mois précédant leur mois repère. Quand un critère semblable est appliqué aux prestataires, le taux de recours à l'AR avant le mois repère chez le sous-échantillon ainsi constitué est remarquablement similaire à celui des requérantes admissibles. Ce sous-échantillon de prestataires devient donc un groupe de comparaison naturel pour examiner le comportement post-admissibilité des requérantes, bien qu'il puisse subsister des différences non observées entre les deux groupes.

### ***Avis d'admissibilité et déclenchement du supplément***

Une fois que les participantes au groupe programme ont passé l'entrevue de 12 mois (généralement le dixième ou le onzième mois après la répartition au hasard), leur admissibilité au PAS a été déterminée à partir des plus récents dossiers de l'AR<sup>52</sup>. Les personnes admissibles au PAS ont alors été informées par courrier de leur situation et ont été invitées à participer à une séance d'orientation relative au PAS semblable à celle qui a été offerte aux personnes retenues pour l'expérience prestataires. Au total, 93 % des personnes admissibles parmi l'échantillon requérantes ont participé à une de ces séances d'orientation, comparativement à 95 % de l'échantillon prestataires.

Une fois informées de leur admissibilité au PAS, les personnes avaient 12 mois pour se trouver du travail à plein temps, renoncer à l'AR et commencer à recevoir les paiements du PAS. Le PAS leur était offert pendant une période maximale de 36 mois après leur première période de paiement du supplément. Celles qui perdaient leur emploi après avoir déclenché le supplément pouvaient retourner à l'AR à n'importe quel moment pendant la période d'admissibilité de trois ans et déclencher à nouveau le supplément dès que leurs heures dépassaient le minimum requis. Les modalités d'application du programme de supplément sont décrites de façon plus détaillée

---

<sup>52</sup>Le modèle du PAS prévoyait que l'enquête se fasse au cours du douzième mois de recours à l'AR, avant que l'admissibilité ne soit décidée. Les intervieweurs devaient essayer de nouveau le treizième et, au besoin, le quatorzième mois s'ils n'avaient pas réussi à réaliser l'entrevue, de sorte que, dans certains cas, la détermination de l'admissibilité a été retardée. S'ils n'avaient toujours pas réussi à réaliser l'entrevue après trois tentatives, l'admissibilité était déterminée sans égard à l'entrevue de 12 mois.

dans Mijanovich et Long (1995) et dans Card et Robins (1996)<sup>53</sup>.

Le tableau 6 indique la fraction des requérantes admissibles qui ont déclenché le paiement du supplément selon le nombre de mois suivant l'envoi de l'avis d'admissibilité au PAS ainsi que la fraction comparable des membres de l'expérience prestataires qui ont déclenché le paiement du supplément selon le nombre de mois suivant l'envoi de l'avis d'admissibilité. Le tableau indique que les requérantes admissibles ne sont pas passées plus rapidement au PAS que le sous-échantillon des prestataires ayant des antécédents semblables pour ce qui est du recours à l'AR. En fait, il semble que les prestataires admissibles y soient passées plus rapidement que les requérantes, bien que l'écart ne soit pas significatif. Ainsi, deux mois après avoir été informées de leur admissibilité, 10,6 % des requérantes admissibles avaient déclenché le paiement du supplément comparativement à 14,6 % du sous-échantillon des prestataires choisies pour la similarité de leurs antécédents. L'écart (indiqué dans la colonne d'extrême droite du tableau 6) n'est pas statistiquement significatif, ce qui donne à entendre que le comportement des requérantes admissibles et des prestataires ayant des antécédents semblables est essentiellement le même. Au quatrième mois, l'écart se rétrécit et, par la suite, les taux de déclenchement du supplément des requérantes admissibles dépassent ceux du sous-échantillon des prestataires choisies pour la similarité de leurs antécédents, mais encore là, les différences ne sont pas statistiquement significatives. Les deux groupes ont des taux de déclenchement du supplément beaucoup plus élevés que ceux de l'ensemble du groupe programme des prestataires, comme on pouvait s'y attendre étant donné que les prestataires ont dans l'ensemble des taux de recours à l'aide sociale avant le mois repère qui sont beaucoup plus élevés (voir figure 3) et qu'elles ne commenceraient vraisemblablement pas à travailler à plein temps aussi vite.

