

PANEL SOCIO-ECONOMIQUE

"Liewen Zu Lëtzebuerg"

Document PSELL n° 89

juillet 1996

« Les mariés de l'an 1989 »

*Pondération de la cohorte
de 1991 à 1994*

Bernard Gailly

CEPS/Instead
DIFFERDANGE
Grand-Duché de Luxembourg

1996

Document produit par le :

CEPS/Instead

**CENTRE D'ETUDES DE POPULATIONS, DE PAUVRETE
ET DE POLITIQUES SOCIO-ECONOMIQUES**

**Rue Emile Mark, B.P. 48,
L- 4501 Differdange
tél. (352) 58 58 55-1 - Fax. 58 55 60**

Président: Gaston Schaber

ISBN 2 - 87987 - 097 - 6

SOMMAIRE

1. COHORTE ET PANEL	5
2. L'ECHANTILLON DE LA COHORTE	6
3. SOURCES DE BIAIS	7
4. REDRESSEMENT DES ECHANTILLONS	9
4.1. ECHANTILLON DES MENAGES.....	9
4.1.1. Coefficient de pondération initial.....	9
4.1.2. Coefficient d'extrapolation initial	9
4.2. ECHANTILLON DES INDIVIDUS	10
4.3. APPLICATIONS.....	11
ANNEXE : EFFETS DE L'APPLICATION DES PONDERATIONS.....	12
5. PONDERATION DE L'ECHANTILLON DE 1992.....	17
6. PONDERATION DES ECHANTILLONS DE 1993 ET 1994.....	19

PONDERATION
DE LA COHORTE DES MENAGES
MARIES EN 1989
AU LUXEMBOURG

En 1991, la 'division ménages' du CEPS a entrepris d'interroger pour la première fois un échantillon des ménages qui se sont mariés en 1989 dans les différentes communes du Luxembourg soit un échantillon de 256 ménages sur un total de 2184 mariages (11.7%).

Un tel échantillon, formé d'unités statistiques qui ont connu un événement démographique commun au même moment ou durant la même période porte le nom de 'cohorte'. Les membres de cette cohorte sont destinés à être observés régulièrement (ici, une fois par an).

Cette cohorte peut être considérée comme une extension du panel actuellement en cours (PSELL: Panel Socio-économique 'Liewen zu Lëtzebuerg'). Elle permet en effet d'approfondir l'observation et l'analyse de phénomènes observables dans le cadre du panel. Les questionnaires utilisés pour observer la cohorte et les ménages appartenant au panel sont rigoureusement identiques.

Mais cette cohorte est plus qu'une simple réplique du panel. Elle compense certaines faiblesses du panel. Le panel ne présente pas toujours un nombre suffisant d'unités d'observation (des personnes) pour fournir des estimations réellement fiables. La cohorte permet de suppléer à cette carence en assurant mieux la mesure de ces phénomènes insuffisamment documentés par le panel.

1. COHORTE ET PANEL

Cette méthode poursuit les mêmes objectifs qu'un panel longitudinal. Elle permet d'analyser la 'dynamique' de l'évolution des unités observées. Elle présente toutefois une particularité: elle permet de comparer des personnes qui ont en commun le fait d'avoir connu un même événement à des âges différents mais au même moment. Ces personnes ont à certains égards une 'histoire commune'.

En ce sens, les possibilités offertes par une cohorte sont aussi plus réduites que les possibilités offertes par un panel.

Un panel longitudinal permet de comparer

- des personnes qui ont vécu un événement commun au même moment et au même âge (par exemple, des générations)
- des personnes qui ont vécu un événement commun à des moments différents et au même âge (par exemple, des générations successives)
- des personnes qui ont vécu un événement commun à des moments différents et à des âges différents (par exemple, des vagues successives de personnes divorcées)
- ou encore des personnes qui ont vécu un événement commun au même moment et à des âges différents (par exemple, la cohorte des ménages qui se sont mariés en 1989).

