

PANEL SOCIO-ECONOMIQUE

"Liewen Zu Lëtzebuerg"

Document PSELL n° 94
1996

septembre

Série : « Documents méthodologiques »

L'ECHANTILLON DU PSELL.2

Représentativité et pondération

Bernard Gailly

CEPS/Instead
WALFERDANGE
Grand-Duché de Luxembourg

1996

LE PSELL..2: Caractéristiques techniques

Après 10 années d'observation l'échantillon du panel socio-économique "Liewen zu Lëtzebuerg" a été complètement renouvelé en 1995. L'observation porte chaque année sur un échantillon représentatif des personnes et des ménages résidents au Luxembourg et attachés au régime de sécurité sociale ou de protection sociale du pays. En 1995, 8461 personnes appartenant à 3247 ménages ont été observées. Chaque année ces mêmes personnes sont interviewées. De nouvelles personnes entrent et d'autres sortent de l'échantillon: elles reproduisent l'évolution démographique du pays. Tous les deux ans un échantillon de nouveaux immigrés est pris en compte.

Un échantillon aléatoire simple est sélectionné et corrigé des biais de non-réponse. Les réponses aux questions sont données soit par l'individu intéressé soit par les parents ou le conjoint de la personne intéressée. Il arrive qu'une autre personne réponde: l'enquête évite les questions auxquelles les répondants substitués pourraient avoir des difficultés de répondre valablement. Des documents relatifs aux différents aspects de la gestion annuelle de l'échantillon sont disponibles au C.E.P.S.

Pour plus d'informations

(A. Kerger)

Tél: 00 352 58 58 55 - 531

Fax: 00 352 58 55 60

Document produit par le :

CEPS/Instead

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

rue E. Mark, B.P. 48, L- 4501 Differdange
tél. (352) 58 58 55-1 - Fax. 58 55 60

Président: Gaston Schaber

ISBN 2 - 87987 - 113 - 1

Fondements méthodologiques de l'échantillon du PSELL.2

CONCEPTS DE BASE

-

La **population cible** de cette enquête est formée par l'ensemble des individus et des ménages domiciliés au Luxembourg et liés directement ou indirectement au système de sécurité sociale ou de protection sociale luxembourgeois.

Ceci exclut:

- l'ensemble des fonctionnaires internationaux qui dépendent de systèmes de sécurité sociale spécifiques
- et l'ensemble des cadres et des employés occupés dans des firmes étrangères qui pour des raisons très diverses peuvent avoir opté pour le maintien de leur liaison avec le système de sécurité sociale de leur pays.

Il est extrêmement important de souligner que cette population ne peut être comparée de manière rigoureuse à la population décrite par le recensement de la population qui s'est déroulé en 1991. Le recensement comprend, en effet, les fonctionnaires internationaux et les cadres et employés de firmes étrangères qui ont opté pour le maintien de leur liaison avec le système de sécurité sociale de leur pays d'origine. En outre, il existe un décalage de 4 ans entre le recensement et la base de sondage.

En **termes plus pragmatiques**, la population cible correspond à l'ensemble des personnes répertoriées dans le fichier de l'Inspection Générale de la Sécurité Sociale et aux personnes qui appartiennent à leur ménage et dépendent de leurs revenus. Ceci signifie que la population cible est plus large que l'ensemble des seules personnes « répertoriées » dans ce fichier.

Exemples:

- *Un homme luxembourgeois célibataire travaille au Luxembourg dans une entreprise privée. Il réside au Luxembourg. Il est répertorié dans le fichier de l'I.G.S.S. Il appartient à la population cible.*
- *Un homme de nationalité française travaille au Luxembourg. Il est marié. Son épouse ne travaille pas. Le couple réside au Luxembourg. Seul le mari est répertorié dans le fichier de l'I.G.S.S. Les deux membres du ménage appartiennent à la population cible.*

Nous expliquerons plus loin comment s'effectue le passage entre les unités répertoriées dans le fichier et la population cible

Dans une **perspective plus stratégique**, la population cible correspond à l'ensemble des personnes les plus directement liées aux politiques et aux mesures socio-économiques dont le système politico-administratif luxembourgeois a la responsabilité.