Ces comparaisons simples du comportement relatif au déclenchement du supplément du PAS ne confirment pas l'hypothèse selon laquelle un sous-ensemble de requérantes prolongeraient leur recours à l'AR pour devenir admissibles au PAS et commencer aussitôt après à travailler. Cependant, après cinq mois environ, les données montrent que le taux de déclenchement du supplément chez les requérantes dépasse celui des prestataires ayant des antécédents semblables dans un pourcentage qui correspond à peu près au pourcentage de l'effet recours prolongé (3 points de pourcentage), mais l'écart n'est pas statistiquement significatif<sup>54</sup>. Bien que le taux de déclenchement du PAS des deux groupes ne semble pas être différent (surtout pas pendant les premiers mois), ces résultats doivent être interprétés avec prudence, parce que nous ne pouvons pas être sûrs que les groupes ainsi comparés ont des caractéristiques non observées identiques qui les inciteraient à se chercher du travail et à devenir ainsi admissibles au PAS.

## Conclusions

Tout programme social ciblé risque d'inciter certaines personnes à modifier leur comportement pour y devenir admissibles. Dans le cas de programmes de formation ou de supplément de revenu destinés aux prestataires de l'aide sociale, des études antérieures arrivent à

---

<sup>53</sup>En peu de mots, les participantes devaient envoyer par la poste leurs talons de chèque (ou des documents semblables) afin de permettre la vérification de leurs heures et de leurs gains.

<sup>54</sup>Au mois 8, l'écart se rétrécit et demeure non statistiquement significatif.

Tableau 6 : Comparaison du taux de déclenchement du PAS chez les participantes au groupe programme admissibles de la démonstration effet sur la demande et chez les participantes au groupe programme de la démonstration prestataires de la Colombie-Britannique

Mois écoulés depuis l'avis d'admissi- bilité	Pourcentage qui ont déclenché le PAS			
	Requérantes admissibles (1)	Toutes (2)	Prestataires de la CB : Sous-ensemble ayant cessé le recours à l'AR avant la date repère (3)	Différence : colonne 1- colonne 3 (4)
1	7,1 (0,8)	5,0 (0,8)	9,7 (3,0)	-2,6 (3,0)
2	10,6 (1,0)	7,4 (1,0)	14,6 (3,5)	-4,0 (3,6)
3	13,9 (1,1)	9,2 (1,1)	14,6 (3,5)	-0,7 (3,7)
4	18,9 (1,3)	12,2 (1,2)	18,4 (3,8)	0,5 (4,0)
5	21,5 (1,3)	13,4 (1,3)	18,4 (3,8)	3,1 (4,0)
6	23,3 (1,4)	15,5 (1,4)	21,4 (4,1)	1,9 (4,3)
7	25,7 (1,4)	17,4 (1,4)	23,3 (4,2)	2,4 (4,4)
8	27,4 (1,5)	20,0 (1,5)	26,2 (4,4)	1,2 (4,6)
Taille de l'échantillon	938	714	103	SO

Notes : Les erreurs types sont indiquées entre parenthèses. La mention SO veut dire "sans objet". Les chiffres indiqués dans le tableau correspondent au pourcentage du groupe qui ont commencé à recevoir des paiements au titre du supplément du PAS en contrepartie du travail effectué au cours du mois visé. CB est l'abréviation de Colombie-Britannique.

la conclusion que l'“effet sur la demande” de ces programmes pourrait être considérable et pourrait peser pour une part importante dans le coût global du programme. Les responsables ayant reconnu très tôt que le Projet d'autosuffisance pourrait avoir un effet sur la demande, une expérience distincte a été réalisée pour mesurer l'importance de cet effet. L'effet sur la demande d'un programme comme le PAS peut être de deux types. D'une part, il se peut que des personnes qui normalement ne demanderaient pas l'aide sociale présentent une demande afin de devenir admissibles au PAS (effet “nouvelle requérante”). D'autre part, il se peut que des prestataires de l'aide sociale qui normalement toucheraient des prestations d'AR pendant moins d'un an continuent à en toucher pendant un an pour satisfaire au critère d'admissibilité (effet “recours prolongé”). L'examen de l'effet du PAS sur la demande s'est limité à l'effet recours prolongé, et ce, pour deux raisons. D'abord, effectuer une expérience pour vérifier un éventuel effet nouvelle requérante coûterait très cher, puisqu'il faudrait un échantillon assez important de chefs de famille monoparentale pour déceler des impacts statistiquement significatifs. Puis, en raison de la honte et des coûts liés au fait de recourir à l'AR, l'effet nouvelle requérante serait sans doute beaucoup moins important que l'effet recours prolongé, et il pourrait même être presque nul.

