

Direction des Statistiques Démographiques et Sociales
Unité des Etudes Démographiques et Sociales
Division des Enquêtes et de Etudes Démographiques

NOTE

Dossier suivi par :
Blanpain Nathalie
Tél. : 01 41 17 65 49
Mél : nathalie.blanpain@insee.fr

Paris, le 18 janvier 2013
N°137/DG75-F170/

Objet : Calcul des pondérations de l'enquête Famille et Logements

DESTINATAIRES : Pascal Ardilly, Alexandre Lebrere, Marie Acs, Thibaut De Saint Pol, Bertrand Lhommeau, Emmanuelle Crenner, Nathalie Couleaud, Marie-Michelle Legrand, Pauline Domingo, Estelle Bailly, Loïc Trabut, Laurent Toulemon, Julie Chapon, Christophe Imbert, Wilfried Rault, Emma Davie, Christine Gonzalez-Demichel, Nathalie Blanpain, Aude Lapinte, Liliane Lincot, Chantal Rebiscoul, Florent Boudjeema, Guillemette Buisson, Xavier Niel, Pascale Breuil

1. La pondération initiale avant traitement de la non réponse et calage

La pondération initiale (poidsini) est le produit de 5 pondérations (cf. note n°348/ DG75-F410 pour la constitution de l'échantillon).

poids1 = pondération liée à la sélection de commune. **Ce poids est identique pour toutes les personnes de la commune.**

poids2 = pondération liée au choix des grappes dans la commune. Les grappes sont tirées de manière aléatoire dans la commune quelle que soit leur taille comme cela est fait au RP (par exemple, poids2=3/2 si deux grappes sont tirées parmi trois dans la commune). En effet, les tailles des grappes sont relativement homogènes et on ne connaissait pas exactement ces tailles au moment du tirage de l'échantillon. **Ce poids est identique pour toutes les personnes de la commune.**

poids3 = pondération liée au choix de la grappe dans le passage du budget de 1,5 million à 1,35 million d'euros (cf. note n°1134/DG75-F410). **Ce poids est identique pour toutes les personnes de la commune.**

poids4 = pondération liée à l'affectation homme femme. Le poids4 correspond à l'inverse de la probabilité de tirage des grappes hommes ou femmes parmi les grappes d'une région et d'un type de commune (grande ou petite). **Ce poids est identique pour toutes les femmes de la commune et tous les hommes de la commune.** Il est identique par région et taille de commune.

poids5 = pondération liée au fait d'être recensé en 2011. Il s'agit de la variable poids de l'ear 2011 (POIDS_EA).

$$Poidsini = poids1 * poids2 * poids3 * poids4 * poids_EA$$

1.1 les changements de géographie entre 2006 et 2011

20 % des répondants EFL se trouvent dans un district dont l'identifiant n'est pas présent dans l'échantillon initial (29 % en petite commune et 6 % en grande commune). Cela ne signifie pas nécessairement que la zone de collecte a été modifiée. Par exemple, un district a pu être découpé en deux, ce qui explique le changement d'identifiant.

Certains Iris/districts ont notamment été modifiés par les directions régionales car la grappe des iris/districts n'était pas contiguë ou était trop étendue. D'autre part, l'échantillon EFL a été tiré dans les IRIS 2000, c'est à dire avant leur modification en 2008, ce qui a également occasionné des modifications d'Iris/districts. Mais la majorité des cas s'explique par le redécoupage des districts en petite commune conformément aux recommandations du recensement.

La composante du poids initial affectée par ces changements de géographie est le poids2. Il est possible de recalculer cette composante afin de calculer un poids initial pour l'ensemble des répondants EFL concernés par ces changements.

Par exemple, dans une ville, en 2006, on avait :

Identifiants des districts présents dans la base de sondage 2006	Identifiants des districts tirés en 2006	Identifiants des grappes présentes dans la base de sondage 2006	Poids2 (2 grappes tirées parmi 3)
06	06	2065	3/2=1,5
07	07	2064	3/2=1,5
08		2066	
09		2066	

Finalement, en 2011, on a :

Identifiants des districts présents dans l'ear 2011	Identifiants des districts dans l'efl 2011	Nombre de personnes dans l'ear 2011	Méthode 0 Poids2 (on suppose que la grappe a été remplacée par une grappe de taille équivalente)	Méthode 1 Poids2 (tirage de grappes calé sur la taille de la population)
06	06	501	3/2=1,5	2365/(501+551+313)=1,73
09		174		
10		512		
11		135		
12	12	551	3/2=1,5	2365/(501+551+313)=1,73
13	13	313	3/2=1,5	2365/(501+551+313)=1,73
14		179		
total		2365		



La méthode 1 est a priori préférable en termes de biais dans la mesure où elle permet de se prémunir contre le fait d'avoir tiré des petites ou des grandes grappes. Mais, elle disperse davantage les poids que la méthode 0. Elle entraîne une dispersion du poids initial importante de 4,16 à 1274 (médiane à 91), contre de 3,45 à 460 (médiane à 82) pour la méthode 0.