L'observation d'une cohorte est donc un cas particulier de l'observation par panel longitudinal. Mais le recours à la méthode de la cohorte ne fait certainement pas double emploi avec la méthode du panel. L'observation par panel, en effet, présente une faiblesse: le nombre de cas observables appartenant à une même cohorte est généralement insuffisant pour se prêter à une analyse statistique significative, à moins que la période au cours de laquelle l'événement démographique survient soit élargie à plusieurs années (par exemple, les couples mariés entre 1985 et 1989). Un tel regroupement est souvent arbitraire et il accroît considérablement l'hétérogénéité de l'époque prise comme référence. Or, la notion de cohorte repose notamment sur l'homogénéité de l'époque de référence et sur le fait que les personnes observées ont en commun un contexte, une période et une histoire en commun.

Cette cohorte a donc une double fonction. D'une part, les données recueillies peuvent être analysées dans le cadre de la cohorte. D'autre part, les résultats de ces analyses peuvent soit venir à l'appui de résultats observés dans le cadre du panel, soit au contraire infirmer des estimations trop fragiles, élaborées sur un sous-groupe du panel dont la taille est insuffisante.

2. L'ECHANTILLON DE LA COHORTE

L'échantillon de la cohorte est un échantillon probabiliste: le recensement exhaustif des mariages qui ont eu lieu au Grand-Duché de Luxembourg en 1989 permet de sélectionner un échantillon de nouveaux couples dont la probabilité de sélection est connue et différente de zéro.

Cet échantillon est sélectionné de manière aléatoire simple:

1. un numéro d'identification est attribué à chaque nouveau couple
2. une liste de chiffres aléatoires permet de classer dans un ordre quelconque 588 ménages appartenant à l'ensemble des nouveaux ménages
3. cette liste inclut des ménages qui pourront servir de substituts aux ménages qui ne consentiraient pas à participer à l'enquête ou qui ne pourraient être retrouvés pour une raison quelconque. L'ordre de classement des ménages permet d'éviter le remplacement d'un ménage qui refuse sa collaboration par un ménage 'qui lui ressemble' à certains égards (par exemple, proximité de la localisation géographique).

Cette procédure permet d'atteindre la taille voulue pour cet échantillon, soit un taux de sondage de 11.7% de la population de référence (ou 256 ménages sur 2184 nouveaux couples formés au cours de cette année).

3. SOURCES DE BIAIS

A. biais au niveau des ménages

Deux années séparent l'année du mariage et l'année de la première observation. Au moment où les couples sont contactés (1991) certains d'entre eux sont partis à l'étranger, d'autres sont introuvables, d'autres ont déjà divorcé et d'autres encore refusent de répondre pour une raison inconnue.

De nombreux ménages se sont mariés dans la commune de Luxembourg pour des raisons de convenance personnelle. Nous ne disposons pas toujours des renseignements suffisants pour retrouver leur domicile en 1991. Nous ignorons si certains d'entre eux ont quitté le pays ou simplement changé d'adresse.

Certains ménages n'ont pas été contactés et parmi les ménages contactés certains n'ont pas répondu mais il est impossible de reconstituer de manière détaillée les différentes raisons qui n'ont pas permis de les contacter ou d'obtenir une réponse.

Les refus de répondre ne constituent donc pas l'unique source de biais dans la constitution de l'échantillon puisque les contacts n'ont pas toujours été établis.

En principe, ceci signifie que les taux de réponse devraient être calculés conditionnellement aux taux de contacts. La probabilité de répondre dépend directement de la probabilité d'avoir été contacté.

En pratique, l'absence d'informations suffisantes pour estimer les probabilités de contacts nous conduit simplement à constater:

- que le nombre de ménages qui ont pu être contactés n'est pas proportionnel au nombre de ménages qui se sont mariés dans chaque zone géographique
- et que le nombre de réponses obtenues dans chaque zone géographique est indépendant du nombre de contacts établis dans la zone.

