

71F0016XPB

c.3



Household Survey Methods Division

Division des méthodes d'enquêtes- ménages

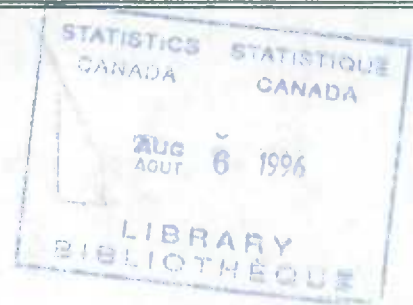


Statistics
Canada

Statistique
Canada

Canada





**REDESIGN OF THE LABOUR FORCE SURVEY
SAMPLE: IMPACT ON DATA QUALITY**

**IMPACT DE LA REFONTE DU PLAN
D'ÉCHANTILLONNAGE DE L'ÉPA SUR LA
QUALITÉ DES DONNÉES DE L'ENQUÊTE**

**Johane Dufour
Michelle Simard
Benoit Allard
Gopa Ray**

July 1996 - Juillet 1996

**Household Survey Methods Division
Division des méthodes d'enquêtes-ménages**

STATE OF TEXAS
COUNTY OF [illegible]
[illegible]
[illegible]
[illegible]



**TABLE OF CONTENTS
TABLE DES MATIÈRES**

| | |
|---|-----------|
| Introduction | |
| Introduction | 1 |
| Highlights | |
| Points saillants | 3 |
| 1. Nonresponse rates | |
| 1. Taux de non-réponse | 7 |
| 1.1 Nonresponse for Canada and the Regional Offices | |
| 1.1 Non-réponse pour le Canada et les bureaux régionaux | 7 |
| 1.2 Nonresponse: old sample versus new sample | |
| 1.2 Non-réponse: ancien échantillon versus nouvel échantillon | 15 |
| 1.3 Nonresponse: rural versus urban | |
| 1.3 Non-réponse: secteurs ruraux versus urbains | 23 |
| 1.4 Nonresponse for households participating in the survey for the first time | |
| 1.4 Non-réponse pour les ménages participant à l'enquête pour la première fois . | 27 |
| 2. Vacancy rates | |
| 2. Taux de vacance | 29 |
| 2.1 Vacancy rates for Canada and the Regional Offices | |
| 2.1 Taux de vacance pour le Canada et les bureaux régionaux | 29 |
| 2.2 Vacancy rates: old sample versus new sample | |
| 2.2 Taux de vacance: ancien échantillon versus nouvel échantillon | 33 |
| 3. Coverage | |
| 3. Couverture | 37 |
| 3.1 National coverage | |
| 3.1 Couverture à l'échelle nationale | 38 |
| 3.2 Provincial coverage | |
| 3.2 Couverture à l'échelle provinciale | 43 |
| 3.3 Coverage in selected census metropolitan areas (CMAs) | |
| 3.3 Couverture pour certaines régions métropolitaines de recensement (RMR) .. | 47 |

| | | |
|-----|--|----|
| 3.4 | Average household size | |
| 3.4 | Taille moyenne des ménages | 51 |
| 4. | LFS assignment sizes | |
| 4. | Taille des tâches à l'EPA | 55 |
| 4.1 | Average assignment size for Canada and the Regional Offices | |
| 4.1 | Taille moyenne des tâches à l'échelle nationale et par bureau régional | 55 |
| 4.2 | Nonresponse rate and assignment size | |
| 4.2 | Taux de non-réponse en fonction de la taille des tâches | 59 |
| 5. | Number of temporary docketes | |
| 5. | Nombre de dossiers temporaires | 65 |
| 6. | Collection method | |
| 6. | Méthode de collecte | 73 |
| | Acknowledgements | |
| | Remerciements | 79 |
| | References | |
| | Bibliographie | 81 |

Introduction

The Labour Force Survey (LFS) underwent some major changes following the 1991 Census of Canada's population. Among the alterations made were: i) the introduction of computer-assisted interviewing, ii) redesign of the sample, iii) development of a questionnaire updated to reflect current labour market conditions, and iv) modernization of the processing system. This report deals primarily with the redesign of the sample.

In this redesign of the LFS, the fifth in its history, the sample redesign had five objectives: i) to update the old sample frame based on 1981 Census data, ii) to introduce new geographic boundaries, iii) to provide a more flexible sampling plan, iv) to produce a more effective vehicle for Statistics Canada's household surveys, and v) to exploit technological change. To meet these objectives, three major alterations were made in the LFS sample design: i) reduced complexity, ii) a two-stage sample allocation, and iii) a change in the size of urban clusters. For a more detailed description of the LFS's new sample design, see Gambino (1996) and Laniel (1996).

Phase-in of the new sample began in October 1994. The approach was similar to the method used in the 1980s redesign. Each month during the phase-in period, the dwellings in the outgoing rotation group were replaced with dwellings selected according to the new sample design. This process went on for six months (October 1994 to March 1995), until the entire sample came from the new design. Thus, each

Introduction

Suite au recensement de la population canadienne de 1991, l'enquête sur la population active (EPA) a subi d'importants changements. Au nombre de ces changements figurent: i) l'introduction des interviews assistées par ordinateur, ii) la refonte du plan d'échantillonnage, iii) le développement d'un questionnaire mieux adapté aux nouvelles réalités du marché du travail, et iv) la modernisation des systèmes de traitement. Ce rapport s'intéresse principalement à la refonte de l'échantillon.

Dans le cadre du cinquième remaniement de l'EPA, la refonte de l'échantillon visait cinq objectifs: i) la mise à jour de l'ancienne base de sondage basée sur les comptes du recensement de 1981, ii) l'adoption d'une nouvelle géographie, iii) un plan d'échantillonnage plus flexible, iv) un véhicule plus efficace pour les enquêtes-ménages de Statistique Canada et v) l'exploitation des changements technologiques. Pour rencontrer ces objectifs, trois changements majeurs ont été apportés au plan d'échantillonnage de l'EPA: i) une diminution de la complexité du plan, ii) une répartition de l'échantillon en deux étapes et iii) un changement dans la taille des grappes urbaines. Plus de détails sur le nouveau plan d'échantillonnage de l'EPA sont donnés dans Gambino (1996) et Laniel (1996).

L'introduction du nouvel échantillon a débuté en octobre 1994. Une stratégie similaire à celle mise sur pied lors de la refonte des années 1980 a été adoptée. À tous les mois, durant la période d'implantation, les logements du groupe de renouvellement sortant de l'enquête étaient remplacés par des logements sélectionnés selon le nouveau plan d'échantillonnage. Ce processus s'est répété pendant six mois consécutifs (d'octobre 1994 à mars 1995),

month the new sample was distributed equitably across Canada, and the resulting data were used to produce estimates.

From October 1994 to February 1995, the LFS Data Quality Committee examined a number of quality indicators. A special edition of the LFS Operations Report was produced each month. The present report describes all the quality indicators produced during this period and draws comparisons between the new and old LFS samples.

jusqu'à ce que la totalité de l'échantillon provienne du nouveau plan. De cette façon, à tous les mois, le nouvel échantillon était réparti équitablement à travers le Canada et les données recueillies étaient utilisées pour produire les estimations.

Du mois d'octobre 1994 au mois de février 1995, plusieurs indicateurs de qualité ont été analysés par le Comité sur la qualité des données de l'EPA. Une édition spéciale du Rapport sur les opérations de l'EPA était par ailleurs produite à tous les mois afin de permettre de telles analyses. Le présent rapport répertorie tous les indicateurs de qualité produits durant cette période et permet d'établir certaines comparaisons entre le nouvel et l'ancien échantillons de l'EPA.

Highlights

Before the phase-in of the new sample, the national nonresponse rate began rising. It even surpassed 8% in March 1995, the last month of the phase-in period. All regional offices (ROs), except Edmonton, observed a similar increase in nonresponse rates.

The "no one at home" (N) and "refusal" (R) components showed only a slight upward trend during the introduction period. The "temporarily absent" (T) component, on the other hand, increased sharply between October 1994 and March 1995. The "technical problems" (Z) component remained steady. Overlap codes (A9) climbed to 0.6% in March 1995.

During the five-month phase-in period, the new sample's nonresponse rate, for Canada and for every RO, exceeded that of the old sample.

For Canada, the urban nonresponse rate was higher than the rural nonresponse rate throughout the period under study (February 1993 to March 1995). That was also the case for the Halifax, Montreal, Sturgeon Falls and Toronto ROs, with very few exceptions. For the Winnipeg, Edmonton and Vancouver ROs, the rural rate was quite close to the urban rate, especially after the introduction of the new sample design.

Following the sample redesign, the nonresponse rate for households participating in the LFS for the first time surpassed the 10% mark three times between

Points saillants

Avec l'introduction du nouveau plan d'échantillonnage, le taux de non-réponse national a grimpé. Il a même dépassé 8% en mars 1995, le dernier mois d'introduction du nouvel échantillon. Un comportement semblable a été observé pour tous les bureaux régionaux (BR) sauf celui d'Edmonton.

Les composantes "personne à la maison" (N) et "refus" (R) n'ont enregistré que de faibles tendances à la hausse pendant la période d'introduction du nouvel échantillon. Par contre, la composante "temporairement absent" (T) a subi une forte hausse entre octobre 1994 et mars 1995. La composante "problèmes techniques" (Z) est, quant à elle, demeurée très stable. Finalement, les codes de chevauchement (A9) ont grimpé pour atteindre 0,6% en mars 1995.

Durant les cinq mois d'introduction, pour le Canada et pour tous les BR sans exception, le taux de non-réponse du nouvel échantillon surpassait celui de l'ancien échantillon.

Pour le Canada, le taux de non-réponse urbain était supérieur au taux de non-réponse rural tout au long de la période à l'étude, soit de février 1993 à mars 1995. C'était aussi le cas pour les BR de Halifax, Montréal, Sturgeon Falls et Toronto à quelques rares exceptions près. Pour les BR de Winnipeg, Edmonton et Vancouver, le taux de non-réponse rural était assez proche du taux de non-réponse urbain surtout après l'introduction du nouveau plan d'échantillonnage.

Suite à la refonte de l'échantillon, le taux de non-réponse pour les ménages participant à l'enquête pour la première fois a dépassé la barre des 10% à trois reprises entre décembre 1994 et

December 1994 and March 1995. It hit 12.4% in March 1995. Moreover, the Toronto RO recorded a rate of no less than 17.6% in March 1995.

There was a very sharp decline in the vacancy rate during the phase-in period. In March 1995, the national vacancy rate was at its lowest since the last redesign of the survey (12.3%). This downward trend was reflected in all the RO rates. The lowest rates in the country were in the West, specifically the Edmonton and Vancouver ROs.

Nationally, the vacancy rate for the new sample was about 2% lower than the rate for the old sample. This is not the case for all ROs.

The slippage rate for Canada showed a strong downward trend from the first month of the phase-in period. It dropped from 11.8% in September 1994 to 7.9% in March 1995. The latter is the lowest rate recorded in the last four years.

During the five-month introduction period, the national slippage rate for the new sample stood at about half the rate for the old sample.

The national slippage rates for the 15-19, 20-24, 25-29, 30-39 and 40-54 age-sex groups fell continuously from the first month of phase-in. The 55+ group showed very little change.

In most cases, the provincial slippage rates for the old sample were higher than the rates for the new sample. The one exception to

mars 1995. Il a atteint 12,4% en mars 1995. Par ailleurs, le BR de Toronto a enregistré une valeur aussi élevée que 17,6% en mars 1995.

La baisse du taux de vacance, qui s'est produite pendant l'introduction du nouvel échantillon, a été très forte. En mars 1995, le taux de vacance canadien atteignait sa plus basse valeur depuis le dernier remaniement (12,3%). Cette tendance à la baisse se reflète dans tous les BR. Les taux les plus faibles au pays sont enregistrés dans l'ouest du pays, soit aux BR d'Edmonton et de Vancouver.

À l'échelle nationale, le taux de vacance pour le nouvel échantillon est d'environ 2% inférieur à celui de l'ancien échantillon. Cette observation n'est pas confirmée pour tous les BR.

Le taux de glissement pour le Canada affiche une forte tendance à la baisse dès le premier mois d'introduction du nouvel échantillon. Le taux est passé de 11,8% en septembre 1994 à 7,9% en mars 1995. Le taux enregistré en mars 1995 est la plus basse valeur enregistrée depuis les quatre dernières années.

Pendant les cinq mois d'introduction, le taux de glissement national du nouvel échantillon s'est maintenu autour de la moitié de celui correspondant à l'ancien échantillon.

Les taux de glissement à l'échelle nationale pour les groupes d'âge-sexe 15-19, 20-24, 25-29, 30-39 et 40-54 ont diminué de façon continue à partir du premier mois d'introduction. Le groupe des 55+ n'a démontré, quant à lui, que très peu de changement.

Les taux de glissement provinciaux obtenus pour l'ancien échantillon sont, dans la majorité des cas, supérieurs à ceux obtenus pour le

this observation was New Brunswick.

Between February 1993 and March 1995, the average household size for Canada ranged from 2.04 to 2.09. A slight declining trend was observed toward the end of the study period. At the provincial level, average household sizes were steady for most provinces. However, a downward trend was noticed for the new sample phase-in period in New Brunswick, Quebec, Alberta and British Columbia.

Since the new sample design was introduced, the national nonresponse rate for small interviewer assignments (less than 59 dwellings) has been consistently higher than the rate for medium-sized assignments (60-79 dwellings) and, more often than not, the latter was higher than the rate for large assignments (more than 80 dwellings).

Between October 1994 and March 1995, the number of temporary dockets for Canada held steady at approximately 300. The number of temporary dockets for the old sample, at both the national and RO levels, was far less than the number for the new sample.

Since October 1994, use of the telephone for first interviews has increased at all ROs. A comparison of the proportion of first interviews conducted by telephone between February 1993 and September 1994 and between October 1994 and March 1995 yields the following results: Halifax, up from 21.7% to 27.6%; Montreal, up from 23.3% to 27.8%; Sturgeon Falls, up from 27.5% to 28.6%; Toronto, up from 20.8% to 27.4%;

nouvel échantillon. Toutefois, le Nouveau-Brunswick se soustrait à cette observation.

Pour les mois de février 1993 à mars 1995, la taille moyenne des ménages pour le Canada varie de 2,04 à 2,09. On observe une légère tendance à la baisse vers la fin de la période l'étude. À l'échelle provinciale, les tailles moyennes obtenues sont stables pour la plupart des provinces. Cependant, on note une tendance à la baisse pour la période d'introduction du nouvel échantillon au Nouveau-Brunswick, au Québec, en Alberta et en Colombie-Britannique.

Depuis l'introduction du nouveau plan d'échantillonnage, le taux de non-réponse national correspondant aux petites tâches d'intervieweurs (moins de 59 logements) est systématiquement supérieur à celui correspondant aux tâches moyennes (60-79 logements), et ce dernier est plus souvent qu'autrement supérieur au taux correspondant aux grandes tâches (plus de 80 logements).

Pour la période d'octobre 1994 à mars 1995, le nombre de dossiers temporaires pour le Canada s'est maintenu autour de 300 dossiers. Le nombre de dossiers temporaires pour l'ancien échantillon, que se soit à l'échelle nationale ou pour les BR, est de loin inférieur au nombre correspondant pour le nouvel échantillon.

Depuis octobre 1994, l'utilisation du téléphone pour réaliser les premières interviews a augmenté dans tous les BR. Si on compare la moyenne des interviews réalisées par téléphone de février 1993 à septembre 1994 et d'octobre 1994 à mars 1995, on obtient les résultats suivants: Halifax, de 21,7% à 27,6%; Montréal, de 23,3% à 27,8%; Sturgeon Falls, de 27,5% à 28,6%; Toronto, de 20,8% à 27,4%; Winnipeg, de 23,7% à 33,4%; Edmonton, de 18,8% à 26,3

Winnipeg, up from 23.7% to 33.4%;
Edmonton, up from 18.8% to 26.3%; and
Vancouver, up from 36.7% to 46.6%.

% et Vancouver, de 36,7% à 46,6%.

1. Nonresponse rates

In this section, the impact that introducing the new sample design had on LFS nonresponse rates is examined. The nonresponse rates for Canada and the regional offices (ROs) and the national rates by component for the period from February 1993 to March 1995 are first presented. Then, the rates for the new and old samples during the phase-in period (October 1994 to February 1995), for Canada and the ROs and by component are compared. Next, the nonresponse rates for rural and urban areas, followed by the rates for households taking part in the survey for the first time, are discussed.

1.1 Nonresponse for Canada and the Regional Offices

Figure 1.1 contains charts of the nonresponse rates for Canada and the Regional Offices (ROs) between February 1993 and March 1995. After October 1994, there are two curves on each graph, one for rates including "A9" codes and the other for rates excluding "A9" codes. The "A9" nonresponse code is used to indicate an overlap between the old and new sample designs. The curve that excludes "A9"s is shown because an "A9" is not a true nonresponse. A household that was in the survey for two years is not required to take part again.

At the national level, the nonresponse rate rose between October 1993 and May 1994,

1. Taux de non-réponse

Cette section examine l'impact de l'introduction du nouveau plan d'échantillonnage sur les taux de non-réponse de l'EPA. On examine tout d'abord les taux de non-réponse pour le Canada et les bureaux régionaux, de même que les taux de non-réponse par composante à l'échelle nationale, pour la période de février 1993 à mars 1995. On s'attarde par la suite à comparer les taux de non-réponse du nouvel échantillon et de l'ancien échantillon pour la période d'introduction du nouvel échantillon, soit d'octobre 1994 à février 1995, pour le Canada et les bureaux régionaux et par composante. On enchaîne ensuite avec les taux de non-réponse pour les secteurs ruraux et urbains, et finalement on s'intéresse aux taux de non-réponse pour les ménages participant à l'enquête pour la première fois.

1.1 Non-réponse pour le Canada et les bureaux régionaux

La figure 1.1 présente les graphiques des taux de non-réponse pour le Canada et les bureaux régionaux (BR), de février 1993 à mars 1995. Deux courbes apparaissent sur chaque graphique après le mois d'octobre 1994, une pour le taux de non-réponse incluant les codes "A9" et une pour le taux excluant les codes "A9". Le code de non-réponse "A9" est utilisé pour indiquer un chevauchement entre l'ancien plan d'échantillonnage et le nouveau plan. Une courbe sans ces codes est présentée parce qu'il ne s'agit pas en fait d'une vraie non-réponse. En effet, un ménage qui a participé à l'enquête durant les deux dernières années n'est pas tenu d'y participer à nouveau.

À l'échelle nationale, le taux de non-réponse a augmenté entre octobre 1993 et mai 1994, en

largely because of technical problems associated with computer-assisted interviewing (CAI). Then it started falling, reaching 5.1% in September 1994. This level is comparable to those which preceded the introduction of CAI. When the new sample design was brought in, the national nonresponse rate began climbing again. It even topped 8% in March 1995, the last month of the phase-in period. Similar patterns (up following the introduction of CAI, down in the summer of 1994, up again during the phase-in of the new design) were noted in the series of nonresponse rates for all ROs except Edmonton.

The Halifax RO's nonresponse rate mirrored the national rate between February 1993 and September 1994. However, it increased much more rapidly than the national rate during the period when the new sample was being introduced, climbing from 5.1% in October 1994 to 9.4% in March 1995. The Halifax RO reported many cases of overlap between the old and new samples, as the gap between the two curves illustrates; the overlap was caused by the high sampling fraction in the Atlantic provinces.

At the Montreal and Sturgeon Falls ROs, the increase associated with the introduction of the new sample was comparable in magnitude to the increase at the national level. By comparison, the upswing that followed the conversion to CAI was much steeper for these two ROs. Montreal's nonresponse rate peaked at 9.8% in May 1994, and the rate for Sturgeon Falls hit 10.4% the next month. The Toronto RO's nonresponse rate followed a similar pattern

grande partie à cause des problèmes techniques associés au mode d'interviews assistées par ordinateur (IAO). Il a ensuite diminué pour atteindre 5,1% en septembre 1994. Il s'agit là d'un taux comparable à ceux qui ont précédé l'introduction des IAO. Avec l'introduction du nouveau plan d'échantillonnage, le taux de non-réponse national a recommencé à grimper. Il a même dépassé 8% en mars 1995, le dernier mois d'introduction du nouvel échantillon. On a observé des comportements semblables (hausse suite à l'introduction des IAO, baisse à l'été de 1994, hausse pendant la période d'introduction du nouveau plan) dans les séries du taux de non-réponse pour tous les bureaux régionaux, sauf celui d'Edmonton.

Le taux de non-réponse du BR de Halifax se situait à un niveau comparable à celui du Canada entre février 1993 et septembre 1994. Cependant, le taux de non-réponse pour Halifax a augmenté beaucoup plus rapidement que le taux national pendant la période d'introduction du nouvel échantillon, passant de 5,1% à 9,4% entre octobre 1994 et mars 1995. Ce bureau régional a enregistré de nombreux cas de chevauchement entre l'ancien et le nouvel échantillons, comme le montre la différence entre les deux courbes, causé par la fraction de sondage élevée dans les provinces de l'Atlantique.

Aux bureaux régionaux de Montréal et de Sturgeon Falls, l'augmentation associée à l'introduction du nouvel échantillon a été d'une ampleur comparable à celle de l'augmentation correspondante à l'échelle nationale. En comparaison, l'augmentation qui a suivi la conversion au mode IAO a été très forte pour ces deux BR. Le taux de non-réponse pour Montréal a atteint 9,8% en mai 1994 et le taux de non-réponse pour Sturgeon Falls a enregistré 10,4% le mois suivant. Le taux de non-réponse

except for a 2.7% jump in March 1995. That month, it was 11.2%, the highest rate in the country for the period under study.

Even though the Winnipeg RO's nonresponse rate was one of the steadiest in Canada, it reflected the national trends during the period covered. It peaked in January 1994, then declined until September 1994. It moved slowly upward as the new sample design was phased in.

Only the Edmonton RO deviated from the national trend. Its nonresponse rate dropped 3.5% between May and November 1994, but did not increase substantially after that. The Edmonton nonresponse rate hovered between 3.6% and 4.5% during the transition to the new design.

The Vancouver RO's nonresponse rate paralleled the national rate between February 1993 and February 1995, though at a slightly higher level. Unlike the national rate and many other regional rates, Vancouver's nonresponse rate was down in March 1995, falling to 6.7% from 8.9% the previous month.

Figure 1.2 shows the national nonresponse rate by component for the same period (February 1993 to March 1995). The "no

du BR de Toronto s'est comporté de façon semblable aux taux de Montréal et Sturgeon Falls, exception faite d'une hausse soudaine de 2,7% en mars 1995. Il a alors atteint 11,2%, soit le taux de non-réponse le plus élevé au pays pour la période à l'étude.

Bien que le taux de non-réponse du BR de Winnipeg soit l'un des plus stables au pays, on y retrouve quand même les tendances observées au niveau national pour la période à l'étude. Le taux maximal pour le BR de Winnipeg a été enregistré en janvier 1994. Une tendance à la baisse a suivi ce maximum jusqu'en septembre 1994, et une lente tendance à la hausse a coïncidé avec l'introduction du nouveau plan d'échantillonnage.

Le BR d'Edmonton est le seul dont le taux de non-réponse n'a pas suivi les tendances du taux national. Ce bureau régional a enregistré une baisse de 3,5% entre mai 1994 et novembre 1994, mais n'a pas vu son taux de non-réponse augmenter de façon marquée par la suite. Le taux de non-réponse pour le BR d'Edmonton est demeuré entre 3,6% et 4,5% pendant la période d'introduction du nouveau plan d'échantillonnage.

Le comportement du taux de non-réponse du BR de Vancouver était presque identique à celui du taux national entre février 1993 et février 1995. Le taux de non-réponse pour le BR de Vancouver était légèrement supérieur au taux national pendant cette période. Contrairement au taux national, et à beaucoup d'autres taux régionaux, le taux de non-réponse pour le BR de Vancouver a subi une baisse en mars 1995, passant de 8,9% à 6,7%.

La figure 1.2 présente les taux de non-réponse par composante à l'échelle nationale, pour la même période (février 1993 à mars 1995). Les

one at home" (N) and "refusal" (R) components exhibited only a slight upward trend during the new sample's phase-in period. The "temporarily absent" (T) component, on the other hand, rose sharply between October 1994 (1.0%) and March 1995 (2.2%). The "T" series usually has seasonal fluctuations, with peaks in February and July. In 1995, however, the "temporarily absent" rate reached its high point in March rather than February.

The other component responsible for the increase in the overall nonresponse rate is the overlap between the old and new samples (A9s). While non-existent before the introduction of the new design, it rose to 0.6% in March 1995. The Z component (technical problems) was very high in early 1994, but it subsequently levelled off and never exceeded 0.5% during the phase-in period. The "other" component moved up slightly during this period.

composantes "personne à la maison" (N) et "refus" (R) n'ont enregistré que de faibles tendances à la hausse pendant la période d'introduction du nouvel échantillon. Par contre, la composante "temporairement absent" (T) a subi une forte hausse entre octobre 1994 et mars 1995, passant de 1,0% à 2,2%. La série des codes "T" présente habituellement une tendance saisonnière avec des sommets en février et en juillet. Cependant, en 1995, le taux de "temporairement absent" a connu un sommet en mars, et non en février.