Un **échantillon** est extrait de la base de sondage fournie par l'I.G.S.S.

Il est formé par l'ensemble des unités sélectionnées en 1995 à partir de la base de sondage que constitue le fichier de l'I.G.S.S.

L'échantillon est formé par toutes les personnes sélectionnées, quelle que soit leur situation réelle avant toute observation. Il ne se réduit pas seulement à l'ensemble des personnes qui donneront effectivement lieu à une observation « réussie ». Certaines personnes sélectionnées peuvent refuser de collaborer à l'enquête. Elles appartiennent néanmoins à l'échantillon.

En d'autres termes, **l'échantillon est représentatif de la population dont il est extrait** à condition et à la seule condition que tous les membres de la base de sondage aient une probabilité strictement supérieure à zéro d'être sélectionnés.

Si ce critère est respecté, l'échantillon peut être utilisé pour **produire des estimations sans biais de quantités reliées à la population qui lui correspond**.

Si la base de sondage contient des erreurs ou comprend des unités qui ne devraient plus s'y trouver (par exemple des personnes émigrées), il est exclu d'écarter de l'échantillon toutes les personnes correspondant à ce statut. Ces personnes appartiennent à la base de sondage. Le fait que certaines d'entre elles soient sélectionnées n'est pas sans effet sur la probabilité de sélectionner d'autres personnes. Ecarter ces personnes (par exemple les émigrés) de l'échantillon revient à « faire comme si » leur probabilité de sondage était nulle et, dans ce cas, l'échantillon ne répondrait plus au critère requis pour pouvoir être considéré comme représentatif de la population définie par la base de sondage.

La **probabilité de sélection** des unités formant l'échantillon correspond au rapport entre le nombre de « répondants » et le nombre de personnes sélectionnées pour former l'échantillon.

Les « répondants » sont *les unités réellement observées* et les unités dites « hors champs » c'est-à-dire *les unités contenues dans la base de données et sélectionnées dans l'échantillon mais qui sortent de la définition de la population-cible* (en règle générale, les personnes décédées, émigrées et les personnes vivant en ménages collectifs).

Ces unités « hors champs » font partie de la base de sondage. Elles ne peuvent pas être écartées de l'échantillon sans remettre en cause le critère de représentativité. Ce ne sont pas des « échecs » liés à l'observation de l'échantillon (« refus », « introuvables », « adresses inconnues »). Elles ne peuvent pas être compensées par une procédure de pondération des unités observées (qui ne sont ni décédées, ni émigrées, ni en ménage collectif). Elles sont donc prises en compte comme

« répondants » mais elles auront des valeurs « nulles » pour toutes les variables d'intérêt¹.

La probabilité de sélection des unités correspond au rapport entre deux termes:

- d'une part, les unités observées + les « hors champs »
- et d'autre part, les unités observées + les « hors champs » + les « échecs » de l'observation.

Le second terme correspond à la taille de l'échantillon sélectionné.

La **probabilité d'inclusion** des unités correspond au rapport entre le nombre de « répondants » et le nombre d'unités comprises dans la population cible.

Le « **taux de réponse** » correspond à la probabilité de sélection des unités.

Il peut être utile de préciser qu'il existe une différence entre un **taux de réponse descriptif** et un **taux de réponse correctif**.

Un taux de réponse **descriptif** n'a d'autre prétention que de décrire certains aspects du déroulement de la collecte des informations. Par exemple, la proportion d'enquêtes réussies par rapport au nombre de personnes contactées.

Un taux de réponse **correctif** est, comme son nom l'indique, destiné à **corriger les effets de la non réponse**. Il sert de base au calcul d'un estimateur des poids des « répondants » qui permettra à ceux-ci de compenser les effets liés à la non réponse.

Cet estimateur des poids est sans biais si la probabilité de réponse des unités est égale à la vraie probabilité de réponse de chaque unité au moment du sondage.

Les répondants une fois « pondérés » compensent l'absence des non répondants et restaurent ainsi la taille initiale de l'échantillon (avant l'observation). Ceci permet de satisfaire à une condition indispensable lorsqu'on souhaite estimer des « intervalles de confiance » c'est-à-dire des plages de valeurs possibles pour les paramètres objets du sondage.