D'après l'analyse que nous avons effectuée, l'effet recours prolongé est assez faible, atteignant environ 3 points de pourcentage (ne touchant donc que 3 % de toutes les nouvelles requérantes de l'AR). Il ne semble pas y avoir d'effet correspondant sur les résultats liés au marché du travail des personnes théoriquement admissibles au PAS. (Le recours prolongé à l'AR aurait vraisemblablement dû retarder d'autant la participation au marché du travail.) La faiblesse de l'effet recours prolongé s'explique par divers facteurs. Plus de la moitié des nouvelles requérantes de l'aide sociale continuent de toute façon à toucher des prestations d'aide sociale pendant un an ou plus. Par ailleurs, les prestataires à court terme de l'aide au revenu ne semblent pas être touchés par l'offre du supplément du PAS. Ainsi, environ le tiers seulement des nouvelles requérantes de l'aide au revenu sont sensiblement susceptibles de modifier leur comportement en réponse à l'offre du supplément. Enfin, comme c'est le cas pour d'autres éléments du régime d'aide sociale, les participantes à l'expérience effet sur la demande n'étaient pas toutes parfaitement informées des détails de l'offre du supplément du PAS. D'après l'analyse que nous avons effectuée, les participantes au groupe programme de l'expérience requérantes étaient aussi bien, sinon mieux informées, au sujet du PAS que les prestataires typiques de l'aide sociale étaient informées au sujet d'autres programmes d'AR. Même parmi le sous-ensemble des participantes au groupe programme bien informées, l'effet recours prolongé était toutefois assez modeste — de l'ordre de 5 points de pourcentage. Dans l'ensemble, les résultats indiquent que la restriction que constitue le délai d'admissibilité de 12 mois du PAS limite avec succès l'ampleur de l'effet global de l'offre du supplément sur la demande.

Les résultats ayant indiqué que l'offre du supplément n'avait à peu près pas eu d'effet sur les prestataires à court terme de l'aide au revenu, l'effet “nouvelle requérante” du PAS serait vraisemblablement négligeable lui aussi. Si les personnes qui ont déjà supporté la honte et les coûts liés au fait de demander l'aide sociale ne sont pas prêtes à continuer à toucher des prestations pendant 9 ou 12 mois de plus pour avoir droit au supplément, nous soupçonnons que les personnes qui pourraient demander l'AR en raison de leur situation financière précaire ne seraient pas touchées elles non plus.

Le fait que le PAS ne semble avoir que peu d'effet sur la demande est digne d'attention,

car les incitatifs financiers du PAS sont considérables. En outre, comparativement à d'autres types d'innovations en matière d'aide sociale, comme les programmes de formation obligatoires, le PAS ne comporte aucun élément de dissuasion. Si un programme aussi généreux que le PAS a un effet aussi modeste sur la demande, nous soupçonnons que l'effet sur la demande d'autres innovations en matière d'aide sociale ayant des exigences semblables pour ce qui est du délai d'admissibilité et de la participation au marché du travail serait aussi faible. Bien entendu, pour que cette conclusion puisse être considérée comme définitive, il faudra que d'autres essais empiriques sur l'effet d'autres types de programmes soient réalisés.

Tableau annexe A1 : Recours à l'aide au revenu avant la répartition au hasard et situation à l'entrevue de 12 mois