L'autre composante responsable de la hausse du taux global de non-réponse est celle des chevauchements entre l'ancien et le nouvel échantillons (A9). Inexistante avant l'introduction du nouveau plan d'échantillonnage, elle a grimpé pour atteindre 0,6% en mars 1995. La composante "Z" (problèmes techniques), très élevée au début de 1994, s'est stabilisée par la suite et n'a pas dépassé 0,5% pendant la période d'introduction du nouvel échantillon. La composante "autre" a légèrement augmenté pendant cette même période.

FIGURE 1.1
NONRESPONSE RATES FOR CANADA AND FOR REGIONAL OFFICES
TAUX DE NON-RÉPONSE POUR LE CANADA ET LES BUREAUX RÉGIONAUX

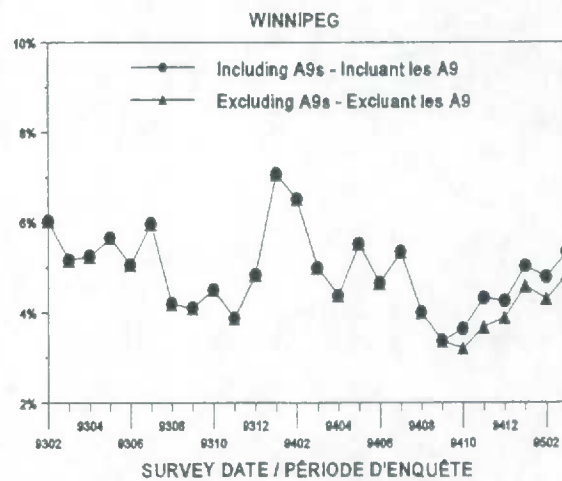
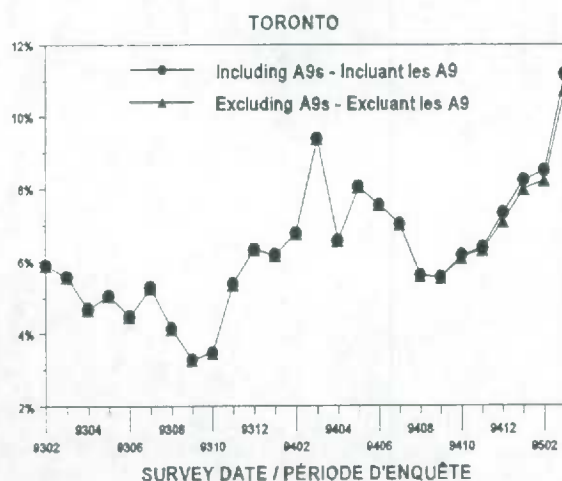
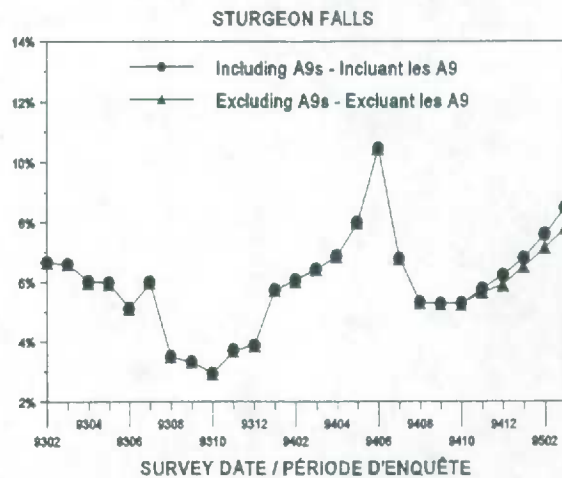
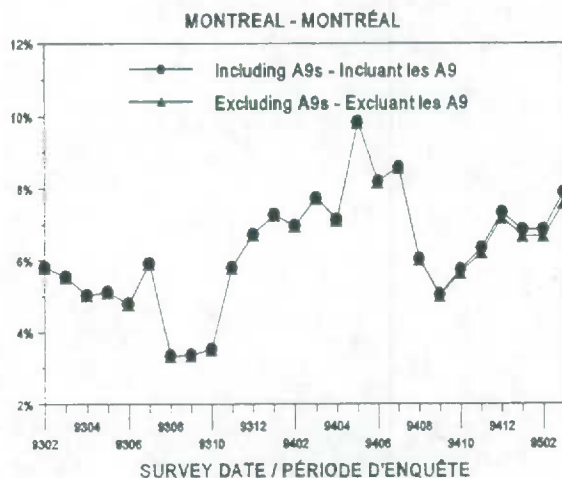
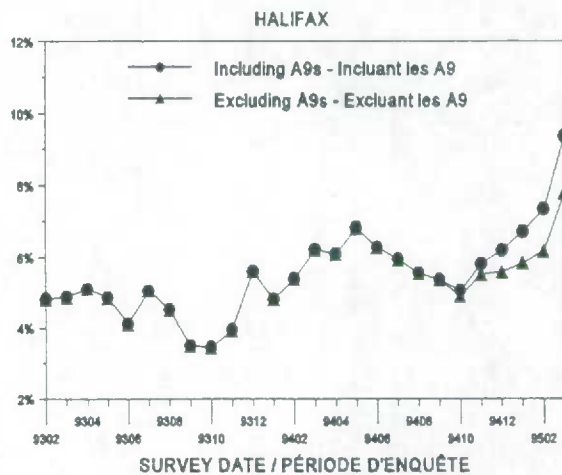
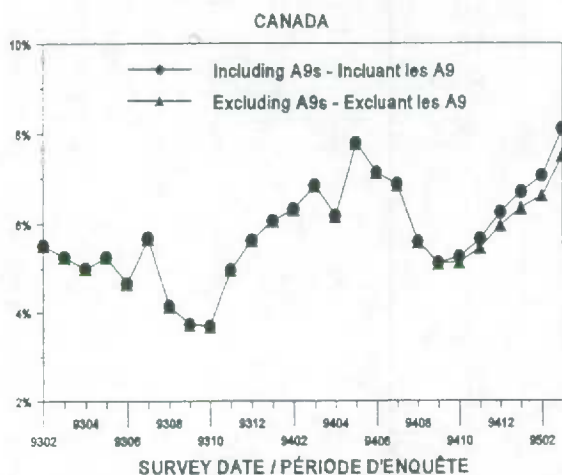


FIGURE 1.1 (continued / suite)

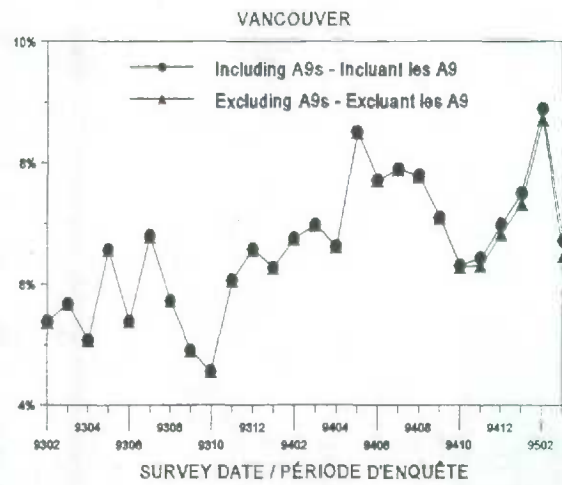
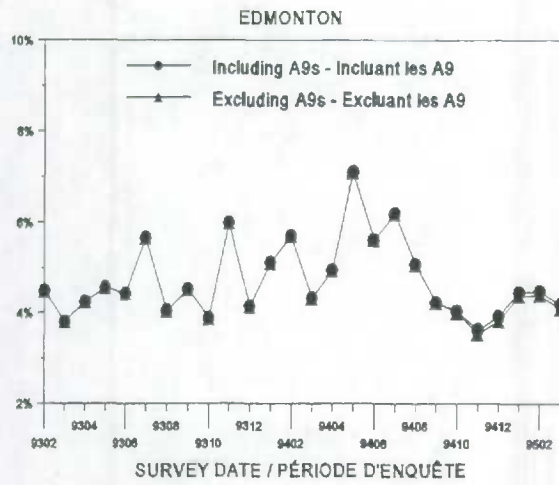


FIGURE 1.2
 NONRESPONSE RATES BY COMPONENT - CANADA
 TAUX DE NON-RÉPONSE PAR COMPOSANTE - CANADA

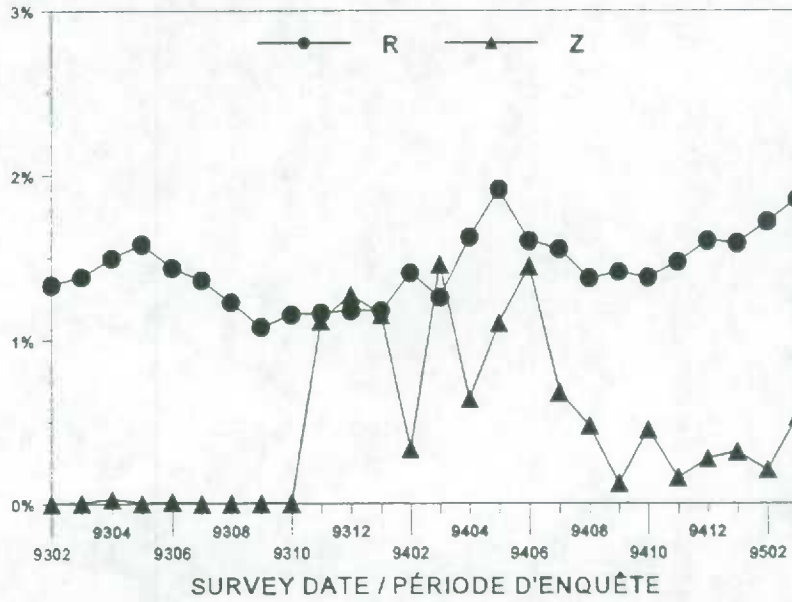
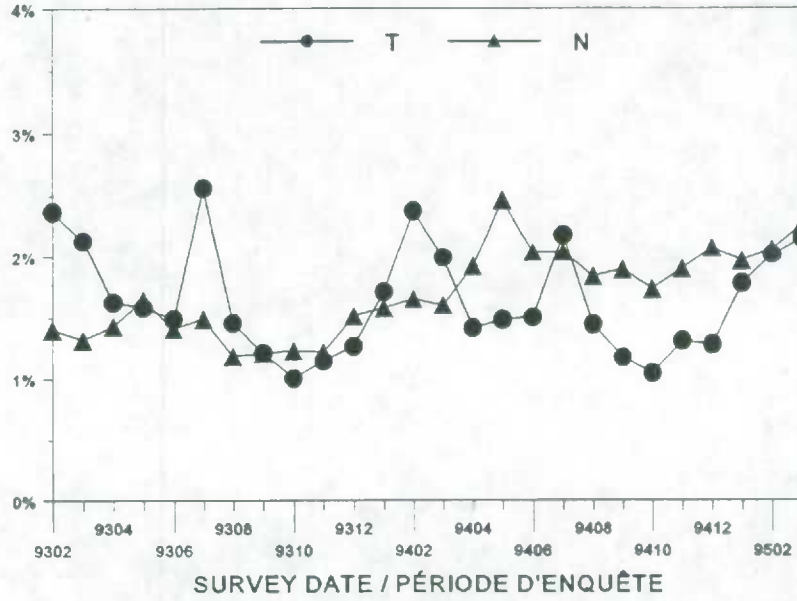
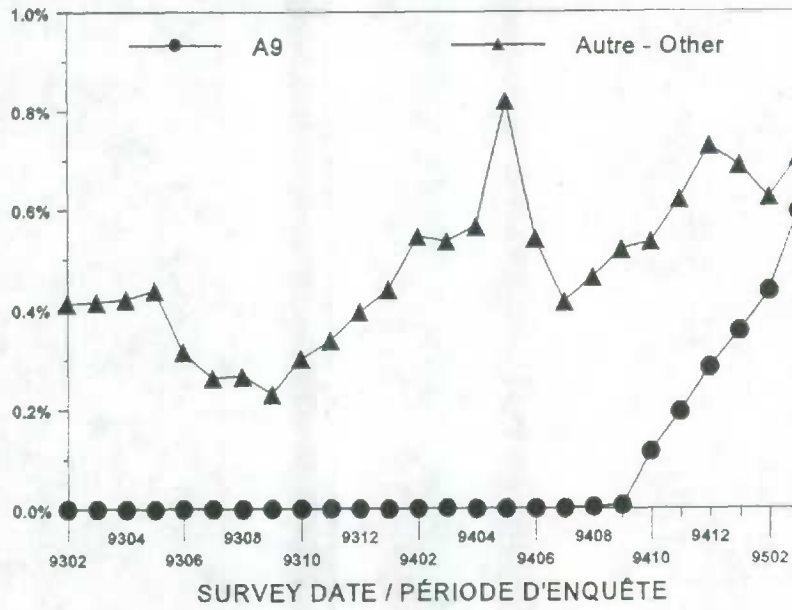


FIGURE 1.2 (continued / suite)



1.2 Nonresponse: old sample versus new sample

For the five months during which the LFS sample was composed of households from two different sample designs (old and new), it was possible to compare the two designs. Figure 1.3 shows the nonresponse rates for the old and new samples at the Canada and RO levels between October 1994 and February 1995. Over those five months, the new sample's nonresponse rate was higher, in every case, than the old sample's rate. It should be noted, however, that new samples normally have higher nonresponse rates because they include households that are part of the survey for the first time and such households usually have a higher nonresponse rate. In addition, some of the new sample's assignments were given to new interviewers, who usually have higher nonresponse rates than more experienced interviewers.

In that connection, Figure 1.4 illustrates the number of new interviewers hired each month since February 1993. Nationally, a total of 77 interviewers were hired during the phase-in period, more than two thirds of them by three ROs: Vancouver (12), Halifax (14) and Toronto (25). The Edmonton RO recruited the smallest number of new interviewers (only three).

At the national level, there was a slight downward trend in the new sample's nonresponse rate, though it remained much higher than the old sample's rate. This difference, combined with the new sample's growing share of the total sample (from one

1.2 Non-réponse : ancien échantillon versus nouvel échantillon

Pour les cinq mois où l'échantillon de l'EPA était composé de ménages provenant des deux plans d'échantillonnage (ancien et nouveau), il était possible d'effectuer une comparaison entre les deux plans. La figure 1.3 montre les taux de non-réponse pour l'ancien et le nouvel échantillons, et ce pour le Canada et les bureaux régionaux, d'octobre 1994 à février 1995. Pour les cinq mois à l'étude, et pour tous les BR sans exception, le taux de non-réponse du nouvel échantillon était plus élevé que celui de l'ancien échantillon. Il faut toutefois mentionner qu'il est normal d'observer des taux plus élevés pour le nouvel échantillon, car celui-ci comprend les ménages qui participent à l'enquête pour la première fois et pour qui le taux de non-réponse est habituellement plus élevé. De plus, certaines tâches du nouvel échantillon ont été confiées à de nouveaux intervieweurs dont les taux de non-réponse sont habituellement supérieurs à ceux des intervieweurs plus expérimentés.

À titre informatif, la figure 1.4 permet de visualiser le nombre de nouveaux intervieweurs qui ont été embauchés depuis le mois de février 1993. On remarque que durant l'introduction du nouvel échantillon, 77 intervieweurs ont été embauchés à l'échelle nationale et plus des deux tiers ont été embauchés par trois BR: Vancouver (12), Halifax (14) et Toronto (25). Par ailleurs, c'est le bureau d'Edmonton qui a embauché le plus petit nombre de nouveaux intervieweurs, soit seulement 3 au total.

À l'échelle nationale, on observe une légère tendance à la baisse pour le taux de non-réponse du nouvel échantillon. Cependant, celui-ci est demeuré beaucoup plus élevé que le taux de non-réponse de l'ancien échantillon. C'est cet écart, combiné à la proportion grandissante du

sixth in October 1994 to 100% in March 1995), caused the increase in the overall nonresponse rate between October 1994 and March 1995. For ROs whose nonresponse rates rose sharply during the phase-in period, the pattern was the same: the new sample's nonresponse rate did not climb, but it was much higher than the old sample's rate.

The old sample's nonresponse rate was reasonably stable between October 1994 and February 1995 for most ROs. Only the Sturgeon Falls RO exhibited a distinct upward trend. The new sample's nonresponse rate declined at the Montreal, Sturgeon Falls and Winnipeg ROs, while remaining steady at the other ROs.

Figure 1.5 shows the national nonresponse rates by component, for the old and new samples. For all components except "Z" (technical problems), the new sample's nonresponse rate surpassed the old sample's rate in all five months of the phase-in period.

The "temporarily absent" (T) rate increased between October 1994 and March 1995 for both samples, which explains the overall rise in this component (see Figure 1.2). For the "no one at home" (N) component, there was a marked difference between the two samples; nevertheless, the "N" rate for the new sample declined substantially during the period (from 3.2% to 2.3%), while "N" rate for the old sample was very stable. There

nouvel échantillon (d'un sixième en octobre 1994 jusqu'à la totalité de l'échantillon en mars 1995), qui a provoqué la hausse du taux global de non-réponse entre octobre 1994 et mars 1995. Pour les bureaux régionaux qui ont subi une forte hausse du taux de non-réponse pendant la période d'introduction du nouvel échantillon, on observe le même phénomène, c'est-à-dire que le taux de non-réponse du nouvel échantillon ne présente pas de tendance à la hausse, mais est de beaucoup supérieur au taux de non-réponse de l'ancien échantillon.

Le taux de non-réponse de l'ancien échantillon est demeuré assez stable entre octobre 1994 et février 1995 pour la plupart des BR. Seul le BR de Sturgeon Falls présente une tendance nettement à la hausse à cet égard. Quant au taux de non-réponse du nouvel échantillon, il a montré une tendance à la baisse aux BR de Montréal, Sturgeon Falls et Winnipeg, alors qu'il est demeuré plutôt constant pour les autres bureaux régionaux.

La figure 1.5 montre les taux de non-réponse par composante, pour l'ancien et le nouvel échantillons, et ce à l'échelle nationale. Pour toutes les composantes, sauf la composante "Z" (problèmes techniques), le taux de non-réponse pour le nouvel échantillon était supérieur au taux pour l'ancien échantillon, et ce pour les cinq mois à l'étude.

Le taux de "temporairement absent" (T) a augmenté entre octobre 1994 et février 1995 pour les deux échantillons, ce qui explique la hausse globale de cette composante (voir figure 1.2). Pour la composante "personne à la maison" (N), on remarque un écart très prononcé entre le nouvel échantillon et l'ancien; cependant, le taux de codes "N" pour le nouvel échantillon a fortement diminué pendant la période à l'étude, passant de 3,2% à 2,3%,

was little difference between the two samples in their refusal (R) rates, except for a slight upward trend in the case of the old sample.

The "Z" component (technical problems) fluctuated rather erratically between October 1994 and February 1995. The differences between the two samples appear more random than systematic, which is not surprising in view of the component's unpredictability. While the A9 component (overlap) was virtually non-existent for the old sample, it hovered between 0.5% and 0.6% for the new sample, with the result that the overall A9 rate rose steadily from October 1994 on. In the case of the "other" component, the new sample's rate was higher than the old sample's, but it edged down from 1.0% in December 1994 to 0.7% in February 1995. For the old sample, this component was quite stable (between 0.4% and 0.5%).

tandis qu'il était très stable pour l'ancien échantillon. Pour ce qui est du taux de refus (R), on remarque peu de différence entre l'ancien et le nouvel échantillons, si ce n'est une légère tendance à la hausse pour l'ancien échantillon.

La composante "Z" (problèmes techniques) a fluctué de façon assez erratique entre octobre 1994 et février 1995. Les différences entre les deux échantillons à cet égard semblent plus aléatoires que systématiques, ce qui n'est pas surprenant en raison du caractère imprévisible de la composante "Z". La composante "A9" (chevauchement) est presque inexistante pour l'ancien échantillon, mais elle s'est maintenue entre 0,5% et 0,6% pour le nouvel échantillon, de sorte que le taux global de "A9" a augmenté progressivement à partir d'octobre 1994. Pour la composante "autre", le taux était plus élevé pour le nouvel échantillon que pour l'ancien, mais il a chuté de 1,0% en décembre 1994 à 0,7% en février 1995 pour le nouvel échantillon. Cette composante s'est avérée très stable, entre 0,4% et 0,5%, pour l'ancien échantillon.

FIGURE 1.3
NONRESPONSE RATE FOR THE NEW AND OLD SAMPLES
TAUX DE NON-RÉPONSE POUR LE NOUVEL ET L'ANCIEN ÉCHANTILLONS

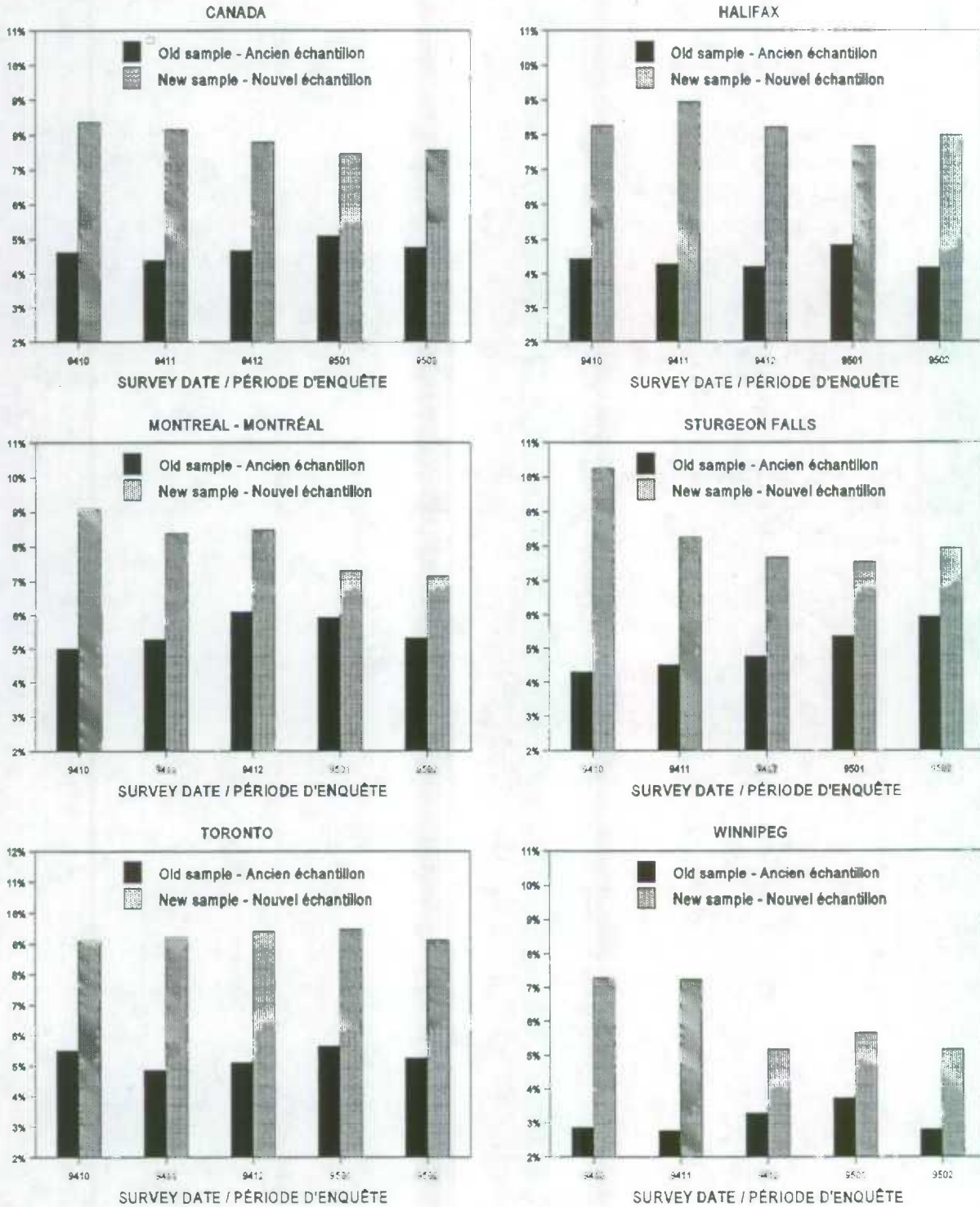


FIGURE 1.3 (continued / suite)