Méthode 0

Quantile	Estimate
100% Max	460.28750
99%	300.75279
95%	214.64692
90%	172.87525
75% Q3	130.56717
50% Median	82.51720
25% Q1	62.05956
10%	46.67957
5%	31.71064
1%	22.58971
0% Min	3.45652

Méthode 1

100% Max	1274.61308
99%	392.52561
95%	255.71244
90%	195.32562
75% Q3	135.60278
50% Median	90.27309
25% Q1	60.88296
10%	44.81826
5%	30.34684
1%	19.98022
0% Min	4.11646

On propose de retenir la méthode 0.

1.2 les modifications Homme/Femme pour certains districts

Des modifications Homme/Femme pour certains districts sont intervenues pendant la collecte. Par exemple, dans un district initialement prévu pour les hommes, les femmes ont été interrogées et inversement (1663 questionnaires sont dans ce cas, soit 0,5 %).

Le poids4 correspond à l'inverse de la probabilité de tirage des grappes hommes ou femmes parmi les grappes d'une région et d'un type de commune (grande ou petite). Par exemple, dans les grandes communes de la région Picardie (17 grappes sont attribuées aux femmes parmi 27 grappes). Ce poids est identique pour tous les hommes d'une commune et pour toutes les femmes d'une commune.

Les modifications homme/femme de districts sont très rares. De plus, dans la plupart des cas, il s'agit d'une modification d'un seul district à l'intérieur d'une grappe. De ce fait, les changements ne concernant pas tous les districts et dans un souci de simplification compte-tenu du faible nombre de cas (et des redressements/calages extérieurs), on garde pour tous les hommes le poids4 des hommes de la commune et pour toutes les femmes le poids4 des femmes de la commune.



1.3 Résultats

Variable: poidsini=poids1*poids2*poids3*poids4*poids_EA

The UNIVARIATE Procedure
Variable: poidsfin2

Moments

N	359669	Sum Weights	359669
Mean	101.163963	Sum Observations	36385541.3
Std Deviation	57.1934217	Variance	3271.08748
Skewness	1.52761663	Kurtosis	3.40261384
Uncorrected SS	4857411044	Corrected SS	1176505492
Coeff Variation	56.535371	Std Error Mean	0.09536622

Quantiles (Definition 5)

Quantile	Estimate
100% Max	460.28750
99%	300.75279
95%	214.64692
90%	172.87525
75% Q3	130.56717
50% Median	82.51720
25% Q1	62.05956
10%	46.67957
5%	31.71064
1%	22.58971
0% Min	3.45652

Le poids initial avant redressement de la non-réponse et avant calage s'étale de 3,45 à 460.

En pondérant avec ce poids initial méthode 0, on a 36 385 541 adultes en ménages ordinaires vivant en France métropolitaine en 2011, soit 76,5 % des individus de l'ear (on trouve 47 592 431 adultes en ménages ordinaires vivant en France métropolitaine dans l'EAR 2011).

Le taux de réponse à l'efl est de 84 % parmi les individus recensés.

Par ailleurs 7 % des communes n'ont pas signé la convention

Les 76,5 % sont donc proche du taux attendu ($93\% \times 84\% = 78\%$).

La répartition par sexe dans l'EFL pondérée par les poids initiaux méthode 0 est la suivante :

SEXE_X	Frequency	Percent	Cumulative Frequency	Cumulative Percent
1	17307337	47.57	17307337	47.57
2	19078204	52.43	36385541	100.00



La répartition par sexe dans l'EAR est quant à elle :

SEXE_X	Frequency	Percent	Cumulative Frequency	Cumulative Percent
1	22657664	47.63	22657664	47.63
2	24916429	52.37	47574093	100.00

Frequency Missing = 18337.808588

La répartition par région dans l'EFL pondérée par les poids initiaux méthode 0 est la suivante :

REG_CODE	Frequency	Percent	Cumulative Frequency	Cumulative Percent
11	6191360	17.01	6191360	17.01
21	819680.7	2.25	7011041	19.27
22	1050101	2.89	8061142	22.15
23	1029888	2.83	9091030	24.98
24	1485392	4.08	10576422	29.07
25	939194.1	2.58	11515616	31.65
26	1109425	3.05	12625042	34.70
31	2280266	6.27	14905308	40.96
41	1583654	4.35	16488962	45.31
42	1200332	3.30	17689294	48.61
43	792589.1	2.18	18481883	50.79
52	2134138	5.86	20616021	56.66
53	2192550	6.03	22808571	62.68
54	1149134	3.16	23957704	65.84
72	1923296	5.29	25881000	71.12
73	1663405	4.57	27544405	75.70
74	452308.2	1.24	27996713	76.94
82	3391769	9.32	31388482	86.26
83	841573.2	2.31	32230055	88.57
91	1596874	4.39	33826929	92.96
93	2404946	6.61	36231875	99.57
94	156599.2	0.43	36388474	100.00