La probabilité de sondage initiale est alors calculée par référence au nombre total de ménages qui se sont mariés dans chaque zone géographique.

B. biais au niveau des individus

On peut considérer que la probabilité de sondage initiale des membres de chaque ménage est égale à la probabilité de sondage du ménage puisque tous les membres du ménage participent à l'observation.

Il est vraisemblable, toutefois, que la composition du ménage se soit légèrement modifiée depuis la date du mariage.

D'une part, toutes les personnes présentes dans le ménage au moment du mariage (par exemple, les enfants de mariages antérieurs) sont des membres **légitimes** de la cohorte. Leur « légitimité » se fonde sur le fait que leur probabilité de sondage est connue).

Tous les enfants nés du couple après ce mariage (c'est à dire entre 89 et 91) sont également pris en compte au titre de membres légitimes:

- ils ne pouvaient pas appartenir à la population de référence au moment du mariage
- ils sont entrés simultanément dans l'échantillon et dans la population de référence (la population des ménages qui se sont mariés en 1989)
- leur probabilité de sondage peut être estimée puisqu'elle dépend directement de la probabilité de sondage de leurs ascendants directs.

Enfin, d'autres personnes ont pu rejoindre le ménage après le mariage (c'est-à-dire entre 89 et 91). Quelle est leur probabilité de sondage?

En l'absence de réponse, ces membres devraient être pris en compte au titre de membres **non-légitimes** de la cohorte.

Nous ne disposons pas d'informations suffisantes pour déceler ces membres entrés dans les ménages entre 1989 et 1991. Leur nombre est sans doute assez restreint et nous les considérons comme 'ignorables'; les enfants constituent, en effet, la grande majorité de ces membres.

4. REDRESSEMENT DES ECHANTILLONS

4.1. Echantillon des ménages

4.1.1. Coefficient de pondération initial

Les ménages sont pondérés en raison inverse de leur probabilité de sondage.

Ce poids est calculé de la manière suivante:

1. la probabilité de sondage de chaque ménage est mesurée par le taux de réponses obtenues dans la région géographique où ce ménage s'est marié
2. ce taux de réponses obtenues correspond au rapport entre le nombre de ménages observés et le nombre de mariages recensés dans la zone
3. le poids de sondage de chaque ménage correspond à l'inverse de sa probabilité de sondage
4. ces poids de sondage sont divisés par une constante: la moyenne des poids accordés aux membres de l'échantillon observé.

Au terme de ces opérations, la somme des poids des ménages est égale au nombre de ménages réellement observés et non au nombre de mariages enregistrés dans l'ensemble du pays. La division des poids des ménages par le poids moyen des membres de l'échantillon a donc pour effet de maintenir la taille originale de l'échantillon réellement observé. Cette opération n'a aucun effet sur la distribution des fréquences relatives des variables. Elle modifie uniquement les fréquences absolues et permet de sauvegarder les propriétés statistiques originales de l'échantillon: 'n' (la taille de l'échantillon) n'étant pas modifié, il reste possible de procéder aux opérations classiques d'inférence statistique (par exemple, le calcul des intervalles de confiance).

Inversement, si 'n' était rendu égal à 'N' (taille de la population de référence), ces opérations d'inférence statistique n'auraient plus aucun sens.

La procédure de pondération est mise en oeuvre par la commande suivante:

*weight by **MWGT91CO***

4.1.2. Coefficient d'extrapolation initial

Il n'est pas rare que l'on souhaite travailler sur un échantillon 'extrapolé', c'est-à-dire sur un échantillon dont la taille correspond à la taille de la population de référence (soit ' $n = N$ '). Cette procédure présente un avantage: elle permet de présenter des

résultats qui correspondent immédiatement aux grandeurs **estimées** pour la population (chiffres absolus, sommes, ...).

Dans le cas de cette cohorte, les résultats seront dès lors présentés pour 2184 ménages (soit 'N') et non plus pour un échantillon de 256 ménages (soit 'n'). Cette opération ne modifie pas les distributions des fréquences relatives. Seules les valeurs absolues sont 'dilatées'.