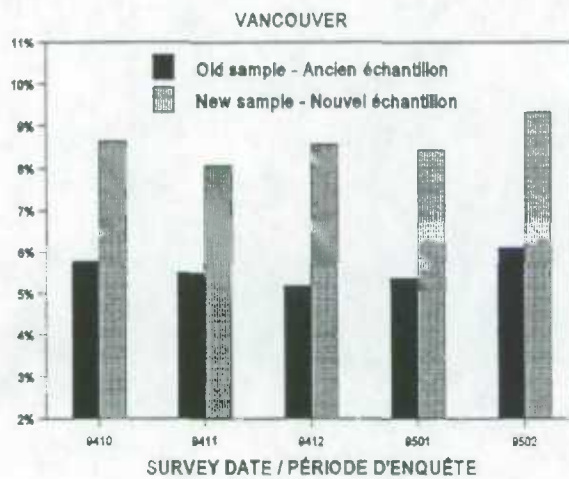
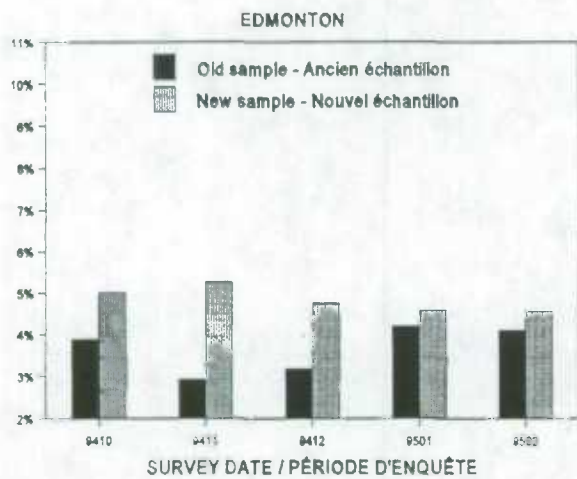


FIGURE 1.4
NUMBER OF NEWLY HIRED INTERVIEWERS BY MONTH FOR CANADA AND FOR REGIONAL OFFICES
NOMBRE DE NOUVEAUX INTERVIEWEURS EMBAUCHÉS À CHAQUE MOIS POUR LE CANADA ET LES
BUREAUX RÉGIONAUX

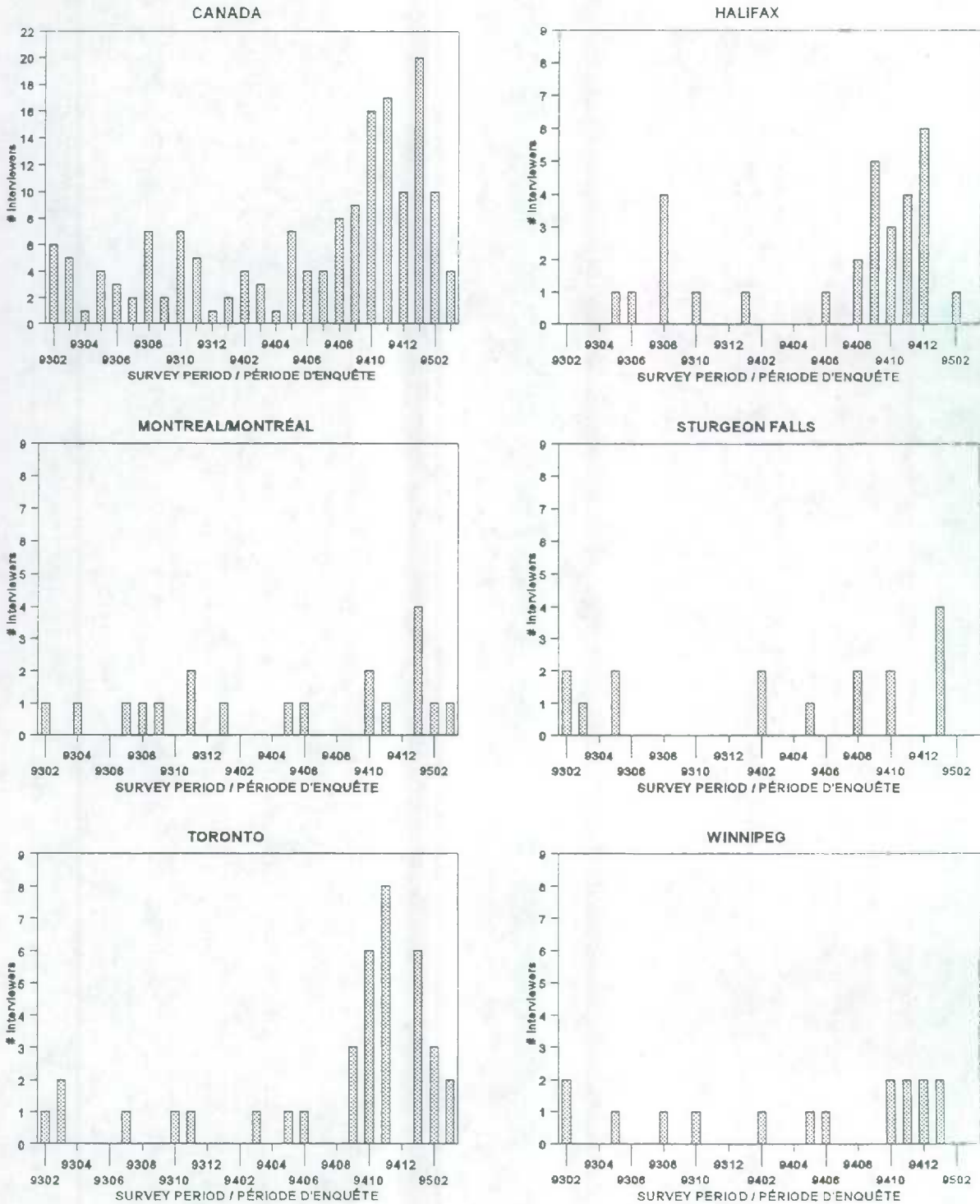


FIGURE 1.4 (continued / suite)

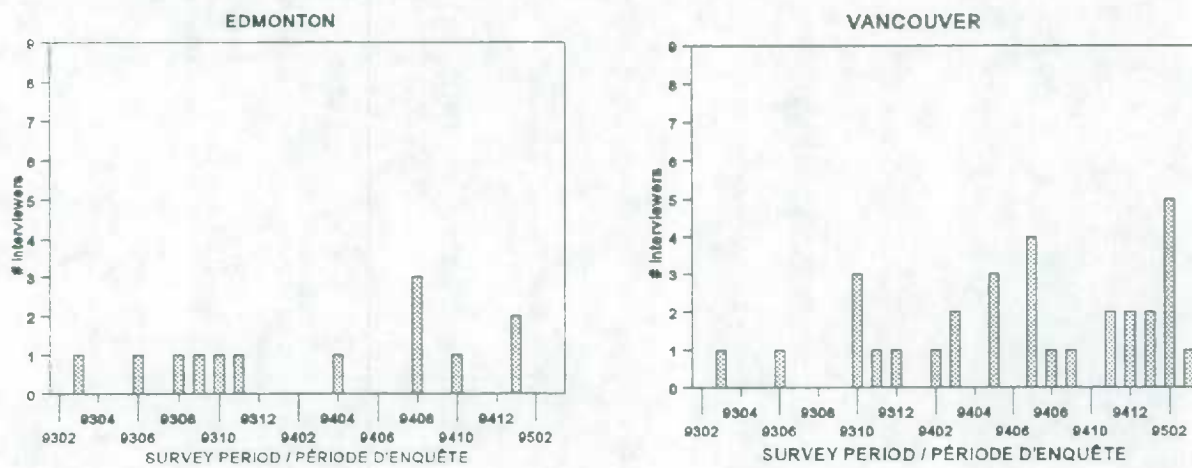
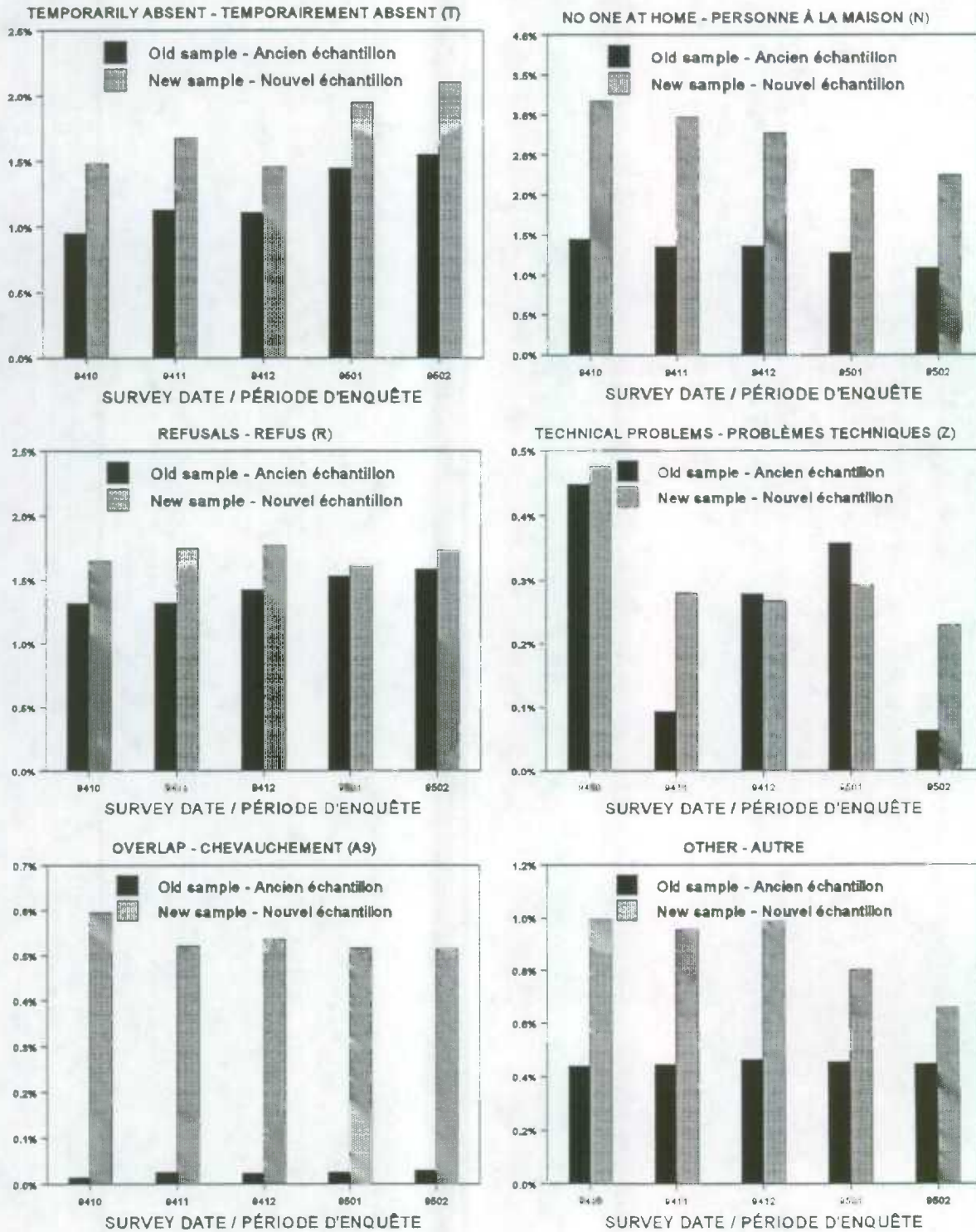


FIGURE 1.5
NONRESPONSE RATE BY COMPONENT FOR THE NEW AND OLD SAMPLES
TAUX DE NON-RÉPONSE PAR COMPOSANTE POUR LE NOUVEL ET L'ANCIEN ÉCHANTILLONS



1.3 Nonresponse: rural versus urban areas

Figure 1.6 shows the nonresponse rates for rural and urban areas at the Canada and RO levels from February 1993 to March 1995. The data for remote areas are combined with the rural data. Under the old sample design, urban households accounted for about 71% of the LFS sample. As the new design was phased in, the urban percentage increased steadily to 77% in March 1995. Because of the high percentage of urban households, it is not unusual to find a strong resemblance between the movements of the urban nonresponse rate and those of the overall nonresponse rate (Figure 1.1).

At the Canada level, the urban nonresponse rate surpassed the rural nonresponse rate throughout the period. That was also the case for the Halifax, Montreal, Sturgeon Falls and Toronto ROs, with very few exceptions. For the Winnipeg, Edmonton and Vancouver ROs, the rural nonresponse rate was quite close to the urban rate, especially after the new design was introduced.

For Canada and most ROs, the rural and urban nonresponse rates followed much the same pattern. Yet there were exceptions. For example, the rural nonresponse rate at the Sturgeon Falls RO jumped from 4.2% in November 1994 to 12.9% in March 1995; the urban rate increased as well, but much more slowly. At the Winnipeg RO, the rural nonresponse rate fell between January and April 1994, while the urban rate remained fairly steady. Nevertheless, the introduction

1.3 Non-réponse : secteurs ruraux versus urbains

À la figure 1.6 sont présentés les taux de non-réponse pour les secteurs ruraux et urbains pour le Canada et les bureaux régionaux, de février 1993 à mars 1995. Les données correspondants aux régions éloignées sont combinées avec celles des secteurs ruraux. Il faut mentionner ici que la proportion de ménages urbains dans l'échantillon de l'EPA était d'environ 71% sous l'ancien plan d'échantillonnage. Cette proportion a grimpé progressivement pendant la période d'introduction du nouveau plan pour atteindre 77% en mars 1995. En raison de la forte proportion de ménages urbains, il est normal de constater une forte ressemblance entre les courbes du taux de non-réponse urbain et les courbes du taux de non-réponse global (figure 1.1).

Pour le Canada, le taux de non-réponse urbain était plus élevé que le taux de non-réponse rural tout au long de la période à l'étude. C'était aussi le cas pour les BR de Halifax, Montréal, Sturgeon Falls et Toronto, à quelques rares exceptions près. Pour les BR de Winnipeg, Edmonton et Vancouver, le taux de non-réponse rural était assez proche du taux de non-réponse urbain, surtout après l'introduction du nouveau plan d'échantillonnage.

Pour le Canada et la plupart des BR, les deux courbes du taux de non-réponse (rural et urbain) suivent des tendances semblables. Il y a bien des exceptions, toutefois. Par exemple, au BR de Sturgeon Falls, le taux de non-réponse rural a grimpé très fortement entre novembre 1994 et mars 1995, passant de 4,2% à 12,9%; la hausse du taux de non-réponse urbain a été beaucoup plus lente. Au BR de Winnipeg, le taux de non-réponse rural a chuté entre janvier 1994 et avril 1994, tandis que le taux urbain est demeuré

of the new sample design seems to have affected the two rates in a similar way. The nonresponse rate increased in rural and urban areas for all ROs whose overall nonresponse rate was up at the end of the period under study.

plutôt stable. Néanmoins, il semble que l'introduction du nouveau plan d'échantillonnage ait affecté de façon semblable les taux de non-réponse ruraux et urbains. On constate une hausse du taux de non-réponse dans les secteurs ruraux et dans les secteurs urbains pour tous les BR dont le taux de non-réponse global a augmenté à la fin de la période à l'étude.

FIGURE 1.6
 NONRESPONSE RATE FOR URBAN AND RURAL AREAS
 TAUX DE NON-RÉPONSE POUR LES SECTEURS URBAINS ET RURAUX

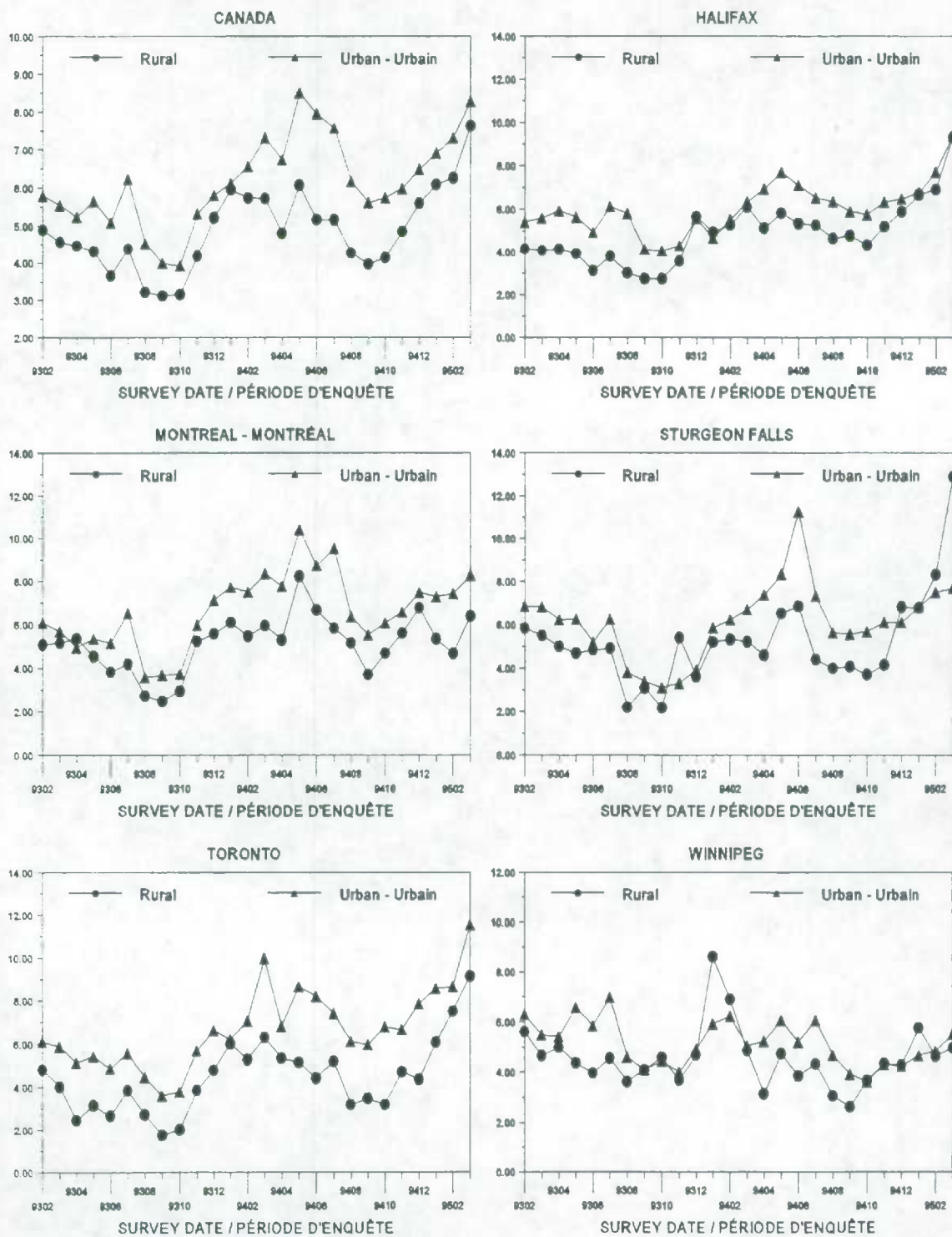
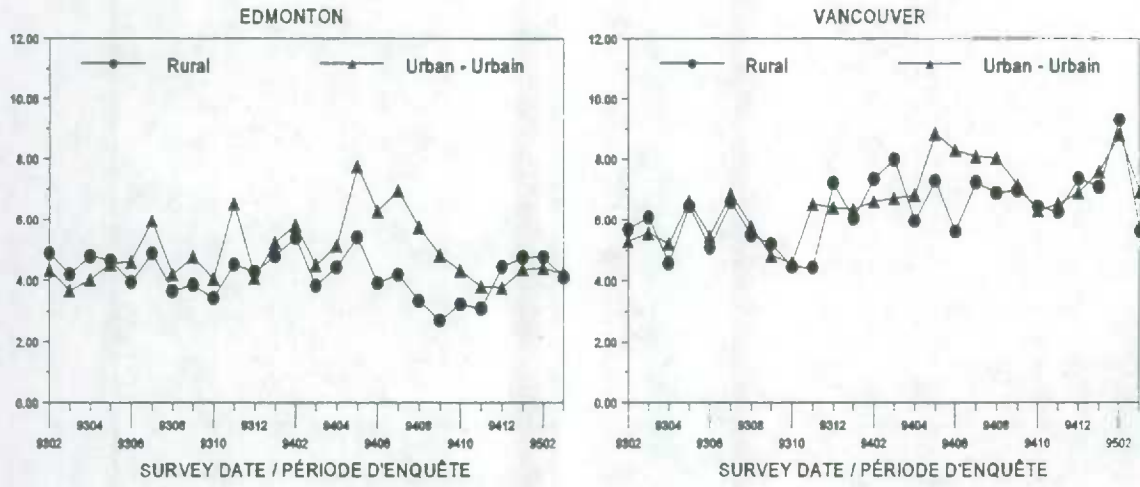


FIGURE 1.6 (continued / suite)



1.4 Nonresponse for households participating in the survey for the first time

Figure 1.7 presents the nonresponse rates for households taking part in the survey for the first time, at the Canada and RO levels between February 1993 and March 1995. The behaviour of these households is worth studying because the change in the sample design was made without transition for them. Until September 1994, all first-time households were from the old sample design; as of the following month, all of them were from the new design. The change is marked in the charts with a dotted line.

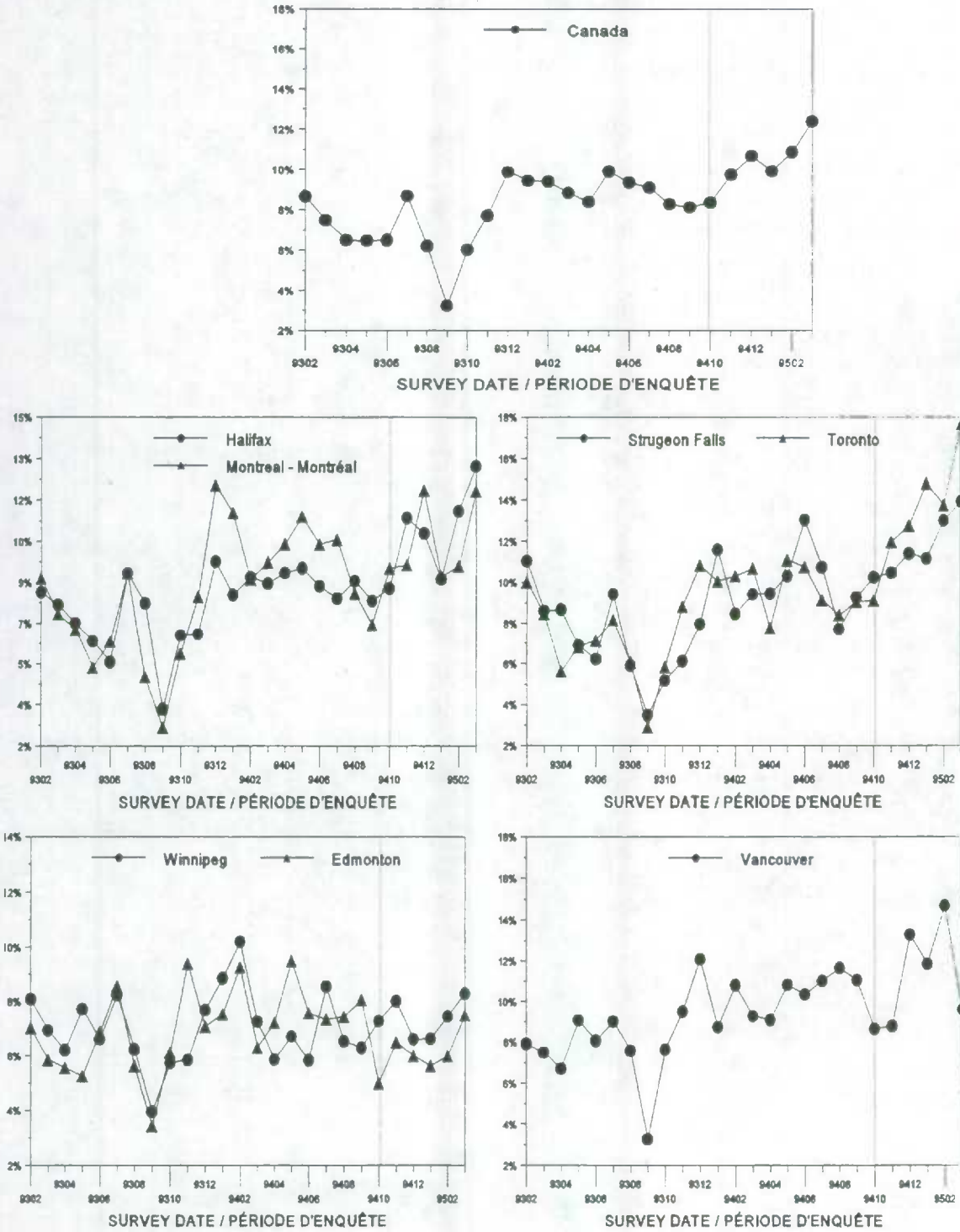
Nationally, the nonresponse rate for first-time households hovered between 8% and 10% for most of 1994. When the new sample design was introduced, it climbed rapidly to 12.4% in March 1995. The nonresponse rates for first-timers at the Halifax, Montreal, Sturgeon Falls, Toronto and Vancouver ROs followed similar patterns (except for the Vancouver rate, which dropped sharply in March 1995). At the Toronto RO, the rate for first-timers climbed to 17.6% in March 1995. The rates at the Winnipeg and Edmonton ROs remained fairly stable between early 1994 and the end of the period being studied. For all ROs, the lowest rates recorded during the entire period were less than 4% in September 1993.