La répartition par région dans l'EAR est quant à elle :

REG_CODE	Frequency	Percent	Cumulative Frequency	Cumulative Percent
11	8806602	18.50	8806602	18.50
21	1019468	2.14	9826070	20.65
22	1419926	2.98	11245996	23.63
23	1370939	2.88	12616935	26.51
24	1945836	4.09	14562770	30.60
25	1109171	2.33	15671942	32.93
26	1256602	2.64	16928544	35.57
31	3007414	6.32	19935957	41.89
41	1794528	3.77	21730486	45.66
42	1418112	2.98	23148597	48.64
43	881501.1	1.85	24030099	50.49
52	2682158	5.64	26712256	56.13
53	2453729	5.16	29165985	61.28
54	1366017	2.87	30532003	64.15
72	2494656	5.24	33026659	69.39
73	2208512	4.64	35235171	74.04
74	573181.3	1.20	35808352	75.24



82	4691149	9.86	40499501	85.10
83	1045378	2.20	41544880	87.29
91	2037765	4.28	43582645	91.57
93	3761128	7.90	47343774	99.48
94	248657.6	0.52	47592431	100.00

Les pondérations initiales corrigent bien la répartition hommes/ femmes et la répartition régionale.

2. Traitement de la non-réponse communale

On applique à la composante poids1 du poids initial, un coefficient correctif afin de tenir compte de la non-réponse communale. Ce coefficient correctif est le même par strate, c'est à dire par région, taille de commune (grande, petite) et par type de commune (systématique, exhaustive ou partielle). Cette méthode permet de garder la même somme de poids qu'initialement.

$$Poids1\ corrigé = Poids1 * \frac{\sum Poids\ I\ de\ l'\ ensemble\ des\ communes\ de\ la\ strate}{\sum Poids\ I\ des\ communes\ répondantes\ de\ la\ strate}$$

Quantiles (Definition 5)

Quantile	Estimate
100% Max	540.43243
99%	345.16964
95%	230.75622
90%	201.04733
75% Q3	140.87420
50% Median	88.42864
25% Q1	66.31563
10%	49.88756
5%	31.82288
1%	22.59485
0% Min	3.45652

3. Traitement de la non-réponse individuelle à l'efl/ear

Les non-répondants à l'Efl ont les caractéristiques habituelles des non-répondants aux enquêtes ménage. Il s'agit des hommes, des moins de 25 ans, des plus de 90 ans, des immigrés, des étudiants, des chômeurs, des non diplômés.

Le champ des individus de l'efl sont les adultes vivant en ménage ordinaire, dont le sexe correspond à celui du questionnaire distribué et apparié à l'ear. Se limiter aux individus appariés permet en particulier d'éliminer les doubles comptes. 40 % des individus non appariés ne vivent pas dans le logement toute l'année ou presque. Ce sont notamment les enfants majeurs logés ailleurs pour leurs études qui ne remplissent pas de bulletins individuels, mais qui ont pu remplir un questionnaire efl. De plus, les non-appariés sont moins bien renseignés (10 % n'ont pas rempli l'âge, contre 0,2 % pour les appariés ; 10 % n'ont pas rempli TPS, contre 4,7 % pour les appariés).



	Taux de réponse
Ensemble	83,8
Sexe	
Homme	82,4
Femme	84,5
Age	
18-24 ans	77,9
25-29 ans	82,4
30-39 ans	85,1
40-49 ans	85,1
50-59 ans	84,6
60-69 ans	85,0
70-79 ans	85,0
80-89 ans	82,4
90 ans et plus	77,8
Mode de cohabitation	
Enfant d'un couple	75,3
Enfant d'une famille monoparentale	73,5
Adulte d'un couple sans enfant	87,1
Adulte d'un couple avec enfant(s)	88,5
Adulte d'une famille monoparentale	83,7
Personne vivant hors famille dans un ménage de plusieurs personnes	75,0
Personne vivant seule	80,9
Dernier diplôme obtenu	
Pas de scolarité	69,9
Aucun diplôme mais scolarité jusqu'en école primaire ou au collège	82,2
Aucun diplôme mais scolarité au-delà du collège	81,5
CEP (certificat d'études primaires)	85,5
BEPC, brevet élémentaire, brevet des collèges	83,1
CAP, brevet de compagnon	85,4
BEP	85,2
Baccalauréat général, brevet supérieur	81,3
Baccalauréat technologique ou professionnel, brevet professionnel ou de technicien, BEA, BEC, BEI, BEH, capacité en droit	85,3
Diplôme de 1er cycle universitaire BTS, DUT, diplôme des professions sociales ou de la santé, d'infirmier(ère)	85,1
Diplôme de 2° ou 3° cycle universitaire (y compris médecine, pharmacie, dentaire), diplôme d'ingénieur, d'une grande école,	83,4