Nombre de chèques d'AR reçus avant la répartition au hasard	Nombre de cas (% du total)	Situation à l'entrevue de 12 mois <sup>a</sup>					
		Non-répondantes	Répondantes (selon le nombre de mois pour lesquels des données ont été recueillies <sup>b</sup> )				
			8	9	10	11	12+
4	11 (0,3)	1 (9,1)	10 (90,9)	0 (0,0)	0 (0,0)	0 (0,0)	0 (0,0)
3	81 (2,4)	8 (9,9)	0 (0,0)	59 (72,8)	8 (9,9)	4 (4,9)	2 (2,5)
2	653 (19,7)	49 (7,5)	0 (0,0)	0 (0,0)	528 (80,9)	64 (9,8)	12 (1,8)
1	2 332 (70,3)	182 (7,8)	0 (0,0)	0 (0,0)	0 (0,0)	1 921 (82,4)	229 (9,8)
0	238 (7,2)	20 (8,4)	0 (0,0)	0 (0,0)	0 (0,0)	0 (0,0)	218 (91,6)
0 - 4	3 315 (100,0)	260 (7,8)	10 (0,3)	59 (1,8)	536 (16,2)	1 989 (60,0)	461 (13,9)

Notes : Les données sont tirées de l'échantillon requérantes du PAS. Les chiffres indiqués dans le tableau correspondent au nombre de personnes de l'échantillon se trouvant dans chacune des situations au regard de l'AR avant la répartition au hasard et dans chacune des situations au regard de l'entrevue de 12 mois.

<sup>a</sup>Les chiffres entre parenthèses correspondent au pourcentage du nombre total de cas de la rangée (selon le nombre de chèques d'AR reçus avant la répartition au hasard).

<sup>b</sup>Nombre de mois de données sur l'activité post-répartition fournies par la personne à l'entrevue de 12 mois.

Tableau annexe A2 : Type d'aide au revenu et résultats liés au marché du travail du programme requérantes selon le groupe d'appartenance et les impacts estimés, pour le sous-échantillon des personnes ayant reçu un seul chèque d'AR avant la répartition au hasard

Mois	Pourcentage étant toujours admissibles				Pourcentage touchant l'aide au revenu				Prestation mensuelle moyenne d'AR (\$)					
	Témoïn		Programme		Témoïn		Programme		Témoïn		Programme		Impact estimé	
	Brut	Ajusté	Brut	Ajusté	Brut	Ajusté	Brut	Ajusté	Brut	Ajusté	Brut	Ajusté	Brut	Ajusté
1	100,0 (0,5)	100,0 (0,5)	0,0 (0,8)	0,0 (0,8)	95,9 (1,0)	95,9 (1,0)	95,4 (1,0)	95,4 (1,0)	-0,4 (0,8)	-0,4 (0,8)	935,6 (10,7)	938,8 (11,2)	3,3 (15,4)	11,9 (13,8)
2	96,7 (0,5)	96,3 (0,5)	-0,4 (0,8)	-0,3 (0,8)	87,8 (1,0)	87,8 (1,0)	86,4 (1,0)	86,4 (1,0)	-1,4 (1,4)	-1,3 (1,3)	853,1 (13,1)	839,1 (13,3)	-14,0 (18,7)	-4,3 (16,2)
3	89,3 (0,9)	87,9 (1,0)	-1,5 (1,3)	-1,5 (1,3)	80,9 (1,2)	80,9 (1,2)	80,6 (1,2)	80,6 (1,2)	-0,4 (1,6)	-0,3 (1,5)	811,1 (14,4)	790,7 (14,3)	-20,4 (20,3)	-12,5 (17,6)
4	81,1 (1,2)	81,2 (1,1)	0,1 (1,6)	0,3 (1,5)	75,6 (1,3)	75,6 (1,3)	77,1 (1,2)	77,1 (1,2)	1,4 (1,8)	1,8 (1,7)	764,1 (15,1)	745,5 (14,6)	-18,6 (21,0)	-9,3 (18,5)
5	76,3 (1,3)	77,2 (1,2)	0,9 (1,8)	1,2 (1,7)	72,1 (1,3)	72,1 (1,3)	74,3 (1,3)	74,3 (1,3)	2,2 (1,8)	2,5 (1,8)	718,8 (15,3)	712,8 (14,7)	-6,1 (21,2)	3,7 (19,0)
6	71,5 (1,3)	72,4 (1,3)	0,9 (1,9)	1,3 (1,8)	69,3 (1,4)	69,3 (1,4)	70,9 (1,3)	70,9 (1,3)	1,6 (1,9)	1,7 (1,8)	689,1 (15,8)	685,4 (15,3)	-3,6 (22,0)	5,4 (19,8)
7	67,8 (1,4)	68,1 (1,4)	0,3 (1,9)	0,6 (1,8)	67,5 (1,4)	67,5 (1,4)	68,1 (1,4)	68,1 (1,4)	0,6 (1,9)	0,8 (1,8)	665,8 (15,6)	657,3 (15,5)	-8,5 (22,0)	-0,2 (19,9)
8	64,5 (1,4)	64,6 (1,4)	0,1 (2,0)	0,4 (1,9)	65,9 (1,4)	65,9 (1,4)	66,4 (1,4)	66,4 (1,4)	0,4 (2,0)	0,8 (1,9)	652,4 (15,8)	638,7 (15,5)	-13,7 (22,1)	-4,3 (20,1)
9	61,7 (1,4)	62,2 (1,4)	0,5 (2,0)	0,8 (1,9)	63,3 (1,4)	63,3 (1,4)	65,7 (1,4)	65,7 (1,4)	2,4 (2,0)	2,5 (1,9)	625,4 (16,0)	636,9 (15,7)	11,5 (22,4)	19,1 (20,5)
10	58,3 (1,5)	60,0 (1,4)	1,7 (2,0)	1,8 (1,9)	62,0 (1,4)	62,0 (1,4)	63,9 (1,4)	63,9 (1,4)	2,0 (2,0)	2,0 (1,9)	610,3 (16,1)	619,4 (15,6)	9,1 (22,4)	14,9 (20,7)
11	56,3 (1,5)	57,5 (1,4)	1,1 (2,1)	1,2 (1,9)	61,6 (1,4)	61,6 (1,4)	64,0 (1,4)	64,0 (1,4)	2,4 (2,0)	2,4 (1,9)	602,8 (15,8)	624,1 (15,7)	21,3 (22,3)	26,9 (20,5)
12	54,0 (1,5)	55,7 (1,4)	1,7 (2,1)	1,8 (1,9)	61,8 (1,4)	61,8 (1,4)	63,3 (1,4)	63,3 (1,4)	1,5 (2,0)	1,7 (1,9)	613,9 (16,1)	606,6 (15,5)	-7,2 (22,4)	-1,6 (20,7)
13	54,0 (1,5)	55,7 (1,4)	1,7 (2,1)	1,8 (1,9)	62,1 (1,4)	62,1 (1,4)	61,5 (1,4)	61,5 (1,4)	-0,7 (2,0)	-0,5 (1,9)	608,6 (15,8)	599,9 (15,7)	-8,7 (22,2)	-2,3 (20,6)