1.4 Non-réponse pour les ménages participant à l'enquête pour la première fois

La figure 1.7 montre les taux de non-réponse pour les ménages qui participaient à l'enquête pour la première fois, pour le Canada et les bureaux régionaux, et ce pour la période allant de février 1993 à mars 1995. Il est intéressant d'examiner le comportement de ces ménages parce que le changement de plan d'échantillonnage s'est fait sans aucune transition dans leur cas. En effet, jusqu'en septembre 1994, les ménages qui en étaient à leur premier mois d'enquête provenaient tous de l'ancien plan d'échantillonnage; à partir d'octobre 1994, ils provenaient tous du nouveau plan. Ce changement est indiqué dans les graphiques par une ligne pointillée.

À l'échelle nationale, le taux de non-réponse pour les ménages à leur premier mois dans l'enquête s'est maintenu entre 8% et 10% pendant la majeure partie de l'année 1994. Suite au changement de plan d'échantillonnage, il a rapidement augmenté pour atteindre 12,4% en mars 1995. Les taux de non-réponse pour le premier mois d'enquête des BR de Halifax, Montréal, Sturgeon Falls, Toronto et Vancouver affichent des comportements semblables (exception faite du mois de mars 1995 pour Vancouver, où une forte chute s'est produite). Au BR de Toronto, le taux de non-réponse pour le premier mois d'enquête a atteint 17,6% en mars 1995. Les taux de non-réponse pour les ménages participant à l'enquête pour la première fois aux BR de Winnipeg et d'Edmonton sont demeurés relativement stables du début de 1994 à la fin de la période à l'étude. Enfin, il est à noter que pour tous les bureaux régionaux, le minimum pour la période à l'étude a été atteint en septembre 1993 avec des taux inférieurs à 4%.

FIGURE 1.7
NONRESPONSE RATE FOR THE FIRST MONTH IN SURVEY
TAUX DE NON-RÉPONSE POUR LE PREMIER MOIS DANS L'ENQUÊTE



2. Vacancy rates

This section covers the vacancy rates for the period from February 1993 to March 1995. In particular, the focus is made on the trends at the national and RO levels and on the vacancy rates recorded during the introduction of the new sample.

2.1 Vacancy rates for Canada and the Regional Offices

The vacancy rates for the country as a whole and for each RO are shown in Figure 2.1. In November 1993, before computer-assisted interviewing was introduced, the national vacancy rate stood at about 14.5%. Then it began rising slowly, peaking at 15.6% in August 1994. By comparison, the decline that occurred as the new sample was being phased in was quite abrupt. By March 1995, the national vacancy rate had reached its lowest level (12.3%) since the previous redesign. The decrease is not surprising since urban areas, which have a lower vacancy rate than rural areas, make up a larger proportion of the new sample. In addition, the new sample is based on a more up-to-date frame.

The downswing in the national vacancy rate since the introduction of the new sample was reflected in all the RO rates. The vacancy rates for the Halifax and Winnipeg ROs were of particular note: though they declined, they were very high (above 15%). After the new sample was phased in, the Halifax RO's rate dropped 2.3% (from 17.5% in October 1994 to 15.2% in March 1995) but remained well above the national average. Winnipeg's rate fell about 3% between October 1994 and

2. Taux de vacance

La présente section porte sur les taux de vacance pour la période allant de février 1993 à mars 1995. On s'intéresse tout particulièrement aux tendances nationale et par bureau régional, ainsi qu'aux taux de vacance obtenus durant l'introduction du nouvel échantillon

2.1 Taux de vacance pour le Canada et les bureaux régionaux

Le taux de vacance pour l'ensemble du Canada et par bureau régional est présenté à la figure 2.1. Avant l'introduction des interviews assistées par ordinateur, soit en novembre 1993, le taux de vacance national se maintenait aux alentours de 14,5%. Par la suite, il a entrepris une hausse lente mais obstinée pour atteindre un sommet de 15,6% au mois d'août 1994. En comparaison, la baisse qui s'est produite pendant l'introduction du nouvel échantillon a été très forte. En effet, en mars 1995, le taux de vacance canadien atteignait sa plus basse valeur depuis le dernier remaniement (12,3%). Cette baisse n'est pas surprenante puisque le nouvel échantillon accorde une plus grande proportion de l'échantillon aux régions urbaines qui ont des taux de vacance inférieurs aux régions rurales. De plus, le nouvel échantillon fait appel à une base de sondage plus à jour.

La tendance à la baisse observée à l'échelle nationale depuis l'introduction du nouvel échantillon se reflète dans tous les BR. Quoiqu'à la baisse, le taux de vacance pour les BR de Halifax et de Winnipeg se distinguent des autres BR puisqu'ils sont très élevés, supérieurs à 15%. Après l'introduction du nouvel échantillon, le taux de vacance pour le BR de Halifax décroît de 2,3% (de 17,5% en octobre 1994 à 15,2% en mars 1995) mais reste encore nettement supérieur à la moyenne nationale. Le

January 1995, then rebounded slightly in the last two months of the period under study.

The Montreal RO's rate was also somewhat different, as it remained fairly stable after the new sample was introduced. Unlike the other ROs, the Montreal RO reported a substantial decrease in the vacancy rate between September and October 1994, after which it held steady at about 14%, to fall only again at the end of the period.

Vacancy rates for the Sturgeon Falls and Toronto ROs mirrored the national rate. The Sturgeon Falls RO recorded a drop of nearly 4% between the summer of 1994 and the spring of 1995. The Toronto RO's rate posted the largest decline since the new sample was introduced. Before the phase-in period, the rate was varying in the neighbourhood of 15%; then, starting in October 1994, it plunged rapidly to 10.1% in February 1995 and 10% in March 1995.

The lowest vacancy rates were observed in western Canada, specifically the Edmonton and Vancouver ROs. These two ROs were considerably below the national average (by 3% to 5%). The Edmonton RO's rate fell 2.6% between September 1994 and February 1995, reaching 10.2%, where it remained in March 1995. At the Vancouver RO, introduction of the new sample pushed the vacancy rate down by about 4.5% to a level of 7.4% in February 1995, the lowest rate in the country.

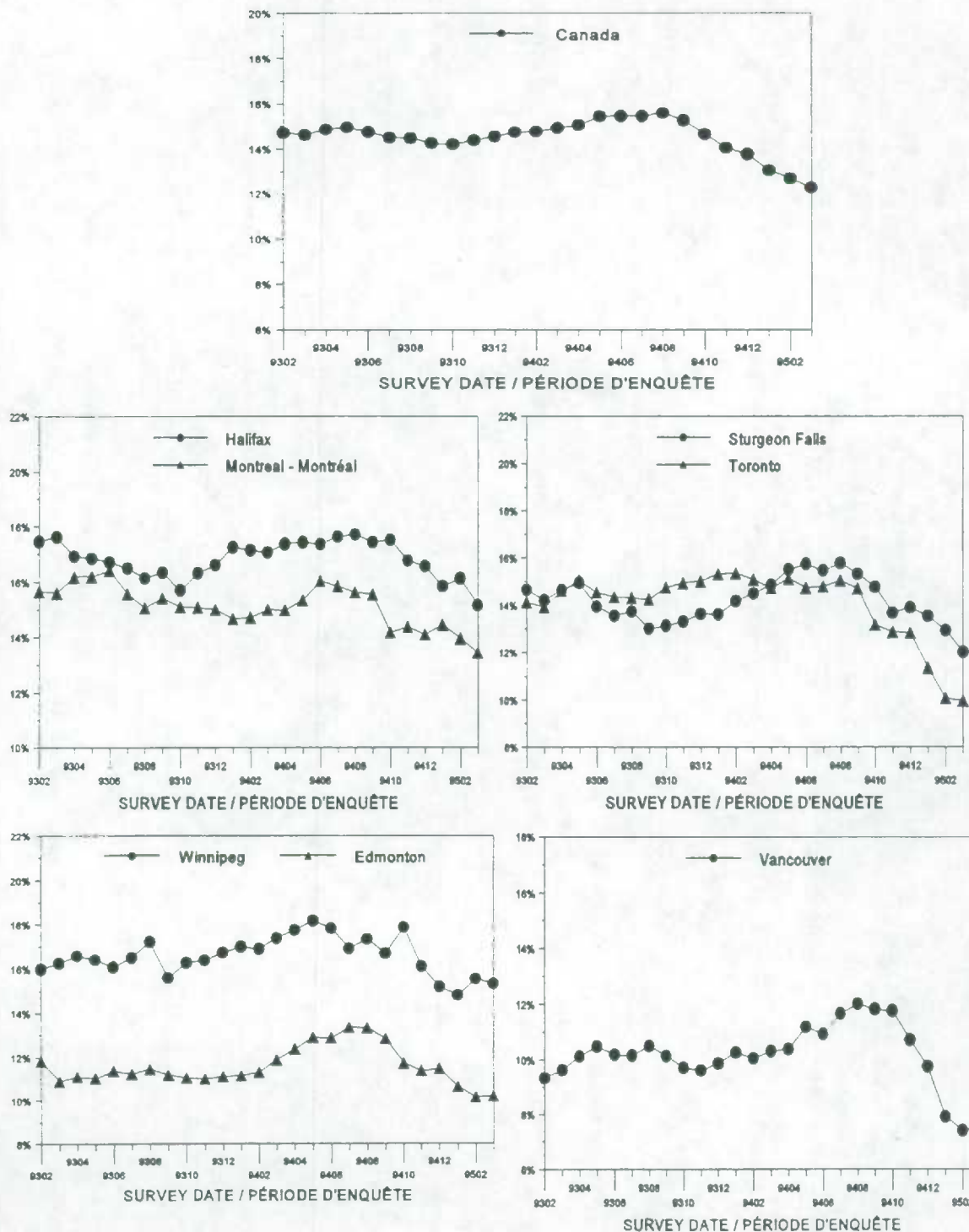
BR de Winnipeg, qui avait entrepris une chute d'environ 3 % depuis le mois d'octobre 1994 semble vouloir freiner cette descente depuis les deux derniers mois à l'étude.

Le bureau de Montréal présente également une particularité en demeurant relativement stable depuis l'introduction du nouvel échantillon. Contrairement aux autres BR, le BR de Montréal a enregistré une baisse importante entre septembre et octobre 1994, puis le taux de vacance s'est maintenu au voisinage de 14% pour chuter uniquement en fin de période.

Les séries du taux de vacance pour les BR de Sturgeon Falls et Toronto suivent la même évolution que celle du Canada. Pour le BR de Sturgeon Falls, on note une baisse de près de 4% entre l'été 1994 et le printemps de 1995. La série du taux de vacance pour le BR de Toronto est celle qui a subi la plus forte baisse depuis la refonte de l'échantillon. En effet, avant cette période, le taux moyen de vacance voisinait la barre des 15%, mais depuis le mois d'octobre 1994, celui-ci a chuté considérablement pour atteindre 10,1% en février 1995 et 10% en mars 1995.

Les taux les plus faibles ont été enregistrés dans l'ouest du pays, soit aux BR d'Edmonton et de Vancouver. Ces deux bureaux sont très nettement en-deçà de la série nationale (de 3 à 5%). Au BR d'Edmonton, le taux de vacance a chuté de 2,6% entre septembre 1994 et février 1995, pour atteindre 10,2%. Ce taux de 10,2% s'est produit de nouveau en mars 1995. Par contre, pour le BR de Vancouver, l'introduction du nouvel échantillon a permis de faire chuter le taux de vacance d'environ 4,5% pour atteindre un niveau de 7,4% en février 1995, soit le taux le plus faible au pays.

FIGURE 2.1
 VACANCY RATES FOR CANADA AND FOR REGIONAL OFFICES
 TAUX DE VACANCE POUR LE CANADA ET LES BUREAUX RÉGIONAUX



2.2 Vacancy rates: old sample versus new sample

Figure 2.2 shows the vacancy rates for the old and new samples during the five months of the phase-in period. At the national level, the gap between the two was fairly steady throughout the period; the vacancy rate for the new sample was roughly 2% below the rate for the old sample. The series for the Halifax and Montreal ROs followed a similar pattern, except for a 4.1% difference between the Montreal rates in October 1994. The gap between the two Edmonton rates was also relatively stable around 4%. The Sturgeon Falls, Toronto and Vancouver ROs, on the other hand, reported greater differences between the two rates.

The Winnipeg RO's rate behaved differently from all the other rates, as it was higher for the new sample. More often than not, the rate for the new sample exceeded the rate for the old sample by at least 3%.

2.2 Taux de vacance: ancien échantillon versus nouvel échantillon

La figure 2.2 permet de comparer le taux de vacance obtenu pour l'ancien et le nouvel échantillons durant les cinq mois d'introduction. À l'échelle nationale, l'écart entre les deux taux est relativement stable durant toute la période; le taux de vacance pour le nouvel échantillon est d'environ 2% inférieur à celui de l'ancien échantillon. Les séries pour les bureaux de Halifax et de Montréal présentent également ce comportement, exception faite d'une différence de 4,1% au BR de Montréal en octobre 1994. La différence entre les deux taux à Edmonton était, elle aussi plutôt stable, soit autour de 4%. En contrepartie, les BR de Sturgeon Falls, de Toronto et de Vancouver affichent plus d'écarts entre les deux taux.

Le BR de Winnipeg se distingue de tous ces comportements; il est le seul à afficher des taux de vacance supérieurs pour le nouvel échantillon. En fait, les taux pour le nouvel échantillon excèdent plus souvent qu'autrement les taux observés pour l'ancien échantillon par 3%.

FIGURE 2.2
VACANCY RATE FOR THE NEW AND OLD SAMPLES
TAUX DE VACANCE POUR LE NOUVEL ET L'ANCIEN ÉCHANTILLONS

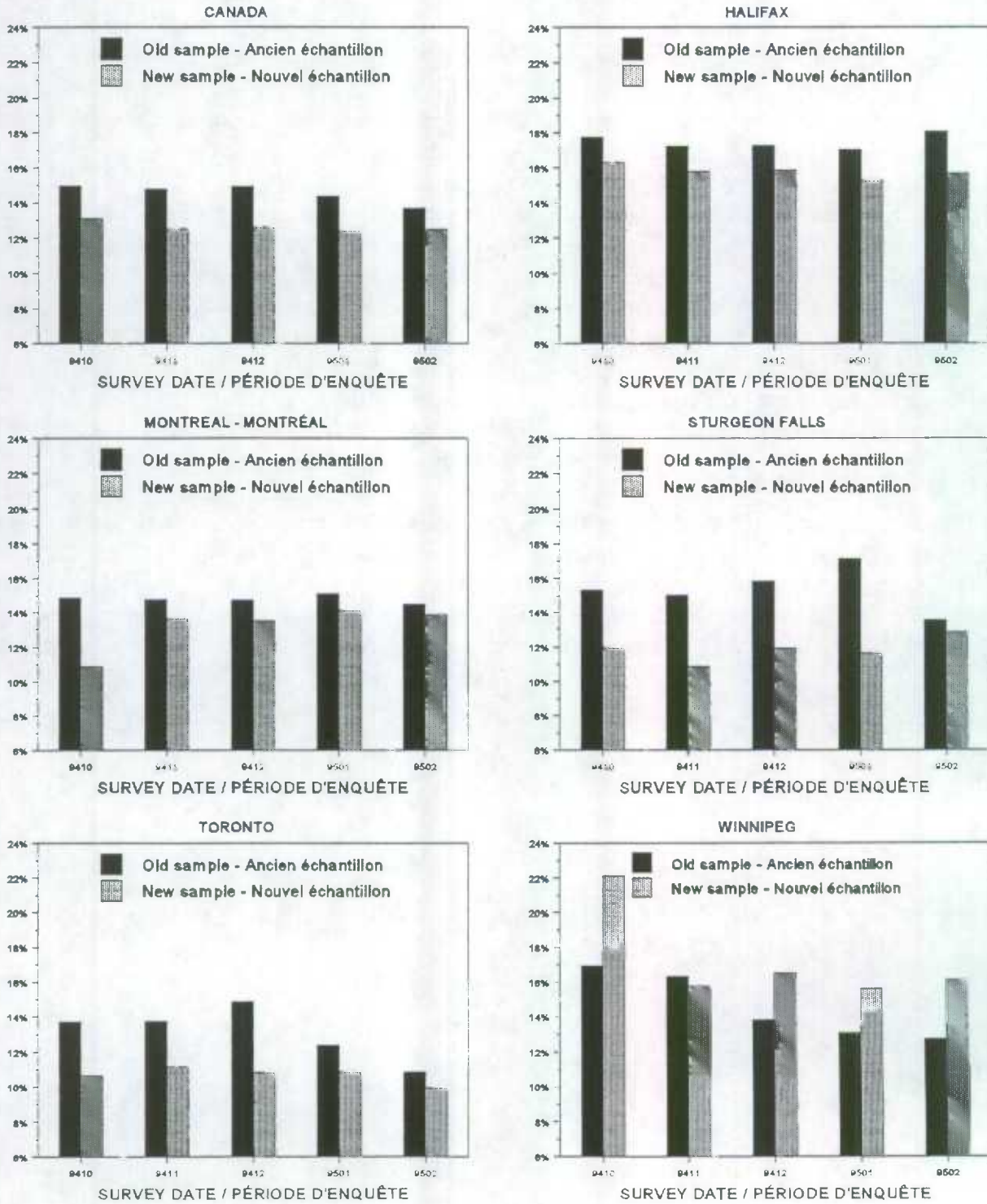
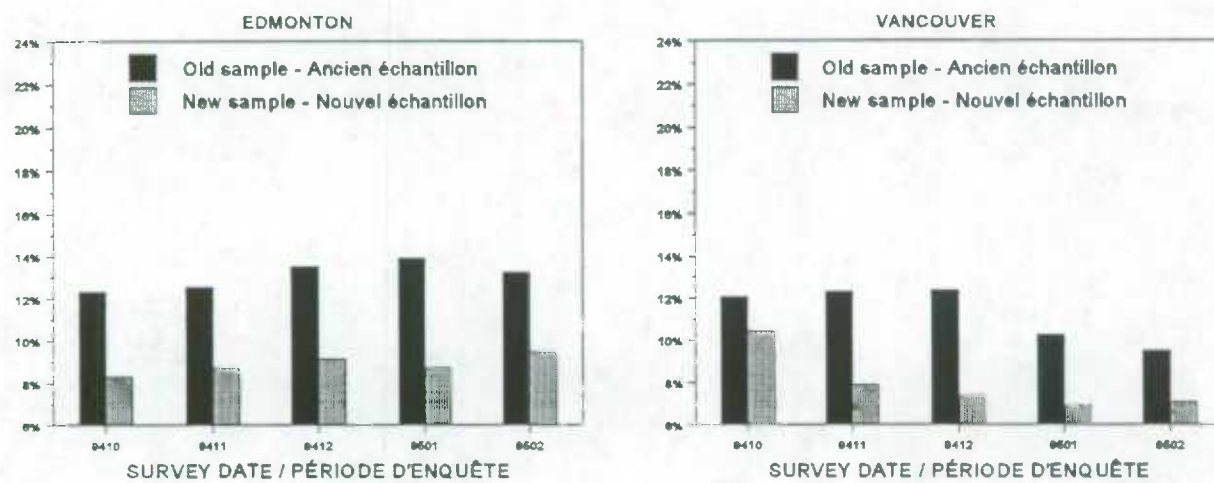


FIGURE 2.2 (continued / suite)



3. Coverage

Coverage errors occur when the sample imperfectly represents the target population. They can appear at a number of stages in the survey. One of the main indicators used to measure LFS coverage is the slippage rate, defined as the percentage difference between the LFS population estimates (without external data) and the most recent population estimates based on the census. The slippage rate is one of the quality indicators that the LFS Data Quality Committee looks at most closely each month.

A number of changes made in the fifth redesign of the LFS have had an effect on the slippage rate. Among these changes are the following: (i) the population estimates used to calculate the slippage rate are based on 1991 Census figures, which are adjusted for census net undercoverage; (ii) geographic boundaries were revised to reflect population change; and (iii) the LFS target population was expanded to include non-permanent residents. The last change was phased in between January and June 1995. All LFS series were revised back to 1976 to reflect the changes and facilitate comparative studies.

This section focuses on the slippage rates for Canada and the provinces and for some census metropolitan areas (CMAs). First, the trends in the slippage rate are studied. Then, the slippage rates for the old and new samples during the phase-in period are

3. Couverture

Des erreurs de couverture surviennent lorsque l'échantillon ne représente pas convenablement la population-cible. Ces erreurs peuvent se présenter à plusieurs étapes de l'enquête. L'un des principaux indicateurs pour mesurer la couverture à l'EPA s'appelle le taux de glissement qui est, par définition, le pourcentage d'écart entre les estimations démographiques de l'EPA (sans données externes) et les plus récentes estimations démographiques basées sur le recensement. Le taux de glissement est un des indicateurs de qualité le plus étroitement surveillé par le Comité de la Qualité des données à l'EPA à tous les mois.

Plusieurs modifications, apportées à l'EPA dans le cadre de son cinquième remaniement, ont eu un certain impact sur le taux de glissement. Au nombre de ces changements figurent: i) les estimations démographiques utilisées dans le calcul du taux de glissement tiennent compte des chiffres de population du recensement de 1991 qui sont ajustés pour pallier la sous-couverture nette du recensement, ii) la refonte des limites géographiques qui tient compte du mouvement et de la croissance de la population, et iii) un univers de population élargi, i.e. l'addition des résidents non permanents à la population cible de l'EPA. Cette dernière modification a été intégrée progressivement à l'EPA du mois de janvier à juin 1995. Toutes les séries de l'EPA ont été révisées depuis 1976 afin de refléter ces changements et de permettre des analyses comparatives.

Cette section se penche sur les séries du taux de glissement tant à l'échelle nationale que provinciale et pour certaines régions métropolitaines de recensement (RMR). Dans un premier temps, les tendances sont analysées. Par la suite, on s'attarde à comparer les taux de

compared. This section concludes with a discussion of average household size, which also serves as a measure of LFS coverage.

3.1 National coverage

Figure 3.1 shows the national slippage rate for the period from February 1990 to March 1995. The rate exhibited a distinct upward trend between the beginning of the period and August 1994, when it peaked at 11.9%. Subsequently, it declined abruptly during the new sample's phase-in period. From 11.8% in September 1994, it tumbled steadily to 7.9% in March 1995. The latter rate was the lowest in the previous four years. During the five-month period when the new sample design was being introduced, the slippage rate for the new sample stood at just over half the rate for the old sample (see Figure 3.2). The average national rate over the five-month period was 7.2% for the new sample, compared with 12.1% for the old sample.

The national slippage rates for six different age-sex groups (15-19, 20-24, 25-29, 30-39, 40-54, 55+) between February 1993 and March 1995 are shown in Figure 3.3. Two characteristics of the slippage rates for these groups were unchanged by the new sample: (i) the rate for the 55+ group held firm at

glissement obtenus durant l'introduction du nouveau plan d'échantillonnage pour l'ancien et le nouvel échantillons. Finalement, la taille moyenne de ménages, qui permet également de contrôler la couverture de l'enquête, est discutée.

3.1 Couverture à l'échelle nationale

La figure 3.1 présente le taux de glissement à l'échelle nationale pour les cinq dernières années, c'est-à-dire pour la période allant de février 1990 à mars 1995. Le taux de glissement national affiche une tendance à la hausse très marquée du début de la période à l'étude jusqu'au mois d'août 1994, où un sommet de 11,9% a été enregistré. Par la suite, on observe une forte tendance à la baisse dès le premier mois d'introduction du nouvel échantillon. En effet, dès le mois d'octobre 1994, et ce jusqu'en mars 1995, le taux a continuellement diminué, passant de 11,8% en septembre 1994 à 7,9% en mars 1995. Le taux obtenu au mois de mars 1995 est la plus basse valeur enregistrée depuis les quatre dernières années. Pendant les cinq mois d'introduction du nouveau plan d'échantillonnage, le taux de glissement du nouvel échantillon s'est maintenu à près de la moitié de celui correspondant à l'ancien échantillon (voir figure 3.2). La moyenne sur ces cinq mois pour le taux national était de 7,2% pour le nouvel échantillon comparativement à 12,1% pour l'ancien échantillon.

Les taux de glissement nationaux de février 1993 à mars 1995, pour six différents groupes d'âge-sexe (15-19, 20-24, 25-29, 30-39, 40-54, 55+), sont présentés à la figure 3.3. Deux caractéristiques propres aux taux de glissement de ces groupes demeurent inchangées avec l'introduction du nouvel échantillon: i) le taux

about 8%, and (ii) the male and female rates continued to move in parallel, with female rates generally lower than male rates.