doctorat, etc.	
Situation principale	
Emploi	85,1
Apprentissage	79,1
Étude	76,0
Chômage	81,0
Retraite ou préretraite	84,8
Femme ou homme au foyer	82,6
Autre situation	78,7
Indicateur de la qualité d'immigré	
Immigré - pays de naissance dans UE	80,9
Immigré - pays de naissance hors UE	74,3
Non immigré	84,6
Année d'arrivée en France	
1900-1979	81,0
1980-1989	79,4
1990-1999	77,5
2000-2011	76,3
Individu né en France (métropole, DOM ou TOM)	84,7
Code région	
Île-de-France	79,3
Champagne-Ardenne	83,2
Picardie	87,9
Haute-Normandie	84,0
Centre	80,0
Basse-Normandie	85,2
Bourgogne	90,3
Nord-Pas-de-Calais	88,1
Lorraine	90,1
Alsace	85,2
Franche-Comté	86,5
Pays de la Loire	89,6
Bretagne	90,1
Poitou-Charentes	83,3
Aquitaine	82,1
Midi-Pyrénées	87,0
Limousin	81,2
Rhône-Alpes	83,3
Auvergne	80,4



Languedoc-Roussillon	84,6
Provence-Alpes-Côte d'Azur	74,8
Corse	65,1
Catégorie sociale	
Agriculteur	91,3
Artisan	83,5
Cadre	84,8
Profession intermédiaire	86,2
Employé	85,6
Ouvrier	84,2
Retraité	85,3
Inactif	78,6
Nombre de personnes dans le logement	
1	79,9
2	85,2
3	84,5
4	85,8
5	84,0
6	79,9
Taille d'unité urbaine	
0	89,1
1	87,9
2	85,7
3	80,7
4	79,3
5	83,1
6	80,1
7	81,3
8	79,4
Nombre d'enfants âgés de 18 ans ou moins	
0	85,7
1	85,6
2	88,1
3	86,7
4	84,7
5	82,6
6	85,7



On calcule pour chaque individu la probabilité de répondre à l'efl parmi les individus de l'ear faisant partie de l'échantillon. Les non-répondants sont soit des non-répondants à l'efl et à l'ear (les individus des FLNE sont imputés dans l'ear), soit des non-répondants à l'efl qui ont répondu à l'ear. Ce calcul est réalisé à l'aide d'une régression logistique.

On n'introduit pas la variable être ou non dans un district qui a bien répondu comme variable explicative car les taux de réponse sont très faibles dans certains districts et cela disperse beaucoup trop les poids.

On utilise finalement comme variables explicatives de la non-réponse : le sexe, l'âge, le mode de cohabitation, le diplôme, la situation vis à vis de l'emploi, l'indicateur de la qualité d'immigré, la région (région parisienne, bassin parisien, nord, est, ouest, sud-ouest, centre-est, méditerranée), la taille d'unité urbaine

Parameter	DF	Standard		Wald	Pr > ChiSq
		Estimate	Error	Chi-Square	
Intercept	1	1.1211	0.0146	5886.1755	<.0001
SEXE_X 1	1	-0.0534	0.00475	126.4658	<.0001
age2 1824	1	-0.0408	0.0150	7.3872	0.0066
age2 2529	1	-0.0115	0.0144	0.6332	0.4262
age2 3039	1	0.0636	0.0112	32.0242	<.0001
age2 4049	1	0.0210	0.0110	3.6894	0.0548
age2 5059	1	-0.00432	0.0110	0.1537	0.6950
age2 6069	1	0.0245	0.0122	4.0195	0.0450
age2 7079	1	0.0603	0.0144	17.6429	<.0001
moco_r2 0enfant	1	-0.2421	0.0139	301.3789	<.0001
moco_r2 1couple	1	0.4040	0.00879	2111.5289	<.0001
moco_r2 2orsfam	1	-0.2181	0.0143	232.6775	<.0001
dipl2 0passco	1	-0.2851	0.0218	171.0982	<.0001
dipl2 1colleg	1	0.0755	0.0131	33.4044	<.0001
situat_r2 0emploi	1	0.0768	0.00657	136.7033	<.0001
immi2 0 ue	1	-0.00055	0.0168	0.0011	0.9737
immi2 1 hors ue	1	-0.1920	0.0135	201.5386	<.0001
zeat 1	1	-0.0879	0.00847	107.5615	<.0001
zeat 2	1	0.3139	0.0184	290.6298	<.0001
zeat 3	1	0.1746	0.0126	191.9686	<.0001
zeat 4	1	0.0385	0.00942	16.7238	<.0001
zeat 5	1	-0.1669	0.0123	184.0312	<.0001
tu992 0petite uu	1	0.2578	0.00683	1426.6417	<.0001
tu992 1moyen uu	1	-0.1302	0.00695	350.8828	<.0001

Le modèle permet d'estimer les taux de réponse individuels. Afin de ne pas disperser trop les poids, on regroupe les taux des 20% les moins élevées à la valeur médiane du groupe. Les autres taux de réponse (les 80 % les plus élevés) ne sont pas regroupés, on utilise le taux donné par le modèle.