Il convient toutefois de ne pas perdre de vue le fait que ces valeurs absolues (par exemple, 'le nombre de ménages qui se sont constitués alors que l'un des deux époux avait déjà un ou plusieurs enfants') ne sont **que des estimations**. L'évaluation de l'intervalle de confiance qui encadre ces valeurs reste une opération indispensable qui ne peut s'effectuer qu'en revenant aux valeurs observées dans le cadre de l'échantillon (où 'n' < 'N').

Sous SPSSX la procédure d'extrapolation est mise en oeuvre par la commande suivante:

*weight by **MCOE91CO***

placée avant les procédures d'analyse.

Cette procédure d'extrapolation ne peut s'effectuer que durant la première année de l'observation. La taille réelle de cette cohorte est connue au moment où l'échantillon est sélectionné. Par la suite, il est pratiquement impossible de connaître la taille réelle de la cohorte, telle qu'elle évolue d'année en année.

4.2. Echantillon des individus

Dans chaque ménage tous les membres participent à l'observation. La probabilité de sondage des individus est donc égale à la probabilité de sondage des ménages et leur poids de sondage est identique.

Par contre, il n'est pas possible de calculer un coefficient 'd'extrapolation' pour les individus membres des ménages. La situation des individus est très différente de la situation des ménages. Nous pouvons être certains de l'appartenance des ménages observés à la population de référence initiale (mariages en 1989) mais nous ne pouvons pas être certains que tous les individus appartenant aux ménages en 1991 appartenaient à cette population. Les nouveaux ménages ne sont pas formés uniquement de couples : au moment du mariage d'autres membres appartenaient déjà à ce ménage; des enfants accompagnaient l'un des deux époux au moment du mariage; certains membres ont pu rejoindre ou quitter ce nouveau couple pendant cette période.

D'une manière générale, la taille des ménages a donc pu se modifier sensiblement entre la date du mariage (1989) et la date de la première observation (1991).

Nous disposons d'une référence externe qui permet d'établir exactement le nombre de mariages qui se sont déroulés en 1989 : 2184. Nous ne disposons, en revanche,

d'aucune information certaine, relative au nombre de personnes présentes dans ces ménages en 1989, au moment du mariage.

Un seul coefficient de pondération sera donc proposé.

Cet estimateur des poids des individus correspond au poids du ménage auquel ils appartiennent. La somme des poids des ménages ventilés sur leurs membres est nécessairement différente du nombre d'individus appartenant à ces ménages puisque tous les ménages n'ont pas la même taille.

Pour maintenir la taille de l'échantillon des individus intacte, ces poids sont donc divisés par une constante (le poids moyen attribué aux individus réellement observés). La taille de l'échantillon réellement observé étant ainsi sauvegardée, cet échantillon se prête aux opérations classiques d'inférence statistique telles que le calcul des intervalles de confiance.

Sous SPSSX la procédure de pondération est mise en oeuvre par la commande suivante:

weight by IWGT91CO

4.3. Applications

L'application des estimateurs des poids montre qu'ils n'entraînent que peu de modifications dans le profil démographique des ménages et des individus.

Seule la répartition géographique des individus par cantons subit un redressement important. Le canton de Luxembourg-ville était initialement sous-représenté essentiellement au profit du canton de Capellen. Le faible taux de réponse des grands centres urbains est un phénomène très généralement observé.

Signalons que les cantons pris en compte ici ne sont plus les zones géographiques dans lesquelles les ménages se sont mariés. Il s'agit cette fois des cantons de résidence des individus en 1991, c'est-à-dire 2 ans après leur mariage. Les cantons dans lesquels les individus se sont mariés nous ont été signalés par les communes elles-mêmes au moment où nous avons constitué la liste des nouveaux ménages. Ils ont servi de base à la procédure de pondération initiale des ménages. Les cantons pris en compte en annexe à ce chapitre sont ceux où résidaient les ménages au moment de l'enquête.