For the first five age-sex groups, the slippage rate fell steadily throughout the new sample's phase-in period. Comparing the rate immediately before phase-in (September 1994) with the rate for the first month following phase-in (March 1995), the largest decrease was found in the rate for the male 15-19 group, which dropped from 12.8% to 3.5% in only six months. In percentage terms, the female 30-39 group had the biggest decline, 77.9%, as it went from 11.3% to 2.5%. The national slippage rate for males aged 20-24 was also down substantially, falling from 22.7% in September 1994 to 14.7% in March 1995, though in percentage terms, the decline was 31%.

In September 1994, the three groups with the highest slippage rates were males aged 20-24 (22.7%), males aged 25-29 (21.7%) and females aged 20-24 (17.8%). After the new design was completely phased in, these groups were still the top three, though the order had changed slightly: males aged 25-29 had the highest rate (16.3%), followed by the male 20-24 group (14.7%) and the female 20-24 group (12.3%). In the case of the three lowest rates, however, the new sample caused a wholesale change. In September 1994, the three groups with the lowest rates were females aged 55 and over (7.0%),

de glissement pour le groupe des 55+ est resté stable autour de 8%, et ii) les courbes pour les hommes et celles des femmes sont demeurées parallèles; les taux de glissement des femmes étant généralement inférieurs à ceux des hommes.

Pour les cinq premiers groupes d'âge-sexe, le taux de glissement a diminué de façon continue à partir du premier mois d'introduction du nouvel échantillon. En considérant le taux avant l'introduction, soit septembre 1994, et celui du premier mois où l'introduction était complétée, i.e. mars 1995, c'est le groupe des hommes 15-19 ans qui a subi la plus grande baisse, le taux passant de 12,8% à 3,5% en six mois seulement. En termes de diminution relative (i.e. de différence exprimée en pourcentage), c'est le groupe des femmes 30-39 ans qui a enregistré la plus importante des baisses, soit une baisse de 77,9% de son taux initial, chutant de 11,3% à 2,5%. Le taux de glissement national pour le groupe des hommes 20-24 ans a également subi une diminution importante, passant de 22,7% en septembre 1994 à 14,7% en mars 1995, quoiqu'en termes de différence relative l'écart entre ces deux taux représente une diminution de 31%.

En septembre 1994, les trois groupes présentant les plus hauts taux de glissement étaient: les hommes 20-24 ans (22,7%), les hommes 25-29 ans (21,7%) et les femmes 20-24 ans (17,8%). Après l'introduction complète du nouveau plan d'échantillonnage, ces trois groupes sont toujours en tête quoique l'ordre ait quelque peu changé. Maintenant, ce sont les hommes 25-29 ans (16,3%) qui dominent, suivi des hommes 20-24 ans (14,7%) et puis les femmes 20-24 ans (12,3%) maintiennent leur troisième position. Par contre, pour les trois taux les plus bas, l'introduction du nouvel échantillon a tout chambardé. En effet, en septembre 1994, les

females aged 40-54 (8.2%) and males aged 55 and over (8.8%). In March 1995, the lowest slippage rates belonged to females aged 30-39 (2.5%), males aged 15-19 (3.5%) and females aged 40-54 (3.5%).

The 15-19 age group was the only one in which the male and female curves crossed during the new sample's phase-in period. The female slippage rate was lower than the male rate between the summer of 1994 and January 1995, then overtook it the following month and remained higher through the rest of the period being studied. The 55+ group showed very little change after the new sample was introduced. Its female rate even increased, by 1.6%, between September 1994 and March 1995, while the male rate declined 0.1%.

trois groupes affichant les taux les plus faibles étaient: les femmes 55+ ans (7,0%), les femmes 40-54 ans (8,2%) et les hommes 55 + ans (8,8%). En mars 1995, les taux de glissement les plus faibles sont observés chez le groupe des femmes 30-39 ans (2,5%), puis les hommes 15-19 ans (3,5%) et les femmes 40-54 ans (3,5%).

Le groupe des 15-19 ans est le seul groupe pour lequel on a observé, pendant l'introduction du nouvel échantillon, un croisement entre les courbes des hommes et des femmes. En effet, le taux de glissement des femmes, qui affichait de l'été 1994 à janvier 1995 des valeurs inférieures à celles des hommes, a surpassé ce dernier groupe en février 1995 et est resté plus élevé jusqu'à la fin de la période à l'étude. Le groupe des 55 + n'a démontré que très peu de changement à la suite de l'introduction du nouvel échantillon. Le groupe des femmes a même observé une augmentation de 1,6% entre les mois de septembre 1994 et mars 1995. Le groupe des hommes 55+ ans a, quant à lui, enregistré une diminution de 0,1%.

FIGURE 3.1
SLIPPAGE RATE AT THE NATIONAL LEVEL
TAUX DE GLISSEMENT À L'ÉCHELLE NATIONALE
CANADA

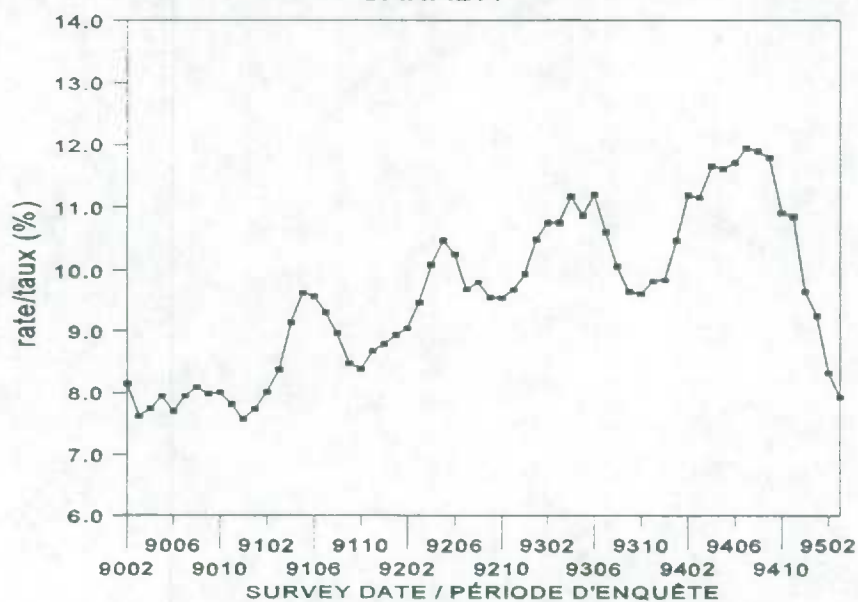


FIGURE 3.2
NATIONAL SLIPPAGE RATES FOR THE OLD AND THE NEW SAMPLES
TAUX DE GLISSEMENT NATIONAL POUR LE NOUVEL ET L'ANCIEN ÉCHANTILLONS

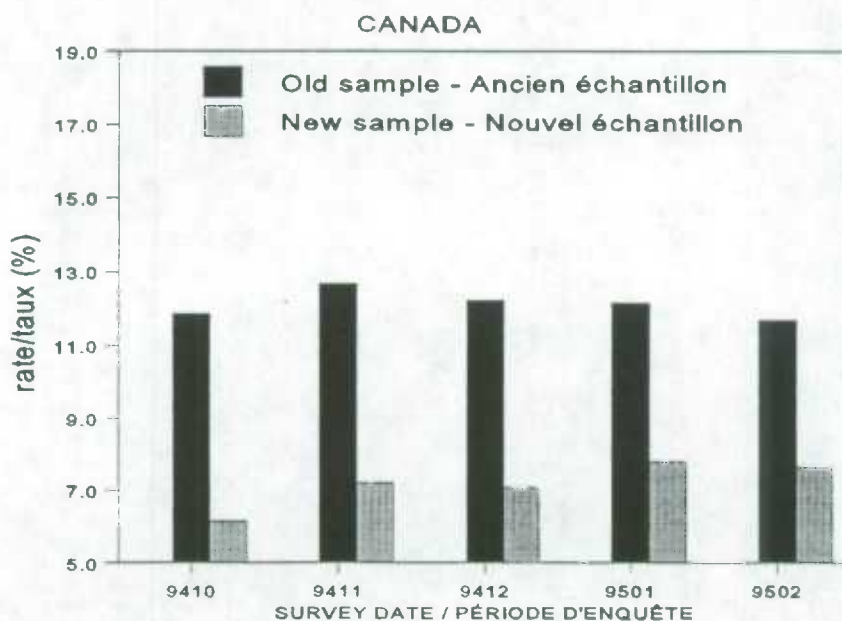
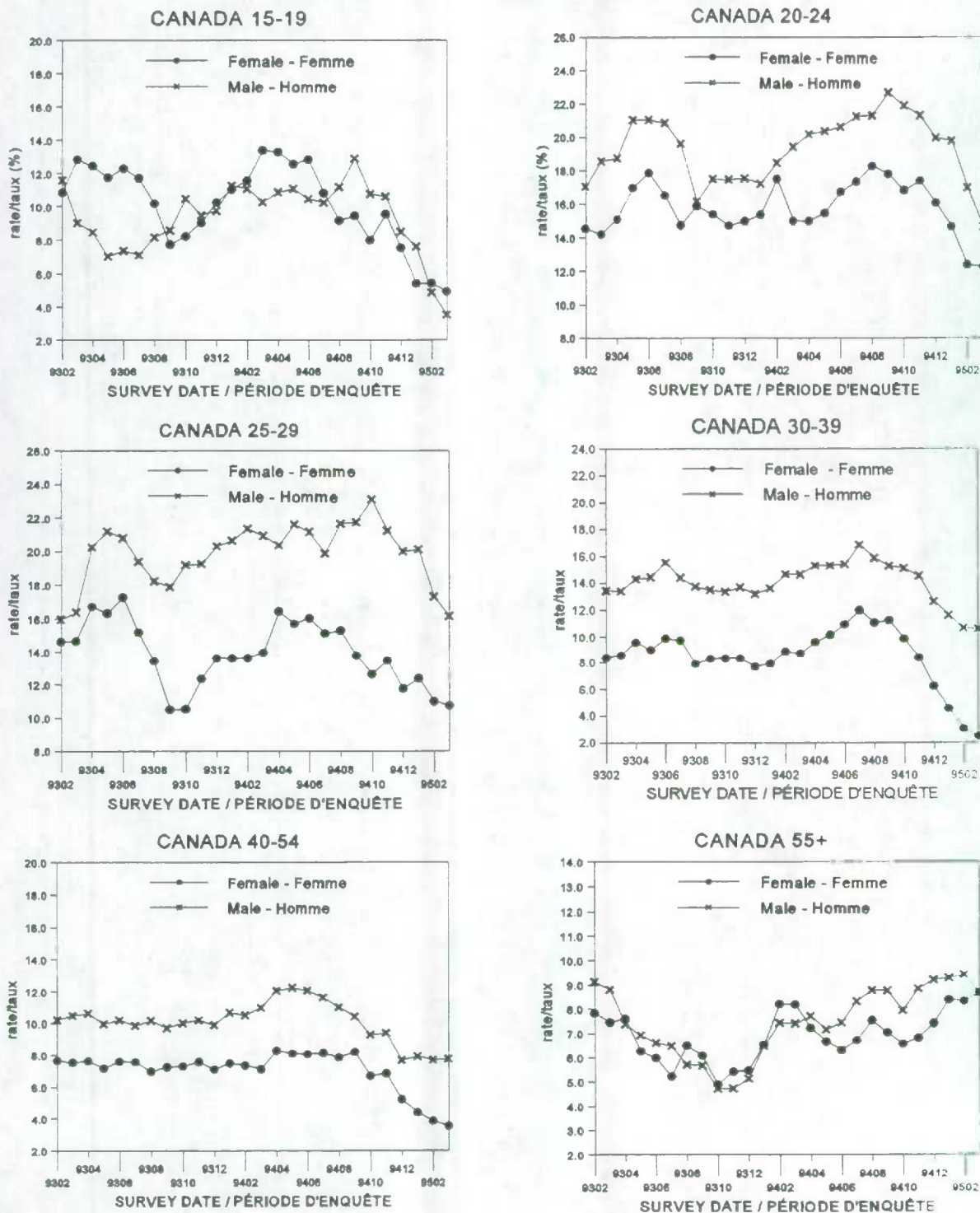


FIGURE 3.3
 SLIPPAGE RATES BY AGE-SEX GROUP FOR CANADA
 TAUX DE GLISSEMENT PAR GROUPE D'ÂGE-SEXE POUR LE CANADA



3.2 Provincial coverage

Figure 3.4 shows the provincial slippage rates for the old and new samples between October 1994 and February 1995. In most cases, the rates for the old sample were higher than the rates for the new sample. New Brunswick was the exception, however, as the new sample had higher slippage rates there in four of the five months covered. On average, the province's slippage rate for the new sample was approximately 3.5 percentage points higher than the rate for the old sample.

For all other provinces, the slippage rate for the new sample was generally lower and much more stable than the rate for the old sample. For example, the rate for the old sample in Alberta jumped from 8.4% in October 1994 to 20.8% in February 1995. Over the same period, the rate for the new sample fluctuated between 9.3% and 10.9%. The story was much the same for British Columbia: the rate for the old sample ballooned from 10.3% in January 1995 to 20.5% the following month, while the rate for the new sample ranged between 8.8% and 11.6% during the period under study. This finding is no surprise, since the old sample was shrinking as the new sample was growing. They were the same size only in December 1994. That month, the slippage rates for the old and new samples were equal in both Prince Edward Island and British Columbia.

3.2 Couverture à l'échelle provinciale

La figure 3.4 donne les taux de glissement à l'échelle provinciale du mois d'octobre 1994 à février 1995 selon l'ancien et le nouvel échantillons. Dans la majorité des cas, les taux de glissement obtenus pour l'ancien échantillon sont supérieurs à ceux obtenus pour le nouvel échantillon. Toutefois, le Nouveau-Brunswick se soustrait à cette observation puisque pour quatre des cinq mois à l'étude, le nouvel échantillon obtient des taux de glissement plus élevés. En effet, pour cette province, le taux de glissement moyen correspondant au nouvel échantillon dépasse de près de trois points et demi de pourcentage le taux correspondant sous l'ancien échantillon.

Pour toutes les autres provinces, le taux de glissement correspondant au nouvel échantillon est en général inférieur, et beaucoup plus stable, que celui de l'ancien échantillon. Par exemple, le taux pour l'ancien échantillon en Alberta a connu une hausse très soutenue, passant de 8,4% en octobre 1994 à 20,8% en février 1995. Pendant cette même période, le taux correspondant pour le nouvel échantillon oscillait entre 9,3% et 10,9%. La Colombie-Britannique a connu un sort quelque peu semblable; tandis que son taux pour l'ancien échantillon montait en flèche de 10,3% en janvier 1995 à 20,5% en février 1995, celui pour le nouvel échantillon fluctuait entre 8,8% et 11,6% pour toute la période à l'étude. On s'attendait à observer un tel résultat puisque tandis que la taille de l'ancien échantillon diminuait, celle du nouvel échantillon augmentait. C'est seulement au mois de décembre 1994 que les deux échantillons avaient des tailles communes. À cette période, les taux de glissement pour l'Île-du-Prince-Édouard et la Colombie-Britannique se rencontraient.

The largest gains in coverage due to the new sample – i.e. the biggest average differences between the rates for the old and new samples – were observed in four provinces: Newfoundland (6.9%), Quebec (6.1%), Ontario (5.8%) and Alberta (5.6%). These provinces alone accounted for the entire improvement in the survey's coverage at the national level.

Il est à noter que les plus grands gains en termes de couverture apportés par le nouvel échantillon ont été observés dans quatre provinces. En fait, les plus grands écarts moyens ont été enregistrés à Terre-Neuve (6,9%), au Québec (6,1%), en Ontario (5,8%) et en Alberta (5,6%). À elles seules, ces provinces expliquent l'amélioration de la couverture de l'enquête à l'échelle nationale.

FIGURE 3.4
PROVINCIAL SLIPPAGE RATES FOR THE NEW AND THE OLD SAMPLES
TAUX DE GLISSEMENT PROVINCIAL POUR LE NOUVEL ET L'ANCIEN ÉCHANTILLONS

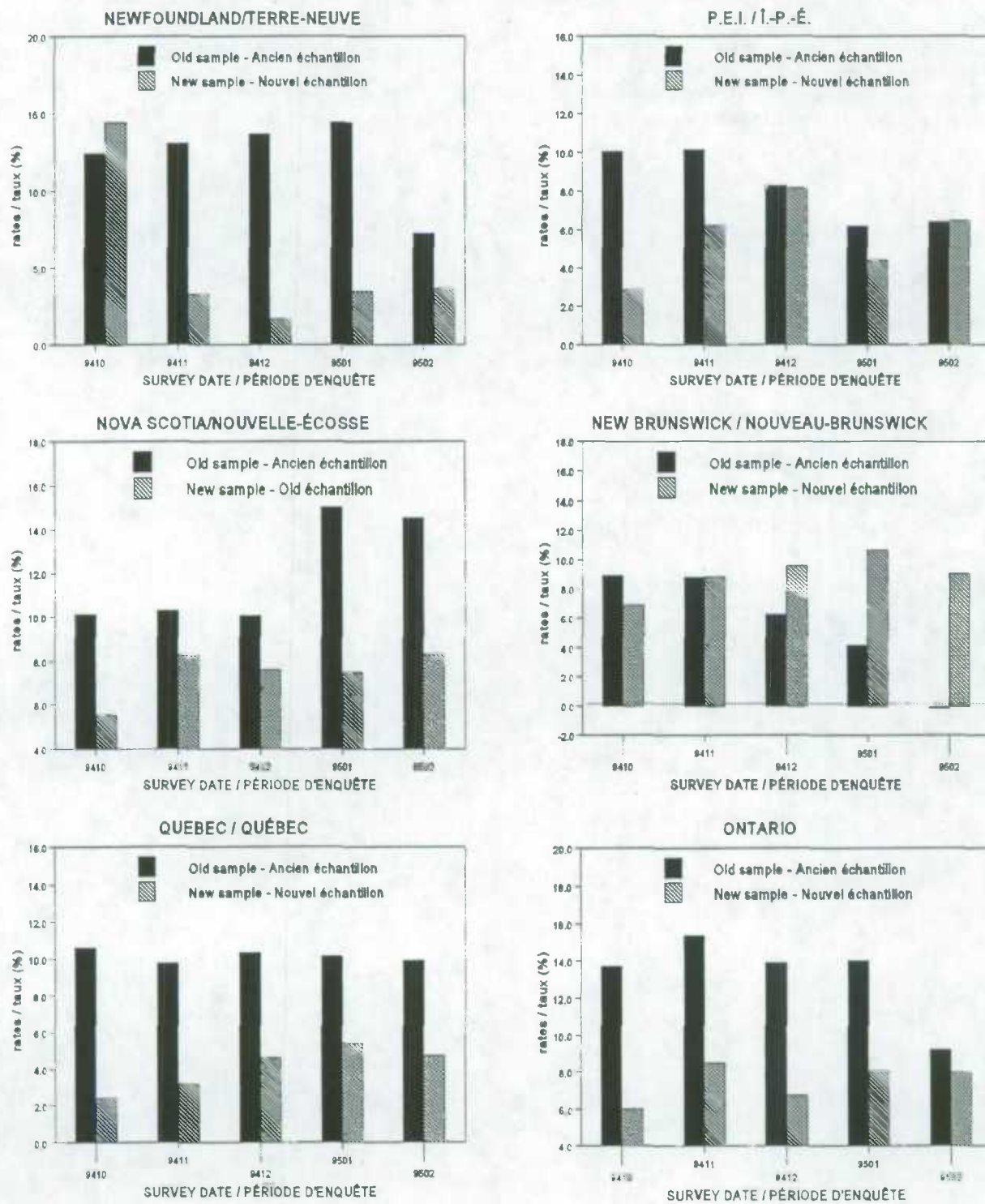
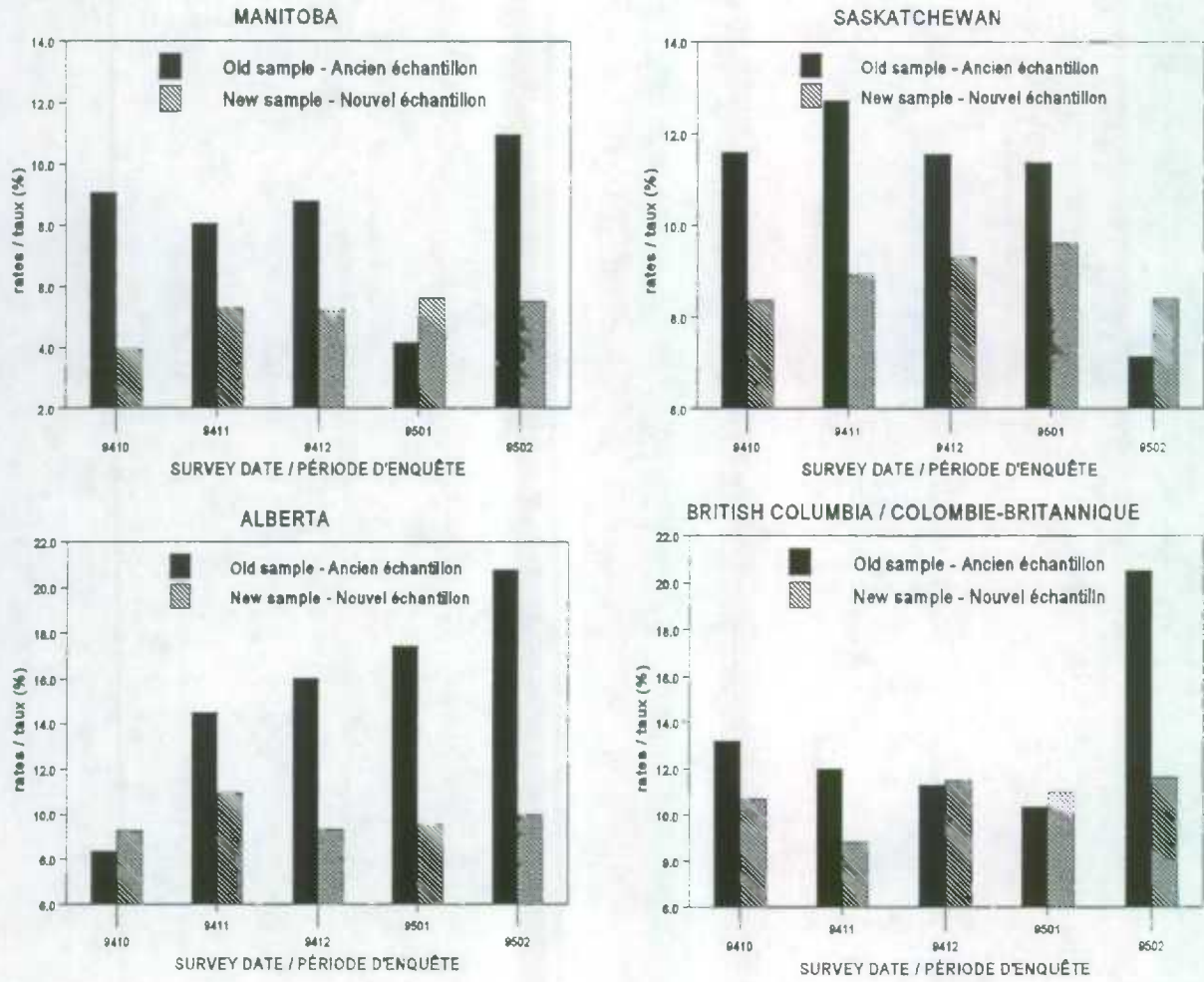


FIGURE 3.4 (continued / suite)



3.3 Coverage in selected census metropolitan areas (CMAs)

Figure 3.5 shows the slippage rates for the six CMAs selected for this study – Halifax, Montreal, Toronto, Winnipeg, Edmonton and Vancouver – between October 1994 and February 1995. The coverage rates for these CMAs are especially important since one of the features of the sample redesign is the increased proportion of urban strata in the sample.

In general, the slippage rates for the new sample are smaller than the rates for the old sample. During the phase-in period, the slippage rate for the new design exceeded the rate for the old design in only four instances: Winnipeg, January 1995; Edmonton, October 1994; and Vancouver, December 1994 and January 1995.

Between October 1994 and February 1995, the Edmonton CMA had the highest average slippage rate for the old sample (19.7%) and Winnipeg had the lowest (9.3%). The average rates for the other four CMAs ranged between 9.8% (Montreal) and 16.5% (Toronto). Edmonton also had the highest average slippage rate for the new sample (13.4%), and Montreal reported the lowest (4.5%). The average rates for the new sample in the other CMAs varied from 6.3% (Winnipeg) to 10.3% (Toronto). The largest difference between the average rates for the two sample designs was observed in the Edmonton CMA (6.3%), the second largest in the Toronto CMA (6.2%). The Vancouver CMA had the smallest difference between the rates for the two samples; the bars in the chart were almost the same height in a couple of instances, though there was a

3.3 Couverture pour certaines régions métropolitaines de recensement (RMR)

La figure 3.5 présente les taux de glissement, d'octobre 1994 à février 1995, pour les six RMR retenues pour cette étude: Halifax, Montréal, Toronto, Winnipeg, Edmonton et Vancouver. Le taux de couverture pour ces RMR reflète une importance toute particulière, puisque une des caractéristiques de la refonte du plan d'échantillonnage est la plus grande proportion de strates urbaines dans l'échantillon.