Le poids des individus après prise en compte de la non-réponse communale est ensuite multiplié par l'inverse du taux de réponse individuel

Quantiles (Definition 5)

Quantile	Estimate
100% Max	667.81671
99%	421.85704
95%	275.96913



90%	229.94760
75% Q3	161.34291
50% Median	104.38061
25% Q1	76.09410
10%	57.34342
5%	38.09254
1%	26.50475
0% Min	4.27125

4. Calage des individus

$$Poids_adulte_avant_calage = \frac{Poids1_corrigé * Poids2 * Poids3 * Poids4 * Poids_ea}{Taux_de_réponse_individuel}$$

On souhaite que tous les individus répondants EFL du ménage aient le même poids. On calcule le poids moyen des personnes répondantes dans le ménage :

$$Poids_moyen_adulte_avant_calage = \sum_{i=1}^n \frac{Poids_adulte_avant_calage}{n}$$

n= nombre de personnes répondantes du ménage

A partir du poids moyen adulte avant calage, on réalise un calage sur marge. Les marges sont calculées sur le champ des adultes (nés avant 1993) en ménage ordinaire vivant en France métropolitaine et recensés dans l'ear 2011.

Le calage est réalisé à partir d'un fichier ménage. On remonte au niveau ménage les informations sur le nombre d'individus et leurs caractéristiques.

Les variables utilisées pour le calage sont issues de l'ear. Par exemple pour le nombre d'enfants de l'individu, il s'agit du nombre d'enfants de l'ear et non du nombre d'enfants du tableau 13 de l'efl.

Les ear 2008 2009 et 2010 ont été comparées au niveau régional.

Les marges par sexe et âge sont obtenues en se calant sur le niveau de la pyramide des âges en ménages ordinaires du bilan démographique (soit 47 819 464 personnes âgées de 18 ans et plus en ménage ordinaire en France métropolitaine) et avec la structure par âge et sexe de l'ear 2011.

Après le calage, on dispose d'un POIDS_IND

Les poids ont été tronqués avant calage à 99% par sous-groupe Homme/Femme afin de limiter la dispersion des poids.



Les marges du calage sont :

Au niveau national,

- **le sexe * l'âge (regroupé par tranche de 2 ans) de l'ear 2011**
- **la région (Paris est distingué du reste de l'Ile de France, la Corse est regroupée avec PACA)**
- **le nombre d'enfant dans la famille (0,1,2,3 et plus)**
- **le sexe*le mode de cohabitation détaillé**
- **le nombre d'adultes du ménage (0,1,2,3,4,5 et plus)**
- **la qualité d'immigré (non immigré, immigré de l'UE, immigré hors UE)**

Au niveau régional,

- **le sexe * l'âge regroupé (par tranche de 10 ans, 18-29 ans, 30-39 ans, 40-49 ans, ..., 80 ans et plus)**
- **mode de cohabitation (enfant, couple sans enfant*sexe, couple avec enfant*sexe, monoparental, seul, hors famille)**
- **le diplôme (aucun diplôme, cep à bep, baccalauréat, diplôme universitaire)**
- **la qualité d'immigré (non immigré, immigré)**

Le nombre total d'individus est 47 819 464.



 *** Paramètres de la macro ***

Table en entrée DATA = EFL5
 Pondération initiale POIDS = POIDS_MOYEN3
 Pondération Qk PONDQK = __UN
 Identifiant IDENT = CABFL

Table des marges DATAMAR = MARGES
 Marges en pourcentages PCT = NON
 Effectif de la population EFFPOP =

Méthode utilisée M = 3
 Borne inférieure LO = 0.3
 Borne supérieure UP = 1.55
 Seuil d'arrêt SEUIL = 0.0001
 Nombre maximum d'itérations MAXITER = 15

Table contenant la pond. finale DATAPOI = POIDSF
 Mise à jour de la table DATAPOI MISAJOUR = OUI
 Pondération finale POIDSFIN = POIDSFIN0
 Label de la pondération finale LABELPOI =
 Contenu de la table DATAPOI CONTPOI = OUI

Edition des poids EDITPOI = NON
 Statistiques sur les poids STAT = OUI

Contrôles CONT = OUI
 Table contenant les obs. éliminées OBSELI = NON
 Notes SAS NOTES = NON

Comparaison entre les marges tirées de l'échantillon (avec la pondération initiale)
 et les marges dans la population (marges du calage)