ANNEXE : EFFETS DE L'APPLICATION DES PONDERATIONS

COHORTE DES NOUVEAUX MENAGES (1989)

observée en 1991

CARACTERISTIQUES DU MENAGE

Distributions non-pondérées %	Distributions pondérées %	Distributions extrapolées	
		N	%

Nombre de personnes

1	1.6	1.7	36	1.7
2	41.8	41.1	898	41.1
3	38.3	39.1	853	39.1
4	13.7	12.9	282	12.9
5	2.3	2.6	58	2.6
6	1.6	1.4	31	1.4
7	0.8	1.2	26	1.2
Total n=256	100.0	100.0	2184	100.0

Sexe du chef de ménage

Homme	97.3	97.1	2120	97.1
Femme	2.7	2.9	64	2.9
Total n=256	100.0	100.0	2184	100.0

Age du chef de ménage

19 à 24 ans	8.6	9.6	210	9.6
25 à 30 ans	44.5	44.3	967	44.3
31 à 35 ans	22.7	22.7	496	22.7
36 à 40 ans	11.7	10.4	230	10.4
41 ans et plus	12.5	12.9	279	12.9
Total n=256	100.0	100.0	2184	100.0

CARACTERISTIQUES INDIVIDUELLES

Distributions non-pondérées %	Distributions pondérées %
-------------------------------------	---------------------------------

Sexe

Homme	50.6	50.6
Femme	49.4	49.4
Total n=720	100.0	100.0

Age

< de 17 ans	24.6	24.4
18 à 24 ans	14.2	15.0
25 à 34 ans	44.7	44.7
35 à 44 ans	10.0	9.0
45 à 54 ans	2.9	3.2
55 à 64 ans	2.2	2.3
65 et plus	1.4	1.4
Total n=720	100.0	100.0

Age par sexe

Hommes	< de 17 ans	12.4	12.3
	18 à 64 ans	37.5	37.7
	65 et plus	0.7	0.6
Femmes	< de 17 ans	12.2	12.1
	18 à 64 ans	36.5	36.5
	65 et plus	0.7	0.8
Total n=720		100.0	100.0

Etat civil

Célibataire	26.8	26.6
Marié	70.9	69.9
Séparé	0.8	0.9
Divorcé	0.3	0.3
Veuf	1.1	1.2
indication manquante	0.1	0.1
Total n=720	100.0	100.0

Nationalité

Luxembourgeois	79.2	77.7
C.E.E.	16.9	18.3
Hors C.E.E.	3.9	4.0
Total n=720	100.0	100.0

Adulte / Enfant

Enfant	24.2	24.1
Adulte	75.8	75.9
Total n=720	100.0	100.0

Canton de résidence (en 1991)

Luxembourg-ville	11.7	19.9
Luxembourg campagne	6.9	5.9
Capellen	9.6	6.8
Esch-s-Alzette	33.1	34.0
Mersch	5.4	5.0
Clervaux	2.9	2.7
Diekirch	3.7	3.5
Redange	5.8	3.8
Vianden	1.8	1.7
Wiltz	2.9	2.7
Echternach	2.8	2.4
Grevenmacher	8.5	7.3
Remich	4.9	4.4
Total n=720	100.0	100.0

Sexe du chef de ménage

Masculin	97.8	97.7
Féminin	2.2	2.3
Total n=720	100.0	100.0

Age du chef de ménage

< de 24 ans	8.2	9.0
25 à 34 ans	57.8	57.7
35 à 44 ans	22.8	20.9
45 à 54 ans	6.1	7.2
55 à 64 ans	4.0	4.2
65 et plus	1.1	1.0
Total n=720	100.0	100.0

Nombre de personnes dans le ménage

1	0.6	0.6
2	29.7	29.1
3	40.8	41.4
4	19.5	18.2
5	4.2	4.7
6	3.3	3.0
7	1.9	3.0
Total n=720	100.0	100.0