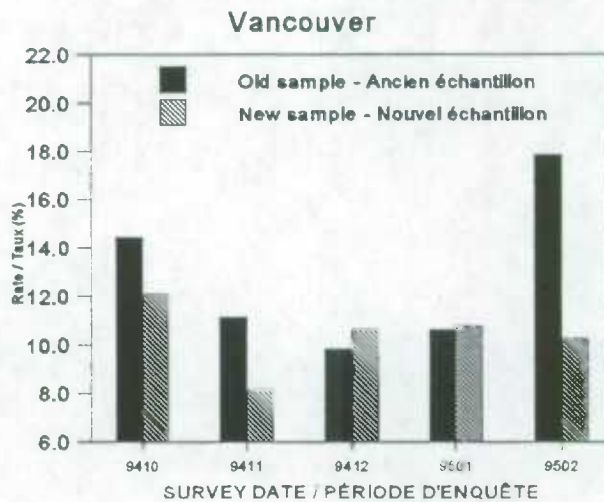
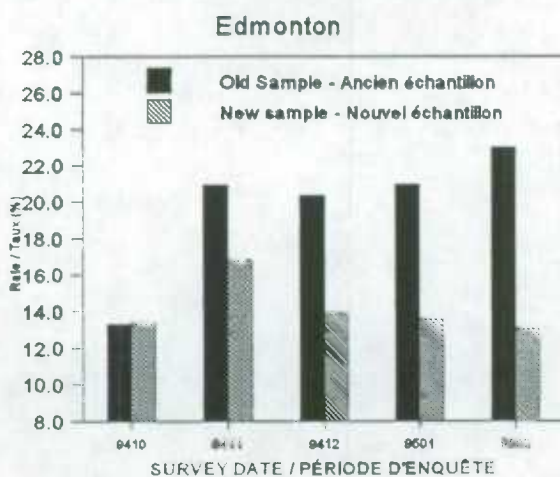
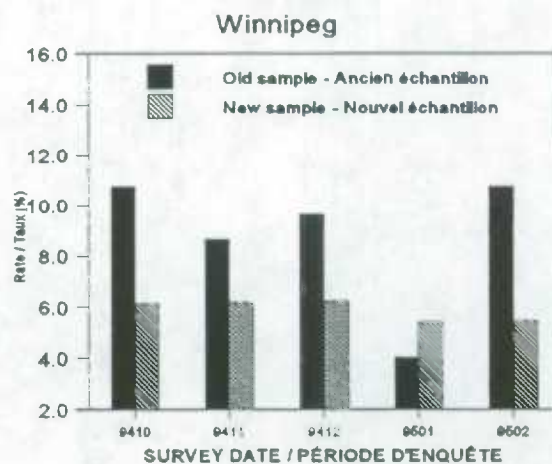
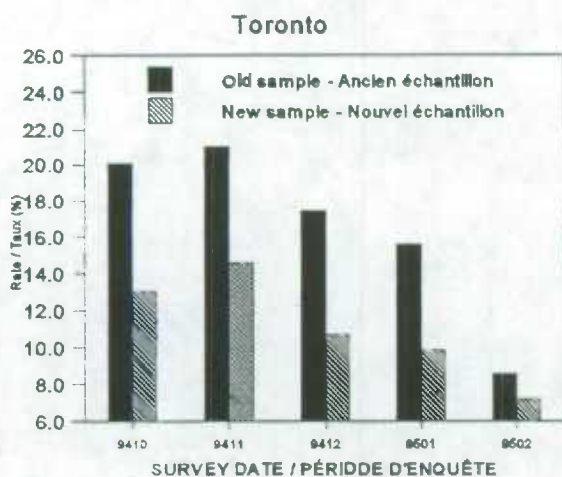
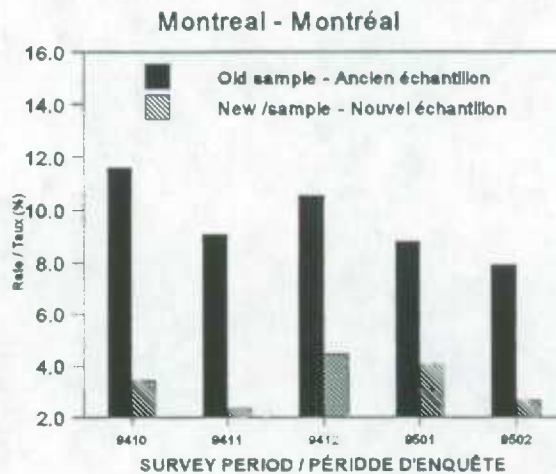
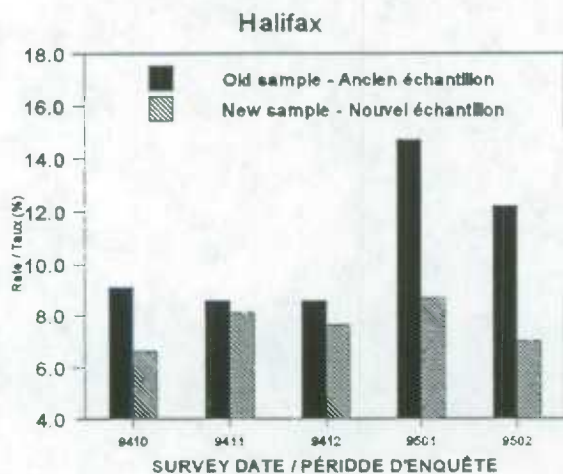
En général, les taux de glissement pour le nouvel échantillon sont plus petits que ceux pour l'ancien échantillon. Pendant la période d'introduction du nouvel échantillon, il est arrivé seulement à quatre reprises que le taux de glissement du nouveau plan soit plus élevé que celui de l'ancien: à Winnipeg en janvier 1995, à Edmonton en octobre 1994 et à Vancouver, en décembre 1994 à janvier 1995.

Pour les mois d'octobre 1994 à février 1995, la RMR d'Edmonton présente le taux moyen de glissement le plus élevé (19,7%) pour l'ancien plan, tandis que le taux correspondant le plus bas est observé Winnipeg (9,3%). Les taux moyens pour les quatre autres RMR sous l'ancien plan varient entre 9,8% (Montréal) et 16,5% (Toronto). Pour le nouvel échantillon, le taux moyen de glissement le plus élevé est également observé à Edmonton (13,4%) et le plus bas taux est enregistré à Montréal (4,5%). Les taux de glissement moyens pour les autres RMR, sous le nouveau plan, varient entre 6,3% (Winnipeg) et 10,3% (Toronto). La plus grande différence entre les taux moyens obtenus selon les deux plans d'échantillonnage a été observée pour la RMR d'Edmonton (6,3%), suivi de la RMR de Toronto (6,2%). La RMR de Vancouver présente le moins de changement entre les deux plans d'échantillonnage, les

substantial difference between the two in February 1995.

bâtonnets de la figure étant presque confondus à l'occasion, quoique le mois de février 1995 affiche une grande différence.

FIGURE 3.5
SLIPPAGE RATES BY CMA FOR THE NEW AND OLD SAMPLES
TAUX DE GLISSEMENT PAR RMR POUR LE NOUVEL ET L'ANCIEN ÉCHANTILLONS



3.4 Average household size

Average household size is another indicator of the quality of the survey's coverage. If there are no sharp fluctuations in the measurements of average household size, there is no reason to believe that the survey is missing people in households in a particular month. Figure 3.6 shows the average household size for Canada and the provinces between February 1993 and March 1995. The data apply to the population aged 15 and over, excluding inmates of institutions and full-time members of the Canadian Armed Forces.

From February 1993 to October 1994, the average number of persons per household for Canada was very stable, ranging from 2.07 to 2.09. In November 1994, it dropped to 2.05 and remained below 2.07 for the rest of the period under study. In March 1995, the average household size for Canada was 2.04 persons.

The impact of a variation of 0.01 person per household on the slippage rate is between 0.4 and 0.5 percentage point (all other factors being constant). As previously seen in section 3.1, the national slippage rate decreased rapidly during the phase-in period, even though the average household size decreased by 0.03 person between October 1994 and March 1995. Had the average number of persons per household remained constant, the decline in slippage might have been even more dramatic.

The provincial average household sizes are more variable than the national average, but most of them exhibit a stable trend over the study period. Newfoundland had the largest average household size, with 2.35 to 2.41

3.4 Taille moyenne des ménages

La taille moyenne des ménages est un autre indicateur de qualité qui permet de contrôler la couverture de l'enquête. En fait, si la série des tailles moyennes n'affiche pas de fluctuations sévères, rien ne permet de croire que l'enquête manque des personnes dans les ménages pour un mois en particulier. La figure 3.6 présente la taille moyenne des ménages pour le Canada et les provinces, de février 1993 à mars 1995. Les données réfèrent à la population de 15 ans et plus excluant les pensionnaires d'établissements institutionnels et les membres à temps plein des Forces armées canadiennes.

De février 1993 à octobre 1994, le nombre moyen de personnes par ménage au Canada était très stable, entre 2,07 et 2,09. En novembre 1994, il a chuté à 2,05 et est demeuré inférieur à 2,07 pour le reste de la période à l'étude. En mars 1995, la taille moyenne des ménages pour le Canada était de 2,04 personnes.

Une variation de 0,01 personne par ménage a un impact sur le taux de glissement qui se situe entre 0,4 et 0,5 point de pourcentage (les autres facteurs étant constants). Comme on l'a vu à la section 3.1, le taux de glissement national a rapidement diminué pendant la période d'introduction du nouvel échantillon, malgré une baisse de 0,03 personne dans la taille moyenne des ménages entre octobre 1994 et mars 1995. Si le nombre moyen de personnes par ménage était demeuré constant, il se peut que la baisse du taux de glissement ait été encore plus impressionnante.

Les tailles moyennes des ménages pour les provinces sont plus variables que la moyenne nationale, mais la plupart d'entre elles affichent une tendance stable pour la période à l'étude. En moyenne, c'est à Terre-Neuve que l'on retrouve les ménages de plus grande taille (de

persons. Saskatchewan, with 1.91 to 1.94 persons per household, had the lowest.

Four provinces saw a declining trend in their average household size during the sample phase-in period, indicating that their slippage rate might have improved even more if their average household size had remained constant. These provinces are New Brunswick, Quebec, Alberta and British Columbia. The largest decline was observed in Quebec, where the average household size went down by 0.10 (from 2.10 to 2.00) between August 1994 and March 1995.

2,35 à 2,41 personnes) tandis que les ménages de la Saskatchewan ont la taille moyenne la plus petite (de 1,91 à 1,94).

Quatre provinces ont enregistré une tendance à la baisse dans la taille moyenne de leurs ménages pendant la période d'introduction du nouvel échantillon, ce qui indique que leur taux de glissement aurait pu s'améliorer encore davantage si la taille moyenne de leurs ménages était demeurée constante. Il s'agit du Nouveau-Brunswick, du Québec, de l'Alberta et de la Colombie-Britannique. C'est au Québec qu'on a observé la baisse la plus importante; la taille moyenne des ménages y a diminué de 0,10 (de 2,10 à 2,00) entre août 1994 et mars 1995.

FIGURE 3.6
NATIONAL AND PROVINCIAL AVERAGE HOUSEHOLD SIZE
TAILLE MOYENNE DES MÉNAGES NATIONAL ET PROVINCIAL

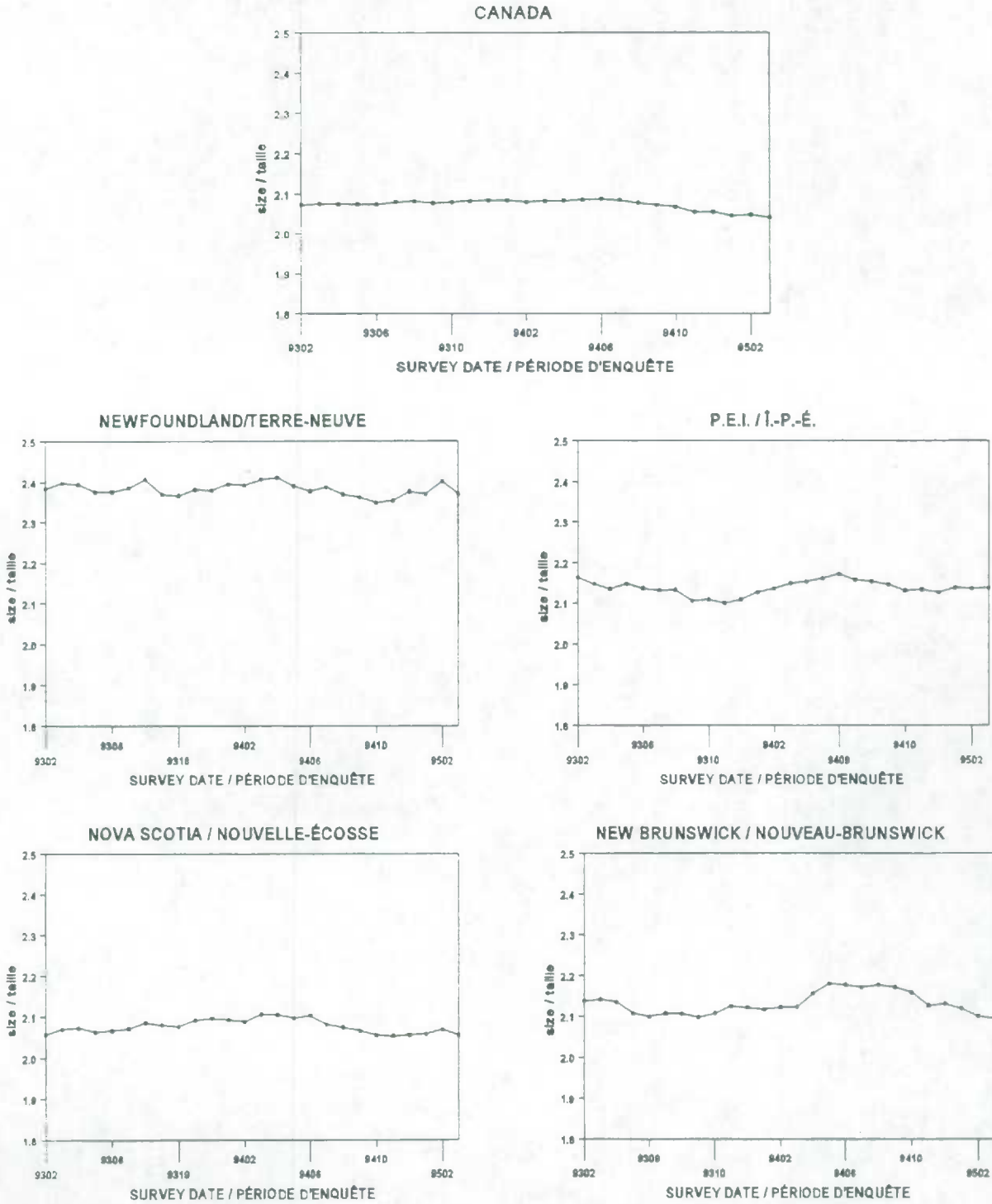
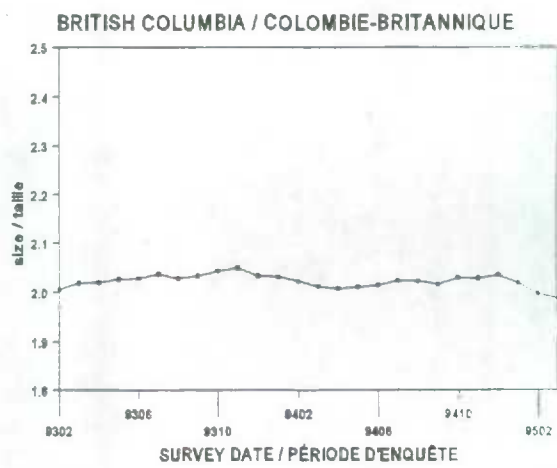
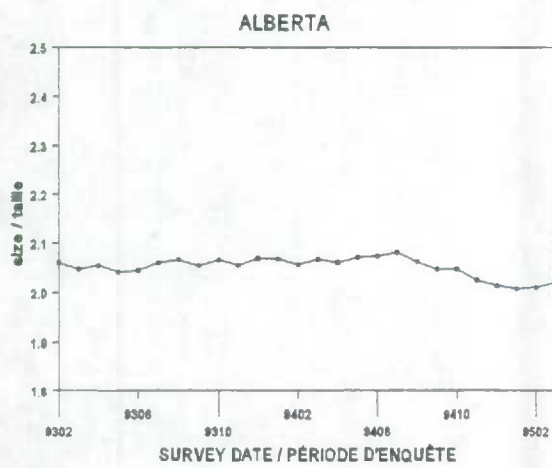
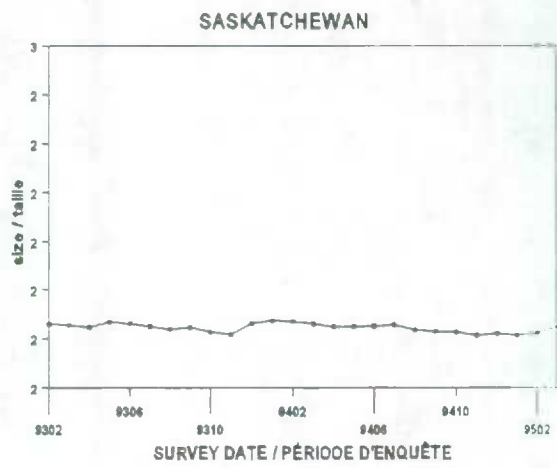
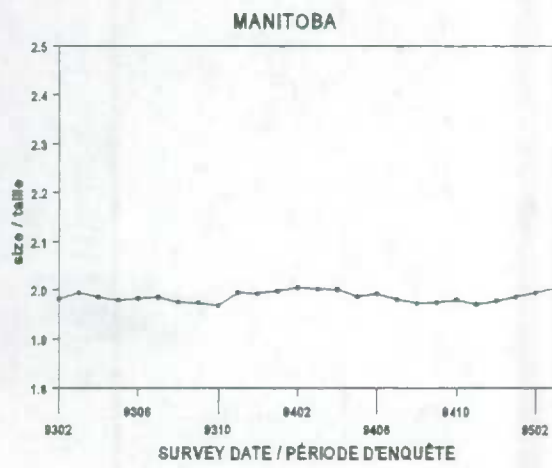
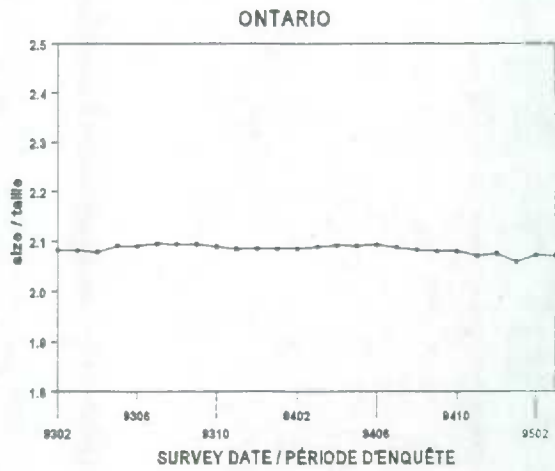
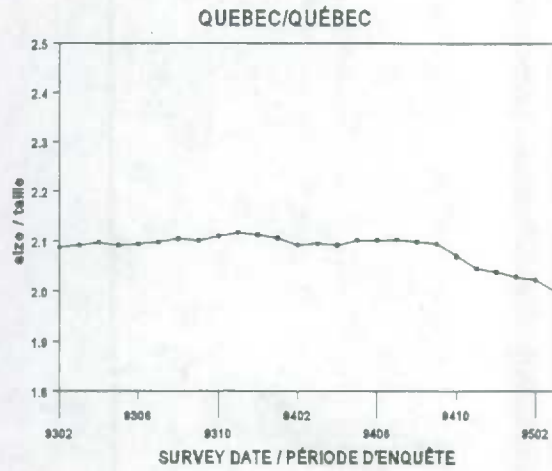


FIGURE 3.6 (continued / suite)



4. LFS assignment sizes

This section deals with the size of LFS interviewer assignments, i.e. the number of dwellings each interviewer must survey each month. First, the average assignment size for Canada and the ROs is studied. When the LFS is revised or undergoes any major change, assignment sizes vary because the ROs do not know if they will have to increase or cut staff. Then, nonresponse in relation to assignment size is analyzed to determine if there is a clear-cut relationship between the two factors.

4.1 Average assignment size for Canada and the regional offices

Figure 4.1 shows the average assignment size for Canada and the ROs between February 1993 and March 1995. At the national level, average assignment size grew slightly between January and September 1994. This increase is not surprising: when a sample redesign is imminent, no new staff are hired for the LFS until the geographic distribution of the sample becomes known. During this period, the number of dwellings per assignment rose by 3, on average. In the fall and winter of 1994, the average assignment size remained fairly stable. In March 1995, though, the average assignment size jumped to 74 dwellings. The new sample is more urban, and since an interviewer covers less distance in urban areas than in rural areas, it is no surprise to see larger assignments. The average assignment size probably remained at that level until the summer of 1995, as the sample size was expected to be reduced by about 7,000 dwellings in July 1995.

4. Taille des tâches à l'EPA

La présente section porte sur la taille des tâches des intervieweurs de l'EPA, c'est-à-dire du nombre de logements que chacun d'eux doit traiter à tous les mois. Dans un premier temps, on s'attarde à la taille moyenne des tâches pour le Canada et les bureaux régionaux. En temps de remaniement, ou de tout changement majeur apporté à l'EPA, les tailles des tâches varient puisqu'il n'est alors pas certain si chaque BR devra augmenter ou réduire ses effectifs. Dans un deuxième temps, on s'intéresse à la non-réponse en fonction de la taille des tâches. On désire savoir s'il existe une relation bien définie entre ces deux facteurs.

4.1 Taille moyenne des tâches à l'échelle nationale et par bureau régional

La figure 4.1 présente la taille moyenne des tâches à l'échelle nationale et par BR du mois de février 1993 à mars 1995. À l'échelle nationale, on remarque que la taille moyenne des tâches affiche une légère hausse de janvier 1994 à septembre 1994. Cette hausse n'est point surprenante puisque juste avant une refonte de son plan d'échantillonnage, l'EPA attend avant d'embaucher du personnel pour connaître la répartition géographique de l'échantillon. Durant cette période, le nombre de logements dans les tâches a augmenté en moyenne de 3. Durant l'automne et l'hiver 1994, la taille moyenne des tâches est demeurée relativement stable. Toutefois, au mois de mars 1995, la taille moyenne des tâches a augmenté brusquement pour atteindre 74 logements. Il est à noter qu'étant donné le caractère plus urbanisé du nouvel échantillon, il est normal d'obtenir des tailles plus grandes, puisqu'en milieu urbain la distance à couvrir est moindre qu'en milieu rural. La taille moyenne se maintiendra probablement à un tel niveau jusqu'à l'été de

All the ROs mirrored two aspects of the national pattern: (i) an increase of varying magnitude between the beginning of the period and the fall of 1994, and (ii) a slight rise in the last month of the period. Between these two points, the ROs reported various fluctuations.