Variable	Modalité ou variable	Marge échantillon	Marge population	Pourcentage échantillon	Pourcentage population
VAR.NUM	DIPL111	1096417.54	1163698.34	.	.
	DIPL112	2159656.38	2140096.50	.	.
	DIPL113	1238239.05	1350953.05	.	.
	DIPL211	197582.56	188803.26	.	.
	DIPL212	484607.75	459843.78	.	.
	DIPL213	191081.31	171048.92	.	.
	DIPL221	294645.08	290825.83	.	.
	DIPL222	607951.15	612504.62	.	.
	DIPL223	224228.58	231237.54	.	.
	DIPL231	258579.75	261059.47	.	.
	DIPL232	595364.99	592830.77	.	.
	DIPL233	230611.13	234432.60	.	.
	DIPL241	324327.61	306559.25	.	.
	DIPL242	900478.56	885739.43	.	.
	DIPL243	309843.71	334632.02	.	.
	DIPL251	206476.53	200534.63	.	.
	DIPL252	537741.57	506434.62	.	.
	DIPL253	189335.38	181566.78	.	.
	DIPL261	260670.17	213531.21	.	.
	DIPL262	667909.16	581557.41	.	.
	DIPL263	235722.66	205950.48	.	.
	DIPL311	599535.48	541954.31	.	.
	DIPL312	1331030.54	1260794.12	.	.
	DIPL313	567209.42	538379.57	.	.
	DIPL411	355134.34	338337.99	.	.
	DIPL412	845092.84	771352.37	.	.
	DIPL413	330820.35	304608.17	.	.



VAR. NUM

DIPL421	239386.57	247339.22	.	.
DIPL422	581992.71	568622.53	.	.
DIPL423	247437.87	242393.41	.	.
DIPL431	152841.69	145151.07	.	.
DIPL432	439018.31	394755.70	.	.
DIPL433	169494.39	147708.19	.	.
DIPL521	412648.91	391392.80	.	.
DIPL522	1211469.34	1183427.58	.	.
DIPL523	494706.43	481332.94	.	.
DIPL531	323001.26	274418.67	.	.
DIPL532	1284879.26	1070607.88	.	.
DIPL533	560643.36	475477.83	.	.
DIPL541	212324.56	221540.65	.	.
DIPL542	646726.90	620962.04	.	.
DIPL543	230299.26	235429.32	.	.
DIPL721	333255.48	368400.35	.	.
DIPL722	989294.85	1056967.42	.	.
DIPL723	431695.58	456485.02	.	.
DIPL731	302524.28	299859.70	.	.
DIPL732	920890.75	874352.87	.	.
DIPL733	437922.67	419205.57	.	.
DIPL741	73490.80	77143.91	.	.
DIPL742	255519.53	268770.15	.	.
DIPL743	96937.54	103964.10	.	.
DIPL751	187821.48	202731.32	.	.
DIPL752	275070.18	282071.82	.	.
DIPL753	306085.03	313985.99	.	.
DIPL821	642073.52	719645.03	.	.
DIPL822	1610291.57	1805618.04	.	.
DIPL823	745071.58	857480.27	.	.
DIPL831	138185.89	146374.35	.	.
DIPL832	478305.95	486481.46	.	.
DIPL833	197301.88	185994.07	.	.
DIPL911	341648.38	346356.70	.	.
DIPL912	808165.52	787235.67	.	.
DIPL913	410849.59	395823.50	.	.
DIPL931	598806.28	688976.72	.	.
DIPL932	1341801.13	1494427.40	.	.
DIPL933	643428.32	774798.94	.	.
F111829	699969.12	761008.33	.	.
F113039	672879.88	701153.83	.	.
F114049	646734.56	697992.98	.	.
F115059	563761.12	607451.50	.	.
F116069	398309.95	420892.75	.	.
F117079	259344.07	281798.15	.	.
F20	632487.42	714155.01	.	.
F218099	40376.12	41881.55	.	.
F22	709544.10	731537.70	.	.
F221829	106487.32	132609.23	.	.
F223039	103265.64	120974.70	.	.
F224049	114963.61	131898.71	.	.
F225059	115337.88	129631.77	.	.
F226069	90533.26	98463.05	.	.
F227079	63244.41	71531.63	.	.
F231829	137961.73	132991.41	.	.
F233039	129922.89	115385.82	.	.
F234049	144854.76	124711.50	.	.
F235059	136595.35	125104.44	.	.
F236069	111576.15	98157.39	.	.
F237079	83188.55	72964.32	.	.
F24	738608.99	731870.40	.	.
F241829	172462.34	164857.68	.	.
F243039	158060.55	155903.14	.	.
F244049	187301.86	170819.22	.	.
F245059	193865.91	175816.55	.	.
F246069	150460.90	147707.21	.	.