Etat civil du chef de ménage

Célibataire	0.7	0.6
Marié	96.8	97.2
Séparé	1.7	1.3
Divorcé	0.7	0.7
Veuf	0.1	0.2
Total n=720	100.0	100.0

Nombre de personnes ayant un emploi

0	0.8	0.8
1	51.8	50.6
2	41.2	40.6
3	4.3	5.1
4	1.8	2.9
Total n=720	100.0	100.0

Le chef de ménage a un emploi

Oui	94.3	95.2
Non	5.7	4.8
Total n=720	100.0	100.0

Nombre d'enfants dans le ménage

0	38.9	38.5
1	39.0	39.4
2	15.8	15.6
3	3.6	4.1
4	1.7	1.5
5	1.0	0.9
Total n=720	100.0	100.0

Nombre d'adultes dans le ménage

1	0.6	0.6
2	85.1	84.1
3	7.4	7.2
4	5.9	6.0
5	1.0	2.1
Total n=720	100.0	100.0

5. PONDERATION DE L'ECHANTILLON DE 1992

L'échantillon observé en 1992 est partiellement identique à l'échantillon observé en 1991 mais certaines transformations se sont opérées.

Certains individus ont refusé de répondre. De nouveaux membres légitimes sont entrés dans l'échantillon. Des membres « non-légitimes » ont également rejoint les ménages. Enfin, certains individus sont décédés ou ont quitté le pays.

Le tableau suivant résume ces différents mouvements.

**Diagnostic 1992
et poids pertinents**

Tableau 1.		WGT92	IWGT92	MWGT92
0. Refus 92	50			
1. Réponses 92	668	*	*	*
2. Nouveaux légitimes	47	*	*	*
3. Nouveaux non lég.	12	0	*	*
4. Décès / Emigrés	2			
Total	779	715	724 ⁽¹⁾	236

⁽¹⁾ 3 adultes appartenant à 1 ménage n'auraient pas dû être interrogés parce qu'ils n'étaient pas présents dans l'échantillon en 1989.

- Le **groupe #4** est composé de 2 individus décédés ou émigrés. Ces phénomènes se sont produits simultanément dans l'échantillon et dans la population. Ce sont des phénomènes démographiques qui ne produisent aucun biais dans l'échantillon ni sur le plan longitudinal, ni sur le plan transversal.
- Les **groupes #0 et #1** représentent les individus légitimes entrés dans l'échantillon en 1991. Les 50 personnes appartenant au groupe #0 ont refusé de poursuivre leur collaboration en 1992. Les 668 personnes appartenant au groupe #1 ont poursuivi leur collaboration. Les refus (#0) ne se répartissent pas de manière aléatoire dans l'échantillon. Un estimateur des poids individuels est calculé afin de corriger ce biais (WGT92). Ce poids **initial** ne s'applique qu'aux individus appartenant au groupe #1.
- Le **groupe #3** est formé par les nouveaux membres du panel. Ils sont dits « non-légitimes » parce qu'ils appartenaient déjà à la population en 1989 et parce qu'il est dès lors impossible d'estimer leur probabilité de sélection. Il est donc impossible d'estimer leur poids dans l'échantillon. Ils reçoivent, par conséquent, un poids **initial** nul. Pour des raisons largement explicitées dans d'autres documents, ce poids initial, parce qu'il est nul, pourra ensuite être transformé en un poids **final** non nul qui n'introduira aucun biais dans l'estimateur des poids annuels. Ce poids final permettra de prendre en compte les informations originales apportées par ces individus dans les analyses des données annuelles et de sauvegarder ainsi la représentativité transversale de l'échantillon (sa représentativité annuelle).