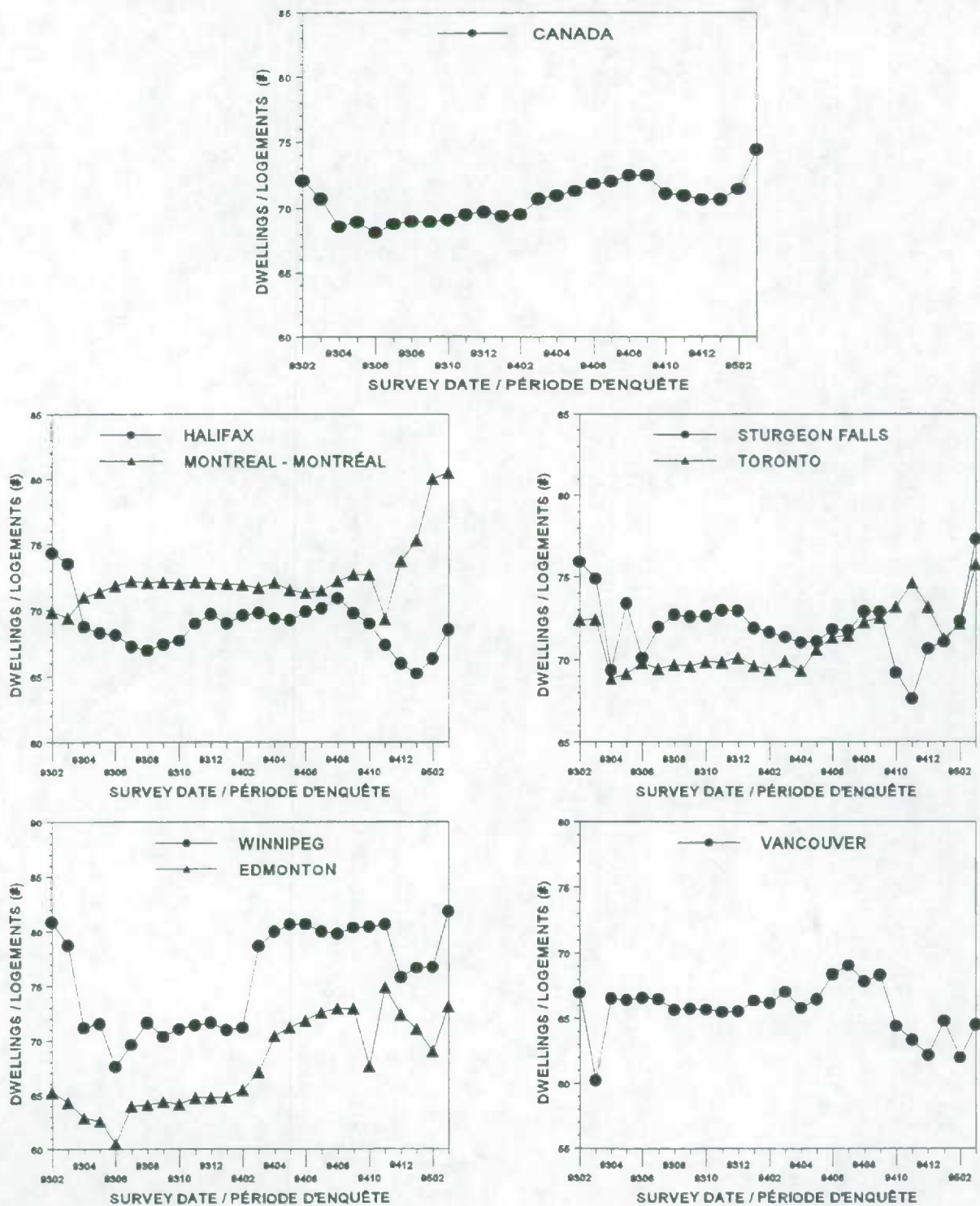
The ROs also exhibited similarities among themselves. For example, two ROs at opposite ends of the country, Halifax and Vancouver, had the smallest average assignments. The ROs in Ontario and Edmonton had medium-sized average assignments of between 70 and 75 dwellings. The Montreal and Winnipeg ROs reported the largest average assignments, occasionally in the neighbourhood of 80 dwellings.

1995, puisqu'on s'attend à une réduction de la taille de l'échantillon d'environ 7 000 logements en juillet 1995.

Tous les BR imitent deux comportements observés pour le Canada: i) une hausse plus ou moins prononcée du début de la période à l'étude jusqu'à l'automne 1994, et ii) une légère augmentation pour le dernier mois à l'étude. Entre ces deux points de référence, les BR affichent des fluctuations plus ou moins marquées.

Par ailleurs, les bureaux affichent des similitudes entre eux. Par exemple, les bureaux aux deux extrémités du pays, soit ceux de Halifax et de Vancouver, obtiennent les tâches moyennes les plus petites au Canada. Les bureaux de l'Ontario et d'Edmonton, pour leur part, ont des tâches moyennes intermédiaires qui se maintiennent entre 70 et 75 logements. Les BR de Montréal et de Winnipeg, quant à eux, présentent les tâches moyennes les plus élevées, atteignant à l'occasion des valeurs au voisinage de 80 logements.

FIGURE 4.1
 AVERAGE ASSIGNMENT SIZE FOR CANADA AND REGIONAL OFFICES
 TAILLE MOYENNE DES TÂCHES POUR LE CANADA ET PAR BUREAU RÉGIONAL



4.2 Nonresponse rate and assignment size

This section explores the relationship between nonresponse rate and interviewer assignment size. The main reason for this analysis is to test the assumption that large assignments result in higher nonresponse rates because interviewers have less time to spend on each case. For the purposes of this study, assignments were divided into three groups by average size: small (59 or fewer dwellings), medium-sized (60-79 dwellings) and large (80 or more dwellings). The proportion of assignments in each group has varied widely in recent years. Over the last few months of the period being studied, however, the distribution at the Canada level stood around 30% small, 30% medium-sized and 40% large.

The national nonresponse rate behaved in much the same fashion regardless of assignment size (see Figure 4.2). The three curves bottomed out in October 1993 and peaked in March 1995. The magnitude of the nonresponse varied only marginally by assignment size. After the new sample design was introduced, the nonresponse rate for small assignments was consistently higher than the rate for medium-sized assignments, and more often than not, the latter rate was higher than the rate for large assignments. This finding contradicts the original assumption. It is possible, however, that new interviewers, who normally have higher nonresponse rates, are given small assignments when they join the LFS. It may also be that large assignments are handed out to the best or most experienced interviewers. These two situations would account for the results of the analysis.

4.2 Taux de non-réponse en fonction de la taille des tâches

Cette section s'intéresse au taux de non-réponse en fonction de la taille des tâches des intervieweurs. La principale raison motivant cette analyse est de vérifier l'hypothèse voulant que les grandes tâches obtiennent des taux de non-réponse plus élevés puisque les intervieweurs auraient moins de temps à consacrer à chacun de leurs cas. Pour réaliser cet exercice, les tailles moyennes ont été regroupées en trois groupes: petite tâche (moins de 59 logements), tâche moyenne (60-79 logements) et grande tâche (80 logements et plus). La distribution du nombre de tâches selon ces trois catégories a beaucoup varié ces dernières années. Par contre, pour les derniers mois à l'étude, elle tend à se stabiliser pour le Canada à: 30% petite, 30% moyenne et 40% grande.

Le taux de non-réponse national se comporte de façon similaire qu'importe la taille de la tâche (voir figure 4.2). Les trois courbes atteignent un minimum en octobre 1993 et un maximum en mars 1995. En ce qui concerne l'étendue du taux de non-réponse, il ne varie que très peu selon la taille des tâches. Depuis l'introduction du nouveau plan d'échantillonnage, le taux de non-réponse pour les petites tâches est systématiquement supérieur à celui correspondant aux tâches moyennes, et ce dernier est plus souvent qu'autrement supérieur au taux correspondant aux grandes tâches. Cette observation vient contredire l'hypothèse de départ. Toutefois, il est possible que les nouveaux intervieweurs, qui normalement obtiennent des taux de non-réponse plus élevés lorsqu'ils se joignent à l'EPA, débutent avec de petites tâches. Il se peut également que les grandes tâches soient attribuées à des intervieweurs plus expérimentées ou aux

The nonresponse rate by assignment size is also shown for each RO in Figure 4.2. At the Halifax RO, none of the three groups stood out; their rank relative to nonresponse rate varied from month to month. As is the case at the national level, the three groups reached their low point in September or October 1993 and their high point in March 1995.

At the Montreal RO, the nonresponse rate for medium-sized assignments was higher than the rates for the other two groups between the beginning of the period and October 1993. Over the next four months, the rates for the small and medium-sized groups almost coincided, exceeding the rate for large assignments. Subsequently, the latter rate took the lead until the summer of 1994, after topping 10% in May of that year. The large or medium-sized groups dominated through the rest of the period under study.

For the Sturgeon Falls RO, the nonresponse rate for large assignments was highest for almost the entire period from February 1993 to July 1994. In fact, it surpassed 13% in June 1994. The small assignments group posted the highest rate through the end of 1994. The rate for large assignments then turned sharply upward, ending the period in second place; it was just behind the rate for small assignments, which was highest again in March 1995.

The Toronto RO's rates were closest to the national pattern. They reached their highs and lows in the same months as the national rates. The small assignments group had higher nonresponse rates than the medium-

meilleurs d'entre eux. Ces deux situations expliqueraient les résultats observés.

Le taux de non-réponse selon la taille des tâches et par bureau régional est également présenté à la figure 4.2. Au bureau de Halifax, aucun des trois groupes n'affiche une prédominance; leur rang en termes de taux de non-réponse varie d'un mois à l'autre. Par contre, tout comme pour le Canada, les trois groupes atteignent un minimum en septembre ou octobre 1993 et un maximum en mars 1995.

Le taux de non-réponse pour les tâches moyennes au BR de Montréal a dominé les deux autres catégories jusqu'au mois d'octobre 1993. Pour les quatre mois qui ont suivi, les taux correspondant aux petites et moyennes tâches étaient très proches l'un de l'autre, surpassant les taux de la troisième catégorie. Par la suite, les taux de non-réponse pour les grandes tâches ont dominé jusqu'à l'été 1994, après avoir obtenu une valeur supérieure à 10% au mois de mai 1994. Jusqu'à la fin de la période à l'étude, la dominance a été partagée entre les grandes et moyennes tâches.

Pour le BR de Sturgeon Falls, le taux de non-réponse correspondant aux grandes tâches a pratiquement prédominé toute la période s'échelonnant de février 1993 à juillet 1994. Une valeur supérieure à 13% a d'ailleurs été observée en juin 1994. Par la suite, ce sont les petites tâches qui affichaient les taux les plus élevés jusqu'à la fin de 1994. Le taux de non-réponse pour les grandes tâches a ensuite monté en flèche pour terminer la période à l'étude au second rang presque à égalité avec les taux pour les petites tâches qui ont repris la tête en mars 1995.

Le BR de Toronto est celui qui ressemble le plus au Canada. Les minimum et maximum sont enregistrés pour les mêmes mois d'enquête que pour le pays. Les petites tâches affichent des taux de non-réponse supérieurs aux tâches

sized group, and the latter in turn had higher rates than the large assignments group. The Winnipeg RO's nonresponse rates followed suit, except in two respects: (i) the highs and lows occurred in different months, and (ii) the rates for large assignments stood out more clearly from the other two groups.

At the Edmonton RO, the rates for large and medium-sized assignments were highest between February 1993 and October 1994. After the new sample was introduced, the separation between the three groups became quite evident: the rates for small assignments outpaced the rates for medium-sized assignments, which in turn exceeded the rates for large assignments. The peak rate for the entire period under study was 8%, reached by the medium-sized group in May 1994.

Finally, at the Vancouver RO, the rates for small assignments were highest and the rates for large assignments were lowest between February 1994 and March 1995. During that period, the nonresponse rates for small assignments were clearly above the rates for the other two groups.

moyennes qui, elles, présentent des taux plus élevés que les grandes tâches. Les taux de non-réponse pour le BR de Winnipeg agissent également de la sorte à deux exceptions près: i) les minimum et maximum sont atteints à des périodes différentes, et ii) les taux pour les grandes tâches se détachent plus clairement des deux autres types de tâche.

Au BR d'Edmonton, de février 1993 à octobre 1994, ce sont les taux correspondant aux moyennes et grandes tâches qui dominent. Après l'introduction du nouvel échantillon, la distinction entre les trois groupes est très claire: les taux pour les petites tâches surpassent les taux pour les tâches moyennes qui eux dépassent les taux pour les grandes tâches. Durant toute la période à l'étude, un maximum de 8% a été atteint en mai 1994 par les tâches moyennes.

Finalement, au BR de Vancouver, les taux pour les petites tâches sont les plus élevés tandis que ceux pour les grandes tâches sont les plus petits, et ce pour février 1994 à mars 1995. Durant cette période, le taux de non-réponse pour les petites tâches se démarque clairement des deux autres groupes.

FIGURE 4.2
NONRESPONSE RATE BY ASSIGNMENT SIZE FOR CANADA AND FOR REGIONAL OFFICES
TAUX DE NON-RÉPONSE PAR TAILLE DE TÂCHE POUR LE CANADA
ET LES BUREAUX RÉGIONAUX

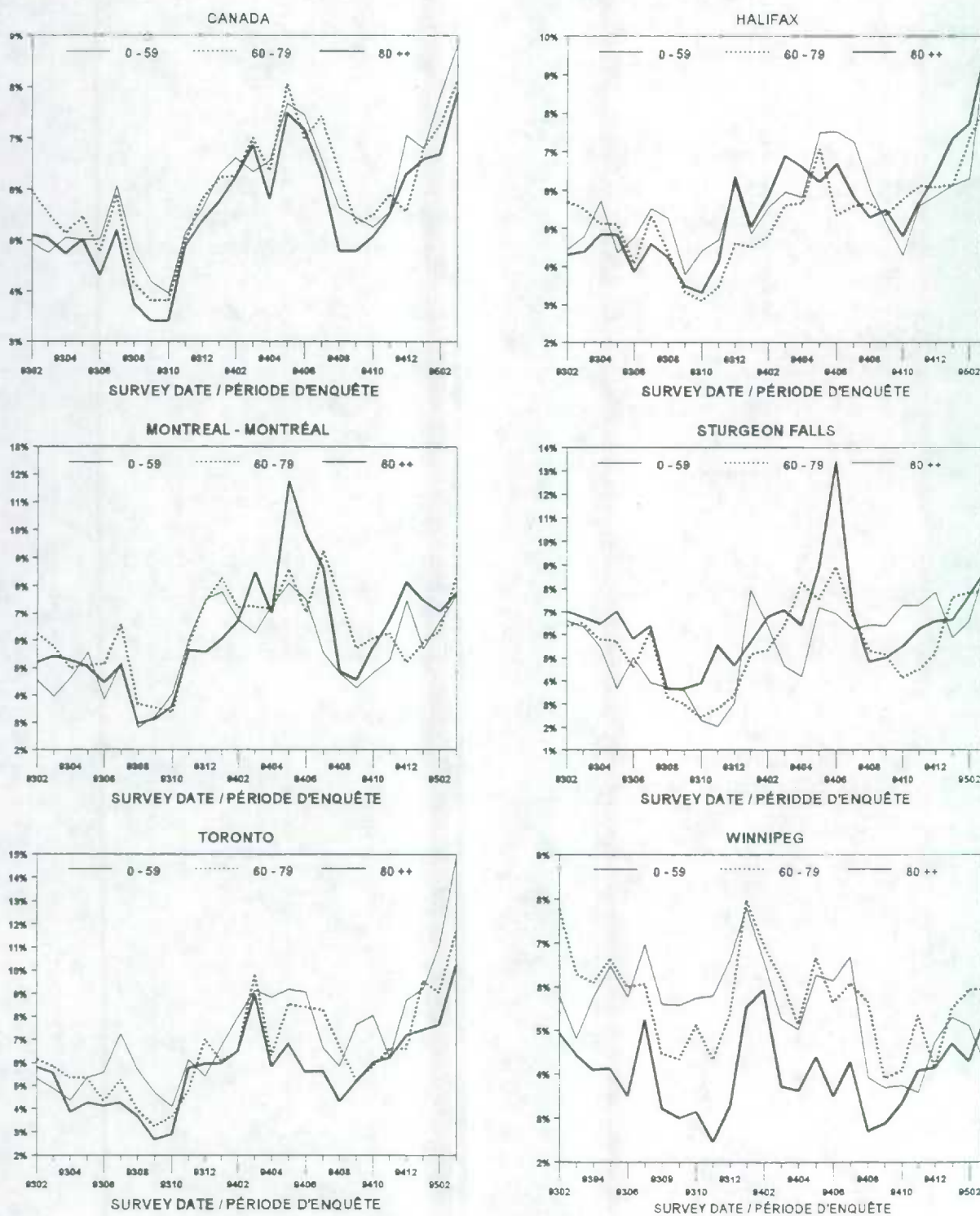
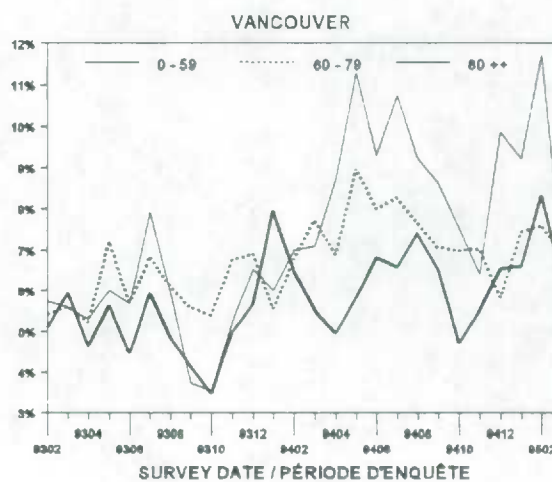
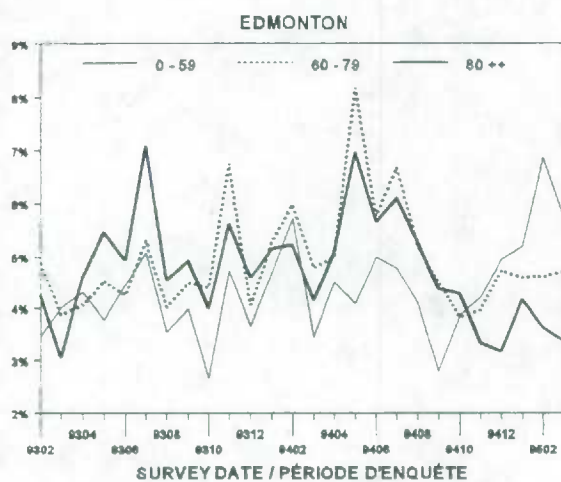


FIGURE 4.2 (continued / suite)



5. Number of temporary dockets

There are two situations in which temporary dockets are created in the LFS. Newly created dockets are assigned a temporary number for the current month, and their status is rectified the following month. The first situation involves expansion of one of the clusters in an interviewer's assignment. When new buildings are going up in a cluster, the interviewer must check the cluster list each month and make any necessary additions. If several new dwellings are added to the list in a month, some of them may be surveyed that month, depending on the sampling fraction set by Head Office. The information collected for the current month will be assigned a temporary docket number, which will become permanent the next month.

The second situation has to do with multiple dwellings. Occasionally an interviewer doing interviews in a building that contains one or more dwellings on the cluster list will discover a dwelling that is not on the list. Such dwellings are known as multiple dwellings. During the survey week in which the dwelling is discovered, the interviewer assigns a temporary docket number and carries out the interview. The dwelling is assigned a permanent docket number the following month.

In this section, the number of temporary dockets created each month in the LFS for Canada and the ROs between February 1993 and March 1995 are examined. The numbers are also given for old sample, new sample and total sample. The corresponding charts are shown in Figures 5.1 and 5.2.

5. Nombre de dossiers temporaires

À l'EPA, il existe deux façons de créer des dossiers temporaires. On les appelle "temporaire" puisque pour le mois d'enquête courant un numéro de dossier temporaire leur est attribué; la situation est rétablie le mois suivant. Le premier type de dossier temporaire est créé lorsqu'une des grappes qui fait partie de la tâche d'un intervieweur est un secteur en expansion. Lorsqu'il y a beaucoup de travaux de construction en cours dans une grappe, l'intervieweur doit vérifier à chaque mois la liste de la grappe et faire les ajouts nécessaires. Si dans un mois, plusieurs nouveaux logements sont ajoutés, certains feront l'objet d'une entrevue pour ce mois d'enquête, dépendamment de la fraction de sondage établie au préalable au bureau central. Pour le mois en cours, l'information recueillie correspondra à un numéro de dossier temporaire qui deviendra permanent le mois suivant.

Le deuxième type de dossier temporaire est créé en présence de logements multiples. Il arrive à l'occasion, quand un intervieweur effectue des interviews dans un immeuble qui contient un ou plusieurs logements inscrits sur la liste de la grappe, de découvrir un logement non inscrit. De tels logements s'appellent logements multiples. Dès leur découverte, durant la semaine d'enquête, l'intervieweur leur attribue un numéro de dossier temporaire et réalise l'interview. Le mois suivant, un numéro de dossier permanent lui est attribué.

Cette section présente, pour la période allant de février 1993 à mars 1995, le nombre de dossiers temporaires créés mensuellement à l'EPA pour le Canada et par bureau régional. Les comptes sont également présentés pour l'ancien échantillon, le nouvel échantillon et l'échantillon au complet. Les graphiques correspondants

Nationally, the number of temporary docketes remained rather high until CAI was introduced. Before the LFS redesign in the 1990s, it had stood at about 300. While CAI was being phased in, the temporary docket count declined substantially, from 390 in October 1993 to 244 in March 1994. After remaining at that level for a few months, it rebounded to 322 in August 1994. Subsequently, during the months when the new sample was phased in, it hovered around 300.

The temporary docket count for the old sample (see Figure 5.2), at both the national and RO levels, was far lower than the count for the new sample. In fact, most of the temporary docketes for the total sample come from the new sample. One explanation for this situation is the fact that as the new sample was phased in, the old sample contained only rotation groups that were in their second to sixth month in the survey. As a result, most of the interviews for these groups were conducted over the telephone, which just about eliminated any chance of discovering any multiple dwellings. Furthermore, for growing areas, the clusters are updated primarily at the time they are added to the sample, and therefore the number of temporary docketes required generally declines as the number of months in the survey increases. In addition, more work is done on the new sample than on the old one during the redesign.

sont donnés à la figure 5.1 et 5.2.

À l'échelle nationale, le nombre de dossiers temporaires est demeuré à un niveau assez élevé jusqu'au moment de la conversion au mode IAO. Avant le remaniement des années 1990, ce nombre se situait aux environs de 300. Durant l'implantation graduelle du mode IAO, le nombre de dossiers temporaires a diminué d'une façon importante, passant de 390 en octobre 1993 à 244 en mars 1994. Après être demeuré à ce niveau durant quelques mois, le nombre de dossiers a entrepris une remontée pour atteindre une valeur de 322 en août 1994. Par la suite, durant l'introduction du nouvel échantillon, le nombre de dossiers temporaires s'est maintenu autour de 300 dossiers.

Le nombre de dossiers temporaires pour l'ancien échantillon (voir figure 5.2), que se soit à l'échelle nationale ou pour les BR, est de loin inférieur au nombre correspondant pour le nouvel échantillon. En fait, le nombre de dossiers temporaires pour l'échantillon en entier provient en majeure partie du nouvel échantillon. Cette situation trouve une explication du fait que pendant l'introduction progressive du nouvel échantillon, l'ancien échantillon contenait uniquement des groupes de renouvellement qui en étaient à leur deuxième à sixième participation à l'enquête. En conséquence, la majorité des interviews subséquentes se déroulent par téléphone, ce qui rend à peu près nulles les chances de trouver des logements multiples. De plus, pour les secteurs en croissance, les grappes étant principalement mises à jour au moment de leur introduction dans l'échantillon, le nombre de dossiers additionnés de la sorte diminue généralement au fur et à mesure que le nombre de mois dans l'enquête augmente. Finalement, en période de remaniement, les efforts sont plus concentrés sur le nouvel échantillon que sur l'ancien.

In general, the trends observed at the national level are also present at the RO level. First, all ROs showed a downward trend – steep in some cases, less so in others – during the introduction of CAI. Subsequently, temporary docket counts for all ROs stayed fairly flat or inched upward. Then, during the introduction of the new sample, the temporary docket count varied from RO to RO: it fell at the Halifax, Sturgeon Falls and Winnipeg ROs, remained relatively steady at the Montreal and Toronto ROs, and moved upward at the Edmonton and Vancouver ROs.

All the ROs had one feature in common: no temporary dockets were created for the old sample during the last three months of the new sample design's phase-in period. In addition, between October 1994 and February 1995, the graph lines for the total sample and the new sample were virtually indistinguishable.

Les tendances observées à l'échelle nationale sont généralement observées pour tous les BR. Durant l'introduction du mode IAO, tous les BR ont affiché une tendance à la baisse plus ou moins marquée. Par la suite, le nombre de dossiers temporaires est demeuré stable ou a augmenté quelque peu dans tous les BR. Ensuite, pendant l'introduction du nouvel échantillon, le nombre de dossiers temporaires a varié d'un bureau à l'autre. Il a diminué aux BR de Halifax, de Sturgeon Falls et de Winnipeg, est demeuré plutôt stable aux BR de Montréal et de Toronto, et a augmenté aux BR d'Edmonton et de Vancouver.

Par ailleurs, une caractéristique est commune à tous les BR: aucun dossier temporaire n'a été créé pour l'ancien échantillon durant les trois derniers mois de l'introduction du nouveau plan de sondage. De plus, durant les mois d'octobre 1994 à février 1995, les courbes pour l'échantillon au complet et le nouvel échantillon sont à toute fin pratique confondues.