¹Cet écart entre la population cible et celle qui apparaît dans la base de sondage (appelé en termes techniques « erreur de couverture ») produit des perturbations qui peuvent altérer la fiabilité des résultats sans que l'on puisse mesurer leur impact sur les résultats (à la différence des incertitudes liées aux aléas d'échantillonnage). Il est extrêmement rare que l'on puisse échapper à ce type d'erreur. En général, on aura tendance à les éliminer de l'échantillon. Ceci produit donc un déficit dans l'échantillon et, par conséquent, « une certaine perte de précision ». Voir : Dussaix, A.M. et Grosbras, J.M.: « Les sondages: principes et méthodes », Paris, P.U.F., 1993.

Certains parlent plutôt de **la pondération d'un échantillon** en tant que processus comprenant par là que la pondération peut comporter différentes étapes. D'autres parlent plutôt de pondération, de repondération et de « calage aux marges » ou post-stratification décomposant ainsi les différentes étapes du processus.

Nous parlerons globalement de la pondération de l'échantillon en tant que processus.

L'objectif de la pondération d'un échantillon est double.

1. Il s'agit, d'une part, de maintenir ou de rétablir l'équiprobabilité de la sélection des unités d'échantillonnage et des unités d'observation (ces deux types d'unités ne sont pas nécessairement identiques et le processus de passage des unités d'échantillonnage aux unités d'observation peut impliquer que l'on procède à des ajustements « par pondération ». Ce sera le cas dans cette étude).
2. Il s'agit, d'autre part, de rétablir la correspondance entre les distributions observées dans le cadre de l'échantillon et des distributions connues dans la population de référence: il serait regrettable qu'un échantillon représentatif de la population luxembourgeoise présente une distribution des individus selon le sexe qui dévie sensiblement de la répartition « vraie » telle qu'elle est observée par le recensement général de la population.

Ce deuxième objectif est parfois atteint directement grâce à la pondération visant à rétablir l'équiprobabilité de sélection entre les unités d'observation.

Toutefois, il n'est pas toujours possible d'atteindre ce deuxième objectif, simplement parce que les caractéristiques de la population cible ne sont pas connues avec précision. C'est le cas dans cette étude: nous avons déjà souligné le fait que toute comparaison entre la population couverte par le fichier de l'I.G.S.S. et la population couverte par le recensement ne pouvait être qu'approximative. Certaines catégories de personnes sont présentes dans le recensement mais sont absentes du fichier de l'I.G.S.S. Elles n'appartiennent pas au champ de notre étude.

Le principe de base de la procédure de pondération repose sur une opération simple mais aussi sur certains principes qui le sont moins.

1. L'estimateur des poids des individus est simplement égal à l'inverse du taux de réponse. Plus le taux de réponse est élevé plus le poids peut être faible, et inversement. Si les individus sont classés par catégories (par exemple les cantons de résidence), le poids sera plus élevé dans les catégories où le taux de réponse est plus faible et il sera moins élevé dans les cantons qui se

caractérisent par un taux de réponse plus élevé. Dans ces derniers, il n'est pas nécessaire que les « répondants » compensent fortement l'absence d'individus qui habitent dans le même canton et pour lesquels aucune information n'a pu être collectée.

2. Il faut toutefois attirer l'attention sur deux points.

- D'une part, le biais introduit dans l'échantillon par les réponses manquantes dépend de deux facteurs: le taux de non réponse et l'importance du contraste entre les répondants et les non répondants.
- D'autre part, la procédure de pondération repose sur une hypothèse à propos de la population étudiée.

2.1 Le taux de réponse ne mesure pas à lui seul l'erreur de non réponse: un taux de non réponse très faible peut créer un biais beaucoup plus perturbateur qu'un taux de non réponse très élevé. Il suffit pour cela que les caractéristiques, les opinions, les attitudes, les comportements ou les situations des non répondants soient très différents des caractéristiques, opinions, comportements ou situations des répondants. Dans un tel cas, la pondération des répondants arrive difficilement à corriger les effets de la non réponse. Il est donc extrêmement important d'analyser soigneusement et à l'aide d'un grand nombre d'informations, les ressemblances et les différences entre les répondants et les non répondants afin de déceler les facteurs qui influencent la propension à refuser de répondre.