(à suivre)

Tableau annexe A2, suite

Mois	Pourcentage qui travaillaient				Gains mensuels moyens (\$)				Heures de travail mensuelles moyennes			
	Témoïn	Programme	Impact estimé		Témoïn	Programme	Impact estimé		Témoïn	Programme	Impact estimé	
			Brut	Ajusté			Brut	Ajusté			Brut	Ajusté
1	27,6 (1,4)	25,5 (1,3)	-2,1 (1,9)	-0,8 (0,9)	284,1 (20,6)	257,1 (19,5)	-27,0 (28,4)	-9,9 (21,1)	28,2 (1,8)	24,7 (1,6)	-3,4 (2,4)	-1,8 (1,5)
2	28,6 (1,4)	27,8 (1,4)	-0,9 (1,9)	0,2 (1,3)	306,9 (21,5)	280,9 (20,7)	-25,9 (29,9)	-13,7 (24,7)	30,3 (1,8)	27,5 (1,7)	-2,8 (2,5)	-1,6 (1,9)
3	29,2 (1,4)	30,9 (1,4)	1,7 (2,0)	2,4 (1,5)	334,2 (22,9)	324,4 (21,7)	-9,8 (31,5)	-0,6 (27,1)	32,3 (1,9)	32,0 (1,8)	-0,3 (2,6)	0,6 (2,1)
4	30,6 (1,4)	32,1 (1,4)	1,5 (2,0)	2,0 (1,6)	357,4 (24,0)	363,4 (23,2)	6,0 (33,4)	11,2 (29,7)	34,1 (1,9)	35,2 (1,9)	1,1 (2,7)	1,6 (2,3)
5	31,8 (1,4)	34,6 (1,4)	2,9 (2,0)	3,1 (1,7)	373,3 (24,8)	397,1 (24,1)	23,8 (34,5)	25,2 (31,2)	35,9 (2,0)	37,8 (2,0)	1,9 (2,8)	2,1 (2,4)
6	33,2 (1,5)	35,8 (1,4)	2,6 (2,1)	2,9 (1,7)	379,3 (24,6)	425,4 (25,2)	46,1 (35,2)	46,5 (31,9)	37,2 (2,0)	40,3 (2,0)	3,1 (2,8)	3,2 (2,5)
7	34,5 (1,5)	36,4 (1,5)	1,9 (2,1)	2,1 (1,8)	384,8 (24,3)	434,1 (25,6)	49,3 (35,3)	50,5 (32,2)	38,2 (2,0)	41,0 (2,0)	2,8 (2,8)	3,0 (2,5)
8	36,0 (1,5)	36,8 (1,5)	0,8 (2,1)	0,8 (1,8)	409,7 (24,9)	445,4 (26,1)	35,7 (36,1)	37,3 (33,1)	39,8 (2,1)	41,7 (2,0)	1,8 (2,9)	1,8 (2,6)
9	36,6 (1,5)	38,1 (1,5)	1,5 (2,1)	1,7 (1,8)	429,1 (26,2)	449,3 (25,5)	20,2 (36,6)	22,8 (33,5)	41,1 (2,1)	41,8 (2,0)	0,8 (2,9)	0,8 (2,6)
10	37,6 (1,5)	38,7 (1,5)	1,1 (2,1)	1,3 (1,9)	430,8 (26,1)	464,2 (26,2)	33,4 (36,9)	36,9 (33,9)	41,5 (2,1)	42,9 (2,0)	1,4 (2,9)	1,4 (2,6)