FIGURE 5.1
TEMPORARY DOCKET COUNTS FOR CANADA AND FOR REGIONAL OFFICES
NOMBRES DE DOSSIERS TEMPORAIRES POUR LE CANADA ET LES BUREAUX RÉGIONAUX

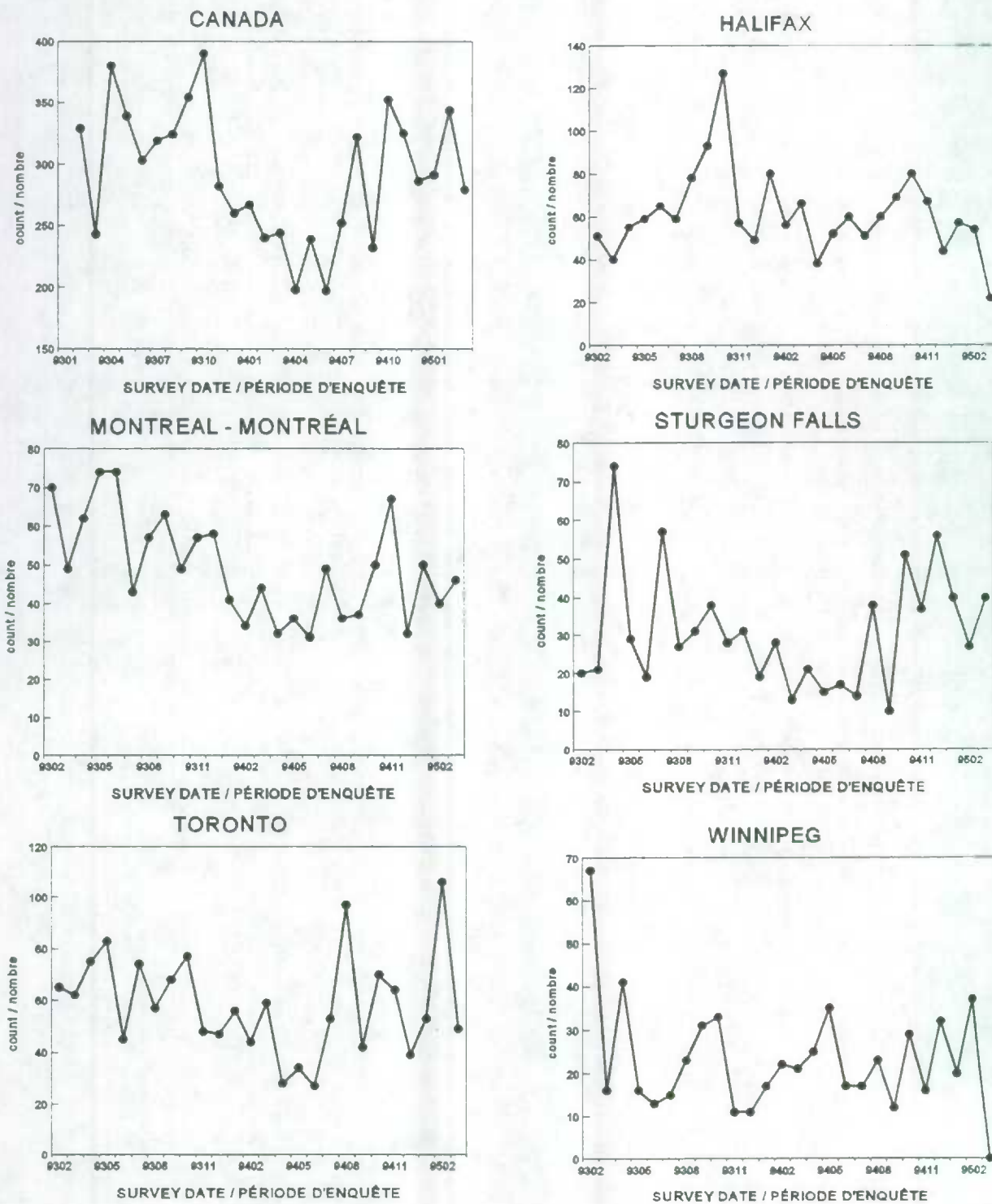


FIGURE 5.1 (continued / suite)

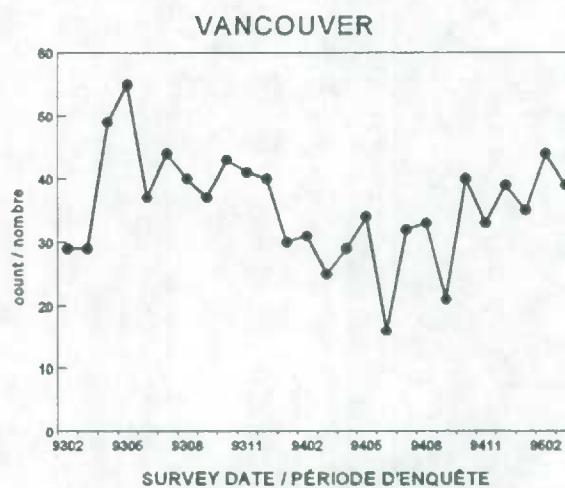
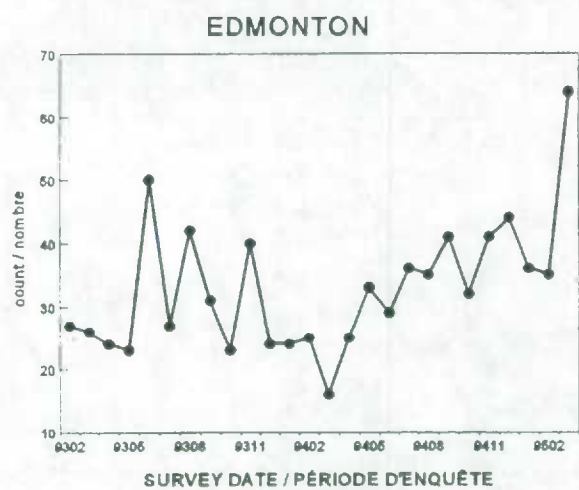


FIGURE 5.2
 TEMPORARY DOCKETS COUNTS FOR THE NEW AND THE OLD SAMPLES
 NOMBRE DE DOSSIERS TEMPORAIRES POUR L'ANCIEN ET LE NOUVEL ÉCHANTILLONS

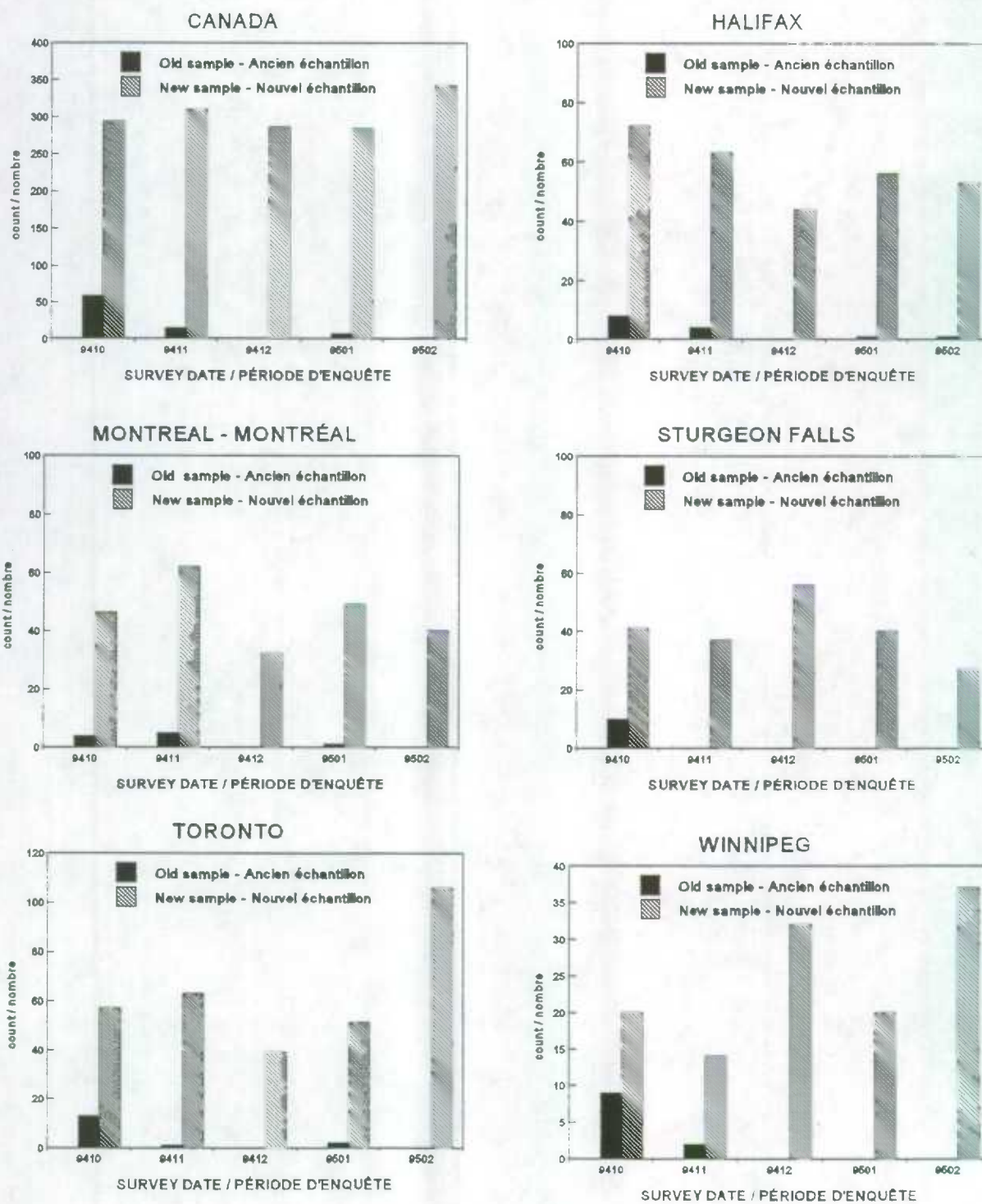
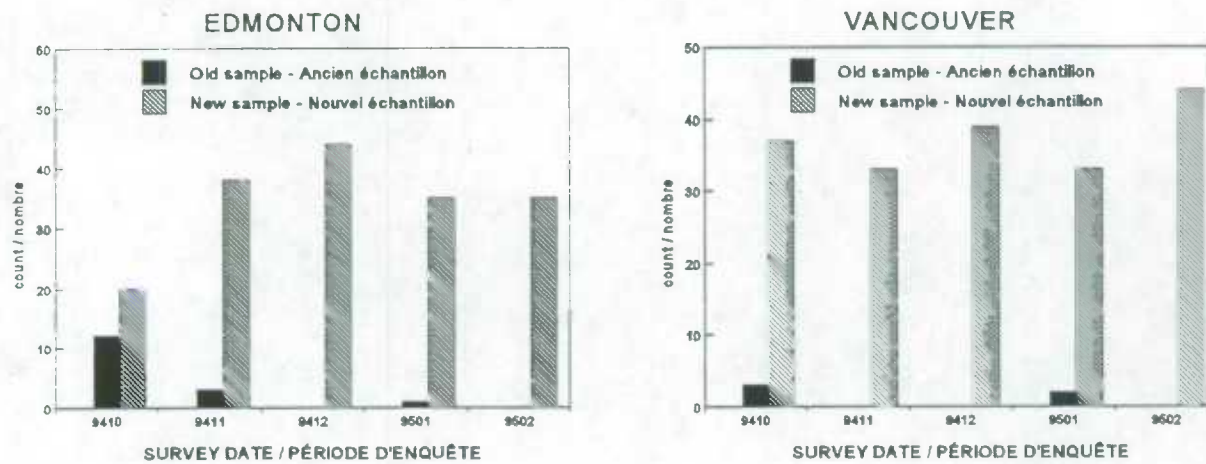


FIGURE 5.2 (continued / suite)



6. Collection method

The last section of this report focuses on the collection method – by telephone or in person – used to interview households taking part in the survey for the first time. Since the new sample design is more urban than the old design, it is reasonable to expect an increase in the use of the telephone for first interviews.

According to the LFS manuals, first interviews should be conducted in person, and subsequent interviews by telephone. However, to minimize the number of unsuccessful field visits, LFS procedures allow interviewers to make initial contact with respondents by telephone under certain circumstances. When an interviewer visits the dwelling several times and fails to contact any eligible members of the household, she may try to obtain the household's telephone number. If successful, she can call the household to make an appointment for an interview in person. If the respondent is not interested in making an appointment, the interview may be conducted then and there over the telephone. However, recent LFS studies have shown that the response rate for subsequent interviews is slightly lower in cases where the first interview was conducted by telephone rather than in person. Hence, it is still preferable to make an appointment with a member of the household and conduct a field interview rather than conduct the first interview over the telephone.

For dwellings included in the apartment frame, the procedures are different. Because

6. Méthode de collecte

La dernière section de ce rapport s'intéresse à la méthode de collecte, téléphonique ou personnelle, utilisée pour réaliser les interviews auprès des ménages participant à l'enquête pour la première fois. Étant donné le caractère plus urbanisé du nouveau plan d'échantillonnage, il est légitime de s'attendre à une hausse de l'utilisation du téléphone pour les premières interviews.

En fait, dans les manuels de l'EPA, il est écrit que la première interview doit être effectuée en personne et les interviews subséquentes par téléphone. Toutefois, afin de réduire au maximum le nombre de visites sur place sans succès, l'EPA a mis au point une procédure selon laquelle l'intervieweur peut utiliser le téléphone pour établir un premier contact avec le répondant. Lorsqu'après un certain nombre de visites au logement du répondant, l'intervieweur n'a pas réussi à entrer en contact avec un des membres admissibles du ménage, il peut essayer d'obtenir le numéro de téléphone du ménage. En cas de réussite, il peut par la suite téléphoner au ménage pour prendre rendez-vous afin de réaliser l'interview en personne. Quand ce dernier n'est vraiment pas intéressé à fixer un rendez-vous, l'interview peut avoir lieu immédiatement par téléphone. Par contre, de récentes études à l'EPA ont démontré que le taux de réponse d'un ménage est légèrement plus bas pour les interviews subséquentes lorsque la première entrevue a eu lieu par téléphone plutôt qu'en personne. Conséquemment, l'option de prendre rendez-vous avec un membre du ménage pour effectuer l'interview sur place est préférable à la réalisation de la première interview par téléphone.

Pour les logements faisant partie de la base d'appartements, les procédures sont différentes.

of the difficulty of entering apartment buildings (restricted access, security), first interviews may be conducted by telephone. Head Office assists the interviewers by matching the dwellings selected from this frame with telephone company files and provides them a telephone number. However, it is impossible to provide a telephone number for every apartment-building household.

Figure 6.1 shows the proportions of first interviews conducted by telephone and in person for each RO between February 1993 and March 1995. Most of the charts in Figure 6.1 have the same profile: the proportion of telephone interviews stood at 20-25% until early 1994 (conversion to CAI), then increased slightly, then settled back down to the 20-25% range, only to top the 25% mark when the new sample was introduced. The Vancouver RO was the exception, reporting higher percentages than any other RO. On average, 38.9% of first interviews during the period under study were conducted by telephone at the Vancouver RO. The ranking of other ROs by the proportion of first interviews conducted by telephone is as follows: Toronto (27.8%), Winnipeg (25.9%), Montreal (24.3%), Halifax (23.0%), Sturgeon Falls (22.3%) and Edmonton (21.4%).

A comparison of the averages for the period preceding the phase-in of the new sample (February 1993 to September 1994) with the averages for the phase-in period and the next month (October 1994 to March 1995) shows

Étant donné la difficulté à pénétrer dans les édifices à appartements (accès restreint, sécurité), les premières interviews peuvent être réalisées par téléphone. En effet, le bureau central apparie les logements sélectionnés pour cette base avec les fichiers des compagnies téléphoniques afin de fournir un numéro de téléphone aux intervieweurs et ainsi leur faciliter la tâche. On ne peut toutefois fournir un numéro de téléphone pour tous les ménages des édifices à appartements.

La figure 6.1 présente, pour les mois de février 1993 à mars 1995, la proportion de premières interviews qui ont été réalisées par téléphone et en personne, et ce par bureau régional. Tous les graphiques de la figure 6.1 ont, à quelques exceptions près, le même profil: la proportion des interviews réalisées par téléphone se situe aux alentours de 20-25% jusqu'au début de 1994 (conversion du mode de collecte au mode des IAO), suivi d'une légère augmentation de l'utilisation du téléphone, puis la proportion revient aux environs de 20-25% pour ensuite dépasser la barre des 25% dès le début de l'introduction du nouvel échantillon. Le BR de Vancouver fait exception à cette tendance en affichant des taux plus élevés que les autres BR. En effet, le BR de Vancouver présente, en moyenne, pour la période à l'étude, la plus grande proportion de premières interviews réalisées par téléphone, soit 38,9%. L'ordre des bureaux selon l'utilisation qu'ils font du téléphone, en moyenne, pour réaliser leurs premières interviews est le suivant: Toronto (27,8%), Winnipeg (25,9%), Montréal (24,3%), Halifax (23,0%), Sturgeon Falls (22,3%) et Edmonton (21,4%).

En comparant les moyennes obtenues avant le début de l'introduction du nouvel échantillon (soit de février 1993 à septembre 1994) à celles obtenues pendant la période d'introduction et le mois suivant (i.e. d'octobre 1994 à mars 1995),

that the Vancouver RO had the largest difference between averages (36.7% before and 46.6% during), followed closely by the Winnipeg RO (23.7% and 33.4%). All other ROs also recorded higher averages during phase-in than before phase-in: Sturgeon Falls, 27.5% and 28.6%; Halifax, 21.7% and 27.6%; Montreal, 23.3% and 27.8%; Toronto, 20.8% and 27.4%; Edmonton, 18.8% and 26.3%.

For the period under study, the highest percentages of first interviews by telephone were recorded after the new sample design was introduced, except in Montreal and Sturgeon Falls, where the high points occurred in January 1994 (30.7%) and February 1994 (36.6%). The other ROs posted their highs as follows: Vancouver, November 1994 (49.7%); Winnipeg, March 1995 (40.0%); Toronto, February 1995 (31.2%); Halifax, March 1995 (30.7%); and Edmonton, December 1994 (27.8%).

c'est le BR de Vancouver qui présente la plus grande différence entre les deux moyennes (36,7% avant versus 46,6% pendant), suivi de très près par le BR de Winnipeg qui est passé de 23,7% à 33,4%. Tous les autres BR ont également vu ces moyennes augmenter en comparant les deux périodes mentionnées ci-haut: Sturgeon Falls, de 27,5% à 28,6%; Halifax, de 21,7% à 27,6%; Montréal, de 23,3% à 27,8%; Toronto, de 20,8% à 27,4% et Edmonton, de 18,8% à 26,3%.

Pour la période à l'étude, les valeurs maximales relatives à l'utilisation du téléphone ont été atteintes après l'introduction du nouveau plan de sondage, à l'exception de Montréal et Sturgeon Falls puisqu'elles ont été enregistrés respectivement en janvier 1994 (30,7%) et en février 1994 (36,6%). Les autres BR ont atteint des maxima pour les mois suivants: en novembre 1994 pour Vancouver (49,7%), en mars 1995 pour Winnipeg (40,0%), en février 1995 pour Toronto (31,2%) en mars 1995 pour Halifax (30,7%) et en décembre 1994 pour Edmonton (27,8%).

FIGURE 6.1
PROPORTION OF TELEPHONE AND PERSONAL INTERVIEW FOR THE FIRST SURVEY MONTH
PROPORTION D'INTERVIEWS TÉLÉPHONIQUES ET PERSONNELLES POUR LE PREMIER MOIS
DANS L'ENQUÊTE

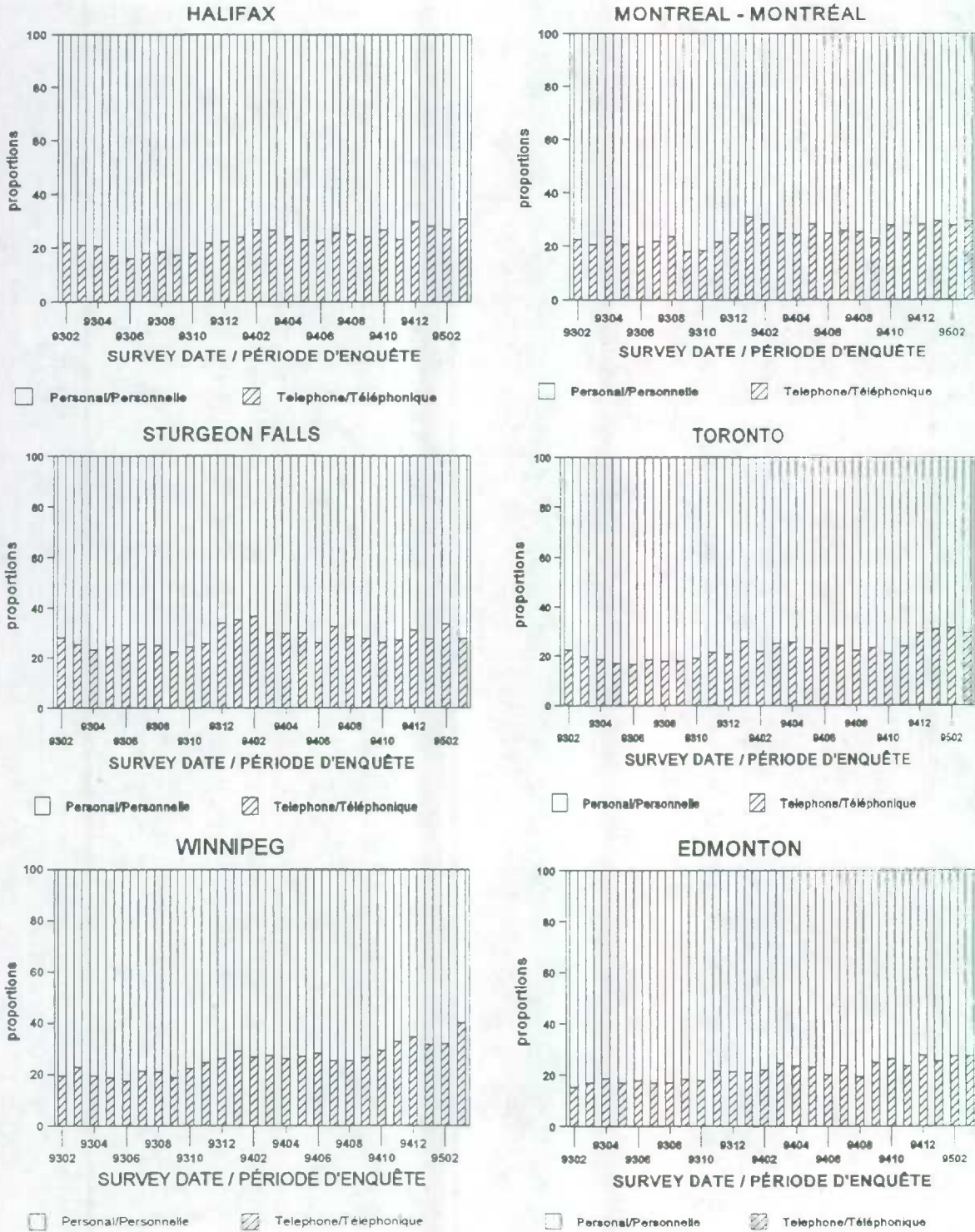
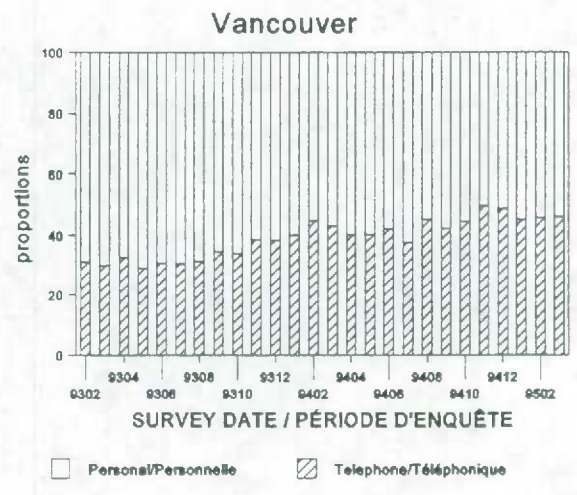


FIGURE 6.1 (continued / suite)



Acknowledgements

The authors thank Jack Gambino and Frank Mayda for their valuable comments that helped improve the quality of this paper. They also thank Jean-François Bastien, Caroline Fortin and Christophe Gicquel who contributed to this report during their work term with the LFS data quality unit. Finally, the authors acknowledge Angèle Vaillancourt for her text formatting work.

Remerciements

Les auteurs tiennent à remercier Jack Gambino et Frank Mayda pour leurs précieux commentaires qui ont permis d'améliorer la qualité de ce document. Ils tiennent également à remercier Jean-François Bastien, Caroline Fortin et Christophe Gicquel qui ont participé à ce rapport lors de leur stage au sein de l'unité sur la qualité des données de l'EPA. Finalement, les auteurs désirent remercier Angèle Vaillancourt pour son travail de mise en page.

References

Gambino, J. (1996). The 1995 Labour Force Survey Sample Design. Statistics Canada, Working paper, Methodology Branch, forthcoming.

Laniel, N. (1996). La refonte de l'échantillon de l'enquête sur la population active canadienne. Statistics Canada, Working paper, Methodology Branch, forthcoming.

Bibliographie

Gambino, J. (1996). The 1995 Labour Force Survey Sample Design. Statistique Canada, Document de travail de la direction de la méthodologie, à paraître prochainement.

Laniel, N. (1996). La refonte de l'échantillon de l'enquête sur la population active canadienne. Statistique Canada, Document de travail de la direction de méthodologie, à paraître prochainement.