2.2 La technique utilisée pour redresser l'échantillon repose sur une hypothèse: on suppose (et cela n'est que plus ou moins vérifiable) que dans les catégories construites suite à l'analyse des facteurs de non réponse, les répondants et les non répondants sont plus ou moins semblables (« en espérance »).

(On notera encore qu'une telle procédure ne s'applique qu'à des échantillons probabilistes où toutes les unités ont une probabilité connue et différente de zéro d'être sélectionnées).

APPLICATION A L'ENQUETE

1. Base de sondage, échantillon et première pondération

La **base de sondage** fournie par l'I.G.S.S. permet d'accéder à l'ensemble des titulaires de revenus liés directement au système de sécurité sociale ou de protection sociale du Luxembourg.

Cette base de sondage compte 154 534 titulaires en 1995.

Un **échantillon aléatoire simple** (sans sur-représentation ni sous-représentation volontaire de certaines strates de la population) de 5 713 adresses est sélectionné, soit 5713 titulaires de revenus.

Cet échantillon est représentatif de la population comprise dans la base de sondage, dans la mesure où toutes les unités comprises dans cette base de sondage ont une probabilité strictement supérieure à 0 d'être sélectionnées.

Cet échantillon étant du type « aléatoire » (ou probabiliste) « simple », toutes les unités ont la même probabilité d'être sélectionnées ainsi que toutes les combinaisons possibles de ces unités.

L'unité d'échantillonnage est le titulaire principal de revenu.

Il s'agit de personnes et non de ménages. Le passage des titulaires de revenus aux ménages sera commenté par la suite.

Au terme de l'observation (interviews face à face), ces 5 713 unités se répartissent de la manière suivante:

STATUT	FREQUENCES	POURCENT
Enquêtes réalisées	2978	52.1
« Hors Champs »	269	4.7
- décédés	16	
- émigrés	61	
- ménages collectifs	192	
« Echechs »	2466	43.2
- refus	1922	
- toujours absents	410	
- mauvaises adresses	134	
TOTAL	5713	100.0

La **probabilité de sélection des répondants** est donc de 56.8 %.

$$\text{Soit : } \pi_i = (2978 + 269) / 5713$$

La **probabilité d'inclusion** de ces répondants est de 2.1 %. En d'autres termes, chaque titulaire principal en représente un peu moins de 50 (47.6).

$$\text{Soit: } \Pi_i = (2978 + 269) / 154\,534$$

La sélection de l'échantillon ne semble pas avoir introduit d'éléments perturbateurs. Toutefois le canton de résidence² est la seule information disponible à la fois pour ces 5713 titulaires principaux sélectionnés et pour les 154 534 titulaires formant la population de référence. La conformité de l'échantillon ne peut être attestée que sur la base de ce seul critère. Ceci est certainement insuffisant mais c'est le seul critère dont nous disposons.

Le parallélisme entre les deux distributions est tel qu'on peut exclure toute sur- ou sous-représentation géographique des ménages au sein de l'échantillon des adresses qui ont été mises à notre disposition.

²Il s'agit du canton de résidence renseigné dans la base de sondage, c'est-à-dire avant toute observation et dans l'état de la population au moment où l'échantillon a été sélectionné, sans aucune correction *a posteriori*.

CANTON	POPULATION FREQUENCE	ECHANTILLON FREQUENCE
LUXEMBOURG	19.6	20.2
CAPELLEN	7.7	7.4
ESCH / ALZETTE	32.2	31.7
LUX. CAMPAGNE	9.3	9.3
MERSCH	5.1	4.9
CLERVAUX	2.6	2.5
DIEKIRCH	5.9	5.7
REDANGE	2.8	3.1
VIANDEN	0.6	0.6
WILTZ	2.7	2.6
ECHTERNACH	3.4	3.6
GREVENMACHER	4.6	5.0
REMICH	3.5	3.3
Donnée manquante	0.0	0.0
TOTAL	154 534	5713

Par contre, la ***probabilité de sélection*** (π_i) (ou taux de réponse) présente des disparités selon les cantons. Les taux de réponse ont été plus fréquents dans certains cantons:

CANTON	π_i
LUXEMBOURG	.599
CAPELLEN	.574
ESCH / ALZETTE	.583
LUX. CAMPAGNE	.617
MERSCH	.523
CLERVAUX	.549
DIEKIRCH	.421
REDANGE	.588
VIANDEN	.500
WILTZ	.583
ECHTERNACH	.504
GREVENMACHER	.528
REMICH	.534
TOTAL	.568

Un taux de correction ou un **poids** peut être calculé par canton.