Notes : Les erreurs types estimées sont indiquées entre parenthèses. La mention SO veut dire "sans objet". Les résultats liés à l'admissibilité au PAS et à l'aide au revenu sont tirés des dossiers de l'Aide au revenu. Les données relatives à l'emploi, aux gains et aux heures sont tirées de l'enquête de 12 mois. Les impacts estimés correspondent à la différence entre les résultats moyens des participantes au groupe programme et des participantes au groupe témoin. L'impact estimé brut correspond simplement à la différence entre les résultats moyens des deux groupes ; l'impact estimé ajusté est tiré du modèle de régression qui inclut 42 covariables de même qu'un indicateur de l'appartenance au groupe programme. Voir le texte pour une liste des covariables incluses.

(à suivre)

Tableau annexe A2, suite

---

Les modèles de l'admissibilité au PAS, du recours à l'AR et du montant de la prestation d'AR sont évalués à partir de l'échantillon des 2 332 personnes qui avaient reçu un seul chèque d'AR avant la répartition au hasard. Les modèles de l'emploi, des gains et des heures de travail sont évalués à partir du sous-ensemble des 2 150 personnes qui avaient reçu un seul chèque d'AR avant la répartition au hasard et qui ont répondu au questionnaire de 12 mois.

Les niveaux de signification des impacts sont les suivants (test t bilatéral) : \* $p < 10\%$ , \*\* $p < 5\%$ , \*\*\* $p < 1\%$ .

- . "The Effect of Employment and Training Programs on Entry and Exit from the Welfare Caseload", *Journal of Policy Analysis and Management* 15 (janvier 1996) : p. 32–50.
- Phillips, Elizabeth H. "The Effect of Mandatory Work and Training Programs on Welfare Entry: The Case of GAIN in California", thèse de doctorat, Université du Wisconsin à Madison, 1993.
- Robins, Philip K. "A Comparison of the Labor Supply Findings from the Four Negative Income Tax Experiments", *Journal of Human Resources* 20, n° 4 (automne 1985) : p. 567–582.
- Schiller, Bradley R., et C. Nielsen Brasher, "Effects of Workfare Saturation on AFDC Caseloads", *Contemporary Policy Issues* 11, n° 1 (avril 1993) : p. 39-49.
- Société de recherche sociale appliquée (SRSA), en collaboration avec la Manpower Demonstration Research Corporation (MDRC). *Design of the Self-Sufficiency Project*, rapport rédigé à l'intention d'Emploi et Immigration Canada, 1993.
- Wissoker, Douglas A., et Harold W. Watts. *The Impact of FIP on AFDC Caseloads*, Washington (D.C.) : The Urban Institute, 1994.