	F247079	117551.20	109737.62	.	.
VAR . NUM	F251829	90420.17	91887.98	.	.
	F253039	87649.04	83748.94	.	.
	F254049	101589.85	96936.98	.	.
	F255059	101710.11	102707.69	.	.
	F256069	84477.77	84097.51	.	.
	F257079	70044.10	66736.46	.	.
	F26	743745.16	752791.90	.	.
	F261829	134467.04	98166.15	.	.
	F263039	120397.61	96158.59	.	.
	F264049	125900.78	110260.08	.	.
	F265059	129779.65	111779.91	.	.
	F266069	113717.14	99550.02	.	.
	F267079	89759.26	77657.12	.	.
	F28	748834.67	740835.08	.	.
	F30	813479.57	798845.94	.	.
	F311829	318896.77	320836.43	.	.
	F313039	284459.55	264527.98	.	.
	F314049	282811.28	270267.56	.	.
	F315059	277659.46	267783.28	.	.
	F316069	208400.00	199244.09	.	.
	F317079	160786.46	154288.61	.	.
	F32	817946.89	789705.76	.	.
	F34	769043.99	758891.24	.	.
	F36	762252.11	760637.03	.	.
	F38	840833.97	844864.77	.	.
	F40	903370.56	904201.77	.	.
	F411829	179028.91	168805.65	.	.
	F413039	165656.56	144420.95	.	.
	F414049	188757.60	164550.89	.	.
	F415059	182430.36	164087.36	.	.
	F416069	137635.61	123170.28	.	.
	F417079	112243.53	96957.14	.	.
	F42	861842.19	874398.97	.	.
	F421829	139165.63	137936.53	.	.
	F423039	125340.92	124393.11	.	.
	F424049	133123.72	136091.13	.	.
	F425059	128094.89	126564.01	.	.
	F426069	91104.81	92319.68	.	.
	F427079	66774.51	70586.91	.	.
	F431829	90883.19	77274.69	.	.
	F433039	84880.29	71503.43	.	.
	F434049	90124.38	79543.24	.	.
	F435059	85756.58	78269.14	.	.
	F436069	71477.95	64283.12	.	.
	F437079	53212.91	48353.06	.	.
	F44	871024.27	855453.50	.	.
	F46	880557.95	880231.92	.	.
VAR . NUM	F48	899539.10	893500.22	.	.
	F50	847568.34	862764.10	.	.
	F52	864352.86	856277.91	.	.
	F521829	275636.34	241490.94	.	.
	F523039	234612.45	226489.27	.	.
	F524049	233647.94	243522.55	.	.
	F525059	235757.78	235648.08	.	.
	F526069	185525.92	190942.76	.	.
	F527079	136427.93	143676.76	.	.
	F531829	228687.62	207337.58	.	.
	F533039	229998.81	200839.51	.	.
	F534049	262162.43	217371.55	.	.
	F535059	251291.06	217294.22	.	.
	F536069	209584.04	181184.25	.	.
	F537079	160414.68	145379.49	.	.
	F54	833096.25	840294.05	.	.
	F541829	101214.36	105898.08	.	.
	F543039	105265.21	102137.19	.	.



VAR.NUM

F544049	124857.44	117571.15	.	.
F545059	136692.74	125447.58	.	.
F546069	116798.50	110267.50	.	.
F547079	89455.18	81641.31	.	.
F56	832103.48	840261.43	.	.
F58	800060.97	825444.16	.	.
F60	837031.91	827100.22	.	.
F62	866066.88	840365.93	.	.
F64	806250.23	814538.11	.	.
F66	676804.34	682271.25	.	.
F68	562043.02	572375.87	.	.
F70	486437.62	498133.68	.	.
F72	501894.26	505816.22	.	.
F721829	176125.95	209865.72	.	.
F723039	167910.43	200440.07	.	.
F724049	195373.99	222076.75	.	.
F725059	180427.91	223426.29	.	.
F726069	164517.31	195471.44	.	.
F727079	123961.14	142076.08	.	.
F731829	196000.90	190088.99	.	.
F733039	175122.73	174609.67	.	.
F734049	195369.33	200489.52	.	.
F735059	199251.77	192802.26	.	.
F736069	160382.52	160105.13	.	.
F737079	117703.04	124955.20	.	.
F74	510930.19	511863.80	.	.
F741829	39156.64	43726.42	.	.
F743039	34589.89	39435.51	.	.
F744049	44118.85	49768.82	.	.
F745059	44964.82	52572.92	.	.
F746069	40036.72	46225.48	.	.
F747079	30911.76	38493.89	.	.
F751829	239114.32	245445.03	.	.
F753039	173383.48	183744.11	.	.
F754049	144622.48	151321.84	.	.
F755059	136343.62	139653.46	.	.
F756069	111713.07	116270.42	.	.
F757079	76223.24	76496.22	.	.
F76	503017.06	510425.18	.	.
F78	496795.73	502008.13	.	.
F80	472552.03	486365.92	.	.
F82	448853.48	454291.31	.	.
F821829	419629.15	450182.85	.	.
F823039	412551.47	413041.10	.	.
F824049	424316.49	439267.41	.	.
F825059	376078.20	399263.59	.	.
F826069	312761.38	329363.49	.	.
F827079	204036.00	233768.76	.	.
F831829	81924.53	82561.39	.	.
F833039	87174.79	77181.03	.	.
F834049	99138.37	91695.61	.	.
F835059	98988.90	93298.22	.	.
F836069	87117.74	83696.48	.	.
F837079	66126.53	66774.75	.	.
F84	384644.98	391331.19	.	.
F86	332125.48	335273.69	.	.
F88	252844.73	274864.28	.	.
F90	202739.80	210194.30	.	.
F911829	197983.05	174906.20	.	.
F913039	173031.75	158651.82	.	.
F914049	205287.45	182259.54	.	.
F915059	195954.83	178744.78	.	.
F916069	185997.92	168611.48	.	.
F917079	118721.74	119151.00	.	.
F92	120283.56	122393.77	.	.
F931829	273155.71	338715.88	.	.