Soit $w_i = 1 / \pi_i$ **poids de sélection des titulaires** répondants.

Une fois pondérés les titulaires répondants se distribuent dans les cantons de la même manière que les titulaires de l'ensemble de l'échantillon.

2. Unité de sélection et unité d'observation

Unité de sélection : le titulaire principal de revenu. Unité d'observation : le ménage.

Un titulaire de revenu conduit à une adresse et, à cette adresse, on trouve un ménage.

Le nombre de ménages échantillonnés correspond donc au nombre de titulaires sélectionnés.

Le ménage hérite automatiquement du poids de sélection du titulaire.

Mais, dans la base de sondage, il peut exister plusieurs titulaires de revenus par ménage. Plusieurs titulaires de revenus peuvent donc conduire au même ménage.

La probabilité de sélection des ménages dépend donc

- non seulement de la probabilité de sélection des titulaires principaux
- mais aussi du nombre de titulaires principaux susceptibles de conduire à chaque ménage.

Soit: 1. la probabilité de sélection des ménages héritée des titulaires de revenus

$$\pi_i$$

2. le poids de sélection des ménages

$$w'_m = 1 / \pi_i$$

3. la probabilité de sélection des ménages selon le nombre de titulaires de revenus

$$n_i$$

4. le poids de sélection des ménages en fonction du nombre de titulaires principaux

$$w''_m = 1 / n_i$$

5. le poids de base des ménages

$$w_m = w'_m \cdot w''_m$$

Le poids de base des ménages est donc égal à

- l'inverse du nombre de titulaires principaux qui peuvent conduire à son adresse (w''_m)
- corrigé des inégalités des probabilités de sélection des ménages selon les cantons (w'_m).

Telle est la logique qui permet de passer des unités de sélection (titulaires) aux unités d'observation (ménages).

On notera que la distribution des ménages par cantons après pondération ne peut pas être comparée à la répartition des titulaires de revenus par cantons puisque

1. plusieurs titulaires peuvent conduire à un seul ménage
2. et le nombre de titulaires par ménage n'est pas nécessairement homogène dans tous les cantons.

Le rapport entre le nombre de titulaires et le nombre de ménages par cantons n'est donc pas constant.

Les ménages ne sont pas les seules unités d'observation.

Leurs membres individuels sont également des unités observables et observées.

Le ménage est défini par l'ensemble des individus qui partagent le même logement.

Tous les membres du ménage participent à l'observation indépendamment de leur âge, du lien de parenté qui les lie les uns aux autres et de leur part contributive aux dépenses du ménage.

Puisque tous les membres du ménage sont observés

- leur probabilité de sélection est égale à la probabilité de sélection du ménage et
- leur poids individuel est égal au poids du ménage.

Les 5 713 ménages conduisent à 10 927 individus répartis dans l'échantillon comme suit:

STATUT	FREQUENCES	POURCENT
Enquêtes réalisées	8 192	74.9
« Hors Champs »	269	2.5
« Echechs »	2 466	22.6
TOTAL	10 927	100.0

Soit, 8 461 répondants dont

- 8 192 individus réellement observés
- 269 individus « hors champs » qui correspondent à l'erreur de couverture de la population cible et
- 2 466 « échecs » qui correspondent à des « refus » catégoriques, à des erreurs d'adresses ou à des individus impossibles à contacter.

3. Estimation de la taille de la population des individus

En 1995, le STATEC annonce 406 600 individus résidant au Luxembourg.

En 1991, le recensement annonçait 384 634 personnes dont 6 857 fonctionnaires internationaux qui ne dépendent pas du système de sécurité sociale du Luxembourg. Soit, 1.78 %.

Ces fonctionnaires peuvent être célibataires ou accompagnés de leur famille. Nous supposons que leurs ménages ont une taille légèrement inférieure à la taille des autres ménages. Soit 2 personnes par ménage pour 2.56 personnes par ménage³ dans l'ensemble de la population.