- Le **groupe #2** est formé par les nouveaux individus « légitimes ». Ces individus n'appartenaient pas à la population en 1989. Ce sont tous des nouveaux-nés descendants directs d'un père et/ou d'une mère qui sont membres « légitimes » de la cohorte (présents dans l'échantillon sélectionné en 1991). Nous connaissons donc la probabilité de sélection et le poids des parents ou, au moins, de l'un des deux. Si l'un des parents est un membre non-légitime, il a reçu un poids initial nul. Le poids de ces nouveaux individus légitimes sera égal à la moyenne des poids des ascendants directs présents dans le ménage au moment de la naissance de l'enfant. Cette opération correspond au fait que la probabilité de sélection de l'enfant est directement dépendante de la probabilité de sélection de ses parents.

Dans un premier temps ce sont donc les trajectoires individuelles des membres de la cohorte qui déterminent leur « poids » initial.

Les membres sont ensuite réunis par **ménages** et le poids du ménage correspond à la moyenne des poids de ses membres (MWGT92).

De la même manière, les membres peuvent être réunis par **groupes de revenus** et les poids des groupes de revenus correspondent au poids moyen de leurs membres. Ces poids ne sont pas calculés systématiquement. Ils peuvent être calculés aisément à partir du fichier des données individuelles qui contient les poids initiaux des membres (IWGT91CO, WGT92).

Enfin, un poids individuel **final** est calculé pour l'ensemble des membres légitimes et non-légitimes. Il correspond au poids du ménage. Par cette méthode, tous les individus appartenant à un même ménage reçoivent un même poids : ils représentent tous le ménage au même titre. Les individus non-légitimes reçoivent un poids final qui permet de prendre en compte leurs apports originaux et de maintenir ainsi la représentativité transversale de l'échantillon. L'échantillon n'est pas un groupe fermé, il est au centre d'une multitude d'échanges avec l'ensemble de la population. Il évolue au sein de cette population. Les individus dits « non-légitimes » apportent des d'informations nouvelles reflétant l'état transversal de la population.

On notera encore le fait que ces individus non-légitimes n'ont d'existence dans l'échantillon que dans la mesure où ils appartiennent à un ménage comprenant au moins un individu légitime. Si ces individus non-légitimes forment à un moment donné un ménage qui ne contient plus aucun individu légitime, ce ménage aura nécessairement un poids nul et tous ses membres hériteront de ce poids final nul. Ces individus ne sont donc plus suivis et s'ils reviennent ultérieurement dans l'échantillon, par le biais d'un ménage quelconque, ils y recommencent une nouvelle « vie ». En d'autres termes, ces membres non-légitimes ne sont pas des unités longitudinales.

6. PONDERATION DES ECHANTILLONS DE 1993 et 1994

Le système de pondération reste identique au cours des années suivantes.

Nous présentons donc ici uniquement les données relatives à l'évolution annuelle des échantillons et les poids pertinents pour les différents sous-groupes.

Diagnostic 1993 et poids pertinents

Tableau 2.		WGT93	IWGT93	MWGT93
0. Refus 92 - 93	80			
1. Réponses 93	683	*	*	*
2. Nouveaux légitimes	38	*	*	*
3. Nouveaux non lég.	20	0	*	*
4. Non lég. refus	3			
5. Décès / Emigrés	4			
Total	828	721	738 ⁽¹⁾	233

⁽¹⁾ 3 adultes appartenant à 1 ménage n'auraient pas dû être interrogés parce qu'ils n'étaient pas présents dans l'échantillon en 1989.

Diagnostic 1994 et poids pertinents

Tableau 3.		WGT94	IWGT94	MWGT94
0. Refus 92 à 94	134			
1. Réponses 94	665	*	*	*
2. Nouveaux légitimes	52	*	*	*
3. Nouveaux non lég.	24	0	*	*
4. Non lég. refus	7			
5. Décès / Emigrés	6			
Total	888	717	738 ⁽¹⁾	218

⁽¹⁾ 3 adultes appartenant à 1 ménage n'auraient pas dû être interrogés parce qu'ils n'étaient pas présents dans l'échantillon en 1989.