³Pour 2.6 selon le recensement de 1991.

Au total, on suppose donc que 3.56 % de la population ne dépend pas du système de sécurité sociale luxembourgeois. Soit 1.78 % X 2.

En appliquant la même proportion à la population en 1995, il est possible d'obtenir une *estimation du nombre d'individus* dans la population concernée. Soit 406 600 personnes annoncées par le STATEC en 1995 - 3.56% de ces 406 600 personnes. Soit **392 122 individus estimés**.

La probabilité d'inclusion des individus sélectionnés s'établirait ainsi à 2.15 % (8 461 par rapport à 392 122). Soit **1 individu pour 46**.

4. Estimation de la taille de la population des ménages

Nous pouvons *observer* que les ménages comptent en moyenne 2.568 personnes en 1995 (sur base de l'ensemble des individus répondants et pondérés).

Nous pouvons également *estimer* le nombre total de personnes représentées par l'étude en 1995 (392 122)

- Nous pouvons donc *estimer le nombre total de ménages* pris en compte par l'étude. Soit $392\,122 / 2.568 = 152\,695^4$.
- et nous pouvons *estimer* la probabilité d'inclusion des ménages répondants. Soit 2.12 % (3247 par rapport à 152 695). Soit **1 ménage répondant en représente plus ou moins 47**.

On notera les points suivants.

1. Le nombre estimé d'individus vivant en ménages privés et le nombre estimé de ménages privés ne peuvent être *strictement* assimilés au nombre d'individus et de ménages concernés par le système de sécurité sociale du Luxembourg:

- ce sont des *estimations*
- « l'erreur de couverture » de la population cible par la base de sondage constitue un biais qu'il est impossible de quantifier
- il est impossible de reconstituer des ménages à partir de la base de sondage

⁴Pour 144 686 ménages - 6857 fonctionnaires internationaux = **137 829 ménages en 1991** selon le Recensement et **154 534 titulaires** de revenus en 1995 dans la base de sondage au moment de la sélection de l'échantillon.

- il est possible qu'un nombre indéterminé de fonctionnaires internationaux ou de cadres et employés liés à un système de sécurité social étranger soient présents dans les ménages observés.
2. Les estimations produites à partir des échantillons du panel s'appliquent à une population qui ne correspond pas à l'ensemble des ménages privés recensés par l'institut de statistiques (contient d'autres résidants).
 3. Toute comparaison est donc sujette à caution, même s'il est facile de montrer que bon nombre d'estimations du panel correspondent effectivement aux chiffres annoncés par le STATEC. Nous en proposons ci-dessous quelques exemples.

Confrontation des résultats de l'enquête (1995) et des statistiques du STATEC (1991)

1. MENAGES

1.1 Distribution par canton de résidence

Cantons	Recensement 1991	Echantillon pondéré 1995
Luxembourg ville	23.2	20.5
Capellen	7.6	7.7
Esch - sur - Alzette	30.6	32.9
Luxembourg campagne	10.5	9.6
Mersch	4.4	4.7
Clervaux	2.4	2.3
Diekirch	5.4	5.4
Redange	2.5	3.2
Vianden	0.6	0.5
Wiltz	2.4	2.4
Echternach	2.8	3.4
Grevenmacher	4.3	4.7
Remich	3.2	2.7
Total	100.0	100.0

1.2 Distribution selon la taille du ménage

Nombre de personnes	Recensement 1991	Echantillon pondéré 1995
1	25.5	26.4
2	28.3	29.5
3	19.6	17.4
4	17.3	18.0
5	6.3	6.2
6	2.0	1.9
7	0.5	0.4
8	0.2	0.2
9	0.2	0.1
10	0.1	0.0
Total	100.0	100.0

2. INDIVIDUS MEMBRES DES MENAGES

2.1. Répartition par sexe

Sexe	Recensement 1991 (1)	Echantillon pondéré 1995
masculin	48.9	48.9
féminin	51.1	51.1
Total	100.0	100.0

(1) Sans les fonctionnaires internationaux conformément
à la composition de l'échantillon

2.2 Répartition par sexe et état civil

Sexe et état civil	Recensement 1991	Echantillon pondéré 1995
Homme célibataire	21.5	22.7
Homme marié	24.5	23.4
Homme divorcé	1.8	1.4
Homme veuf	1.3	1.4
Femme célibataire	18.7	19.9
Femme mariée	23.9	23.1
Femme divorcée	2.1	2.0
Femme veuve	6.2	6.2
Total	100.0	100.0

2.3 Répartition par nationalité et sexe

Nationalité et sexe	Recensement 1991	Echantillon pondéré 1995
Luxembourgeois homme	33.9	35.2
Luxembourgeoise femme	36.1	36.7
Etranger (C.E.E.*) homme	13.3	11.5
Etrangère (C.E.E.*) femme	13.1	11.8
Autres pays homme	1.8	2.1
Autres pays femme	1.8	2.6
Total	100.0	100.0

(*) 12 pays

2.4 Répartition par générations

Génération	Recensement 1991 (1)	Echantillon pondéré 1995	Echantillon 1995 - 4 ans
0 à 9 ans	11.9	13.6	14.4
10 à 19 ans	11.2	11.4	12.9
20 à 29 ans	16.1	15.0	17.0
30 à 39 ans	16.3	16.2	15.8
40 à 49 ans	13.2	13.5	13.3
50 à 59 ans	11.3	11.4	11.4
60 à 69 ans	9.8	10.6	9.7
70 à 79 ans	5.9	5.9	4.4
80 à 89 ans	2.8	2.2	1.0
90 ans et plus	0.3	0.2	0.1
sans indicat.	1.2	-	-
Total	100.0	100.0	100.0

(1) Sans les fonctionnaires internationaux

2.5 Répartition par cantons de résidence

Cantons	Recensement 1991	Echantillon pondéré 1995
Luxembourg ville	19.7	17.3
Capellen	8.3	8.4
Esch - sur - Alzette	30.3	32.7
Luxembourg campagne	10.9	9.8
Mersch	5.0	5.1
Clervaux	2.6	2.5
Diekirch	6.1	5.8
Redange	2.9	3.8
Vianden	0.7	0.4
Wiltz	2.5	2.7
Echternach	3.0	3.6
Grevenmacher	4.7	4.8
Remich	3.4	3.0
Total	100.0	100.0

2.6 Répartition par cantons de résidence et par sexe

Cantons	Rect. 91 Homme	Ech.95 Homme	Rect. 91 Femme	Ech.95 Femme
Luxembourg ville	19.2	16.8	20.2	17.8
Capellen	8.4	8.6	8.1	8.2
Esch - sur - Alzette	30.3	32.7	30.3	32.7
Luxembourg campagne	10.9	9.6	10.8	10.0
Mersch	5.1	5.0	4.9	5.1
Clervaux	2.7	2.7	2.6	2.2
Diekirch	6.2	5.9	5.9	5.8
Redange	2.9	3.6	2.9	4.0
Vianden	0.7	0.4	0.7	0.4
Wiltz	2.5	2.9	2.4	2.6
Echternach	3.0	3.6	3.1	3.6
Grevenmacher	4.7	4.9	4.7	4.7
Remich	3.4	3.3	3.4	2.8
Total	100.0	100.0	100.0	100.0

2.7 Répartition par cantons de résidence et par nationalité

Cantons	Rect. 91 Lux.	Ech.95 Lux.	Rect. 91 Autres	Ech.95 Autres
Luxembourg ville	15.4	16.8	29.8	27.7
Capellen	8.4	8.6	7.8	6.1
Esch - sur - Alzette	31.9	32.7	26.1	30.7
Luxembourg campagne	10.2	9.6	12.1	9.8
Mersch	5.2	5.0	4.4	5.4
Clervaux	3.2	2.7	1.4	1.9
Diekirch	6.4	5.9	5.1	3.6
Redange	3.5	3.6	1.5	3.3
Vianden	0.8	0.4	0.6	0.1
Wiltz	3.0	2.9	1.4	1.5
Echternach	3.3	3.6	2.4	3.0
Grevenmacher	5.1	4.9	3.7	3.3
Remich	3.6	3.3	2.7	3.5
Total	100.0	100.0	100.0	100.0