	F933039	284576.14	324057.09	.	.
	F934049	320463.99	375238.22	.	.
	F935059	296644.08	349194.66	.	.
	F936069	293629.01	324328.92	.	.
	F937079	222550.40	235740.03	.	.
	F94	107293.46	119196.75	.	.
	H111829	668569.70	714283.46	.	.
	H113039	652552.81	667667.34	.	.
	H114049	683167.16	656858.83	.	.
	H115059	562754.81	557075.03	.	.
VAR . NUM	H116069	417882.32	389611.79	.	.
	H117079	232732.54	216125.25	.	.
	H118099	116604.75	111028.07	.	.
	H20	647249.24	724118.15	.	.
	H22	701191.89	733580.61	.	.
	H221829	154492.75	134133.22	.	.
	H223039	135132.54	118029.04	.	.
	H224049	139129.16	132067.72	.	.
	H225059	139625.10	122248.49	.	.
	H226069	98656.49	93918.05	.	.
	H227079	62848.38	54296.70	.	.
	H228099	33086.44	27584.72	.	.
	H231829	120046.17	129256.47	.	.
	H233039	90099.82	110272.08	.	.
	H234049	103596.91	122051.19	.	.
	H235059	99405.08	116346.82	.	.
	H236069	69625.46	90523.82	.	.
	H237079	45786.41	52759.14	.	.
	H238099	29432.87	29493.22	.	.
	H24	718545.75	719507.41	.	.
	H241829	143689.75	165584.66	.	.
	H243039	134304.13	153106.19	.	.
	H244049	160298.25	171093.16	.	.
	H245059	158334.46	167182.09	.	.
	H246069	140092.32	139693.89	.	.
	H247079	91938.20	89342.64	.	.
	H248099	58988.98	51784.78	.	.
	H251829	94578.94	93934.31	.	.
	H253039	90055.09	82234.52	.	.
	H254049	99117.53	96047.47	.	.
	H255059	110778.59	98949.84	.	.
	H256069	84089.93	79287.86	.	.
	H257079	52584.75	51626.28	.	.
	H258099	30970.05	27797.16	.	.
	H26	703098.52	718153.28	.	.
	H261829	100660.42	100052.51	.	.
	H263039	94986.17	93341.92	.	.
	H264049	120523.92	108438.84	.	.
	H265059	124777.87	110288.71	.	.
	H266069	106934.90	94017.54	.	.
	H267079	82434.54	61453.17	.	.
	H268099	39161.45	35520.90	.	.
	H28	670185.31	702879.75	.	.
	H30	737473.56	764093.96	.	.
	H311829	332979.51	313670.60	.	.
	H313039	280808.90	259201.98	.	.
	H314049	286458.41	265175.23	.	.
VAR . NUM	H315059	290094.65	250314.16	.	.
	H316069	196296.22	175246.07	.	.
	H317079	119394.08	104696.20	.	.
	H318099	53073.24	52312.09	.	.
	H32	738691.27	762949.68	.	.
	H34	704358.60	738462.09	.	.
	H36	752778.25	741660.32	.	.
	H38	838890.87	829433.49	.	.
	H40	867248.85	883812.63	.	.



VAR . NUM

H411829	166030.28	171745.47	.	.
H413039	147113.83	146900.87	.	.
H414049	166111.10	160625.30	.	.
H415059	169030.23	159049.36	.	.
H416069	129424.68	115098.83	.	.
H417079	86612.97	75541.89	.	.
H418099	39907.74	35942.85	.	.
H42	829733.48	851791.35	.	.
H421829	138546.50	129772.68	.	.
H423039	120170.17	116972.19	.	.
H424049	151558.45	138792.30	.	.
H425059	138929.62	123974.39	.	.
H426069	90751.92	89299.86	.	.
H427079	62728.95	55979.67	.	.
H428099	32437.36	25575.81	.	.
H431829	79547.14	79940.71	.	.
H433039	79864.68	72451.10	.	.
H434049	87705.98	78611.20	.	.
H435059	85497.48	75680.42	.	.
H436069	75317.64	62581.55	.	.
H437079	46671.04	38441.52	.	.
H438099	25044.45	19470.55	.	.
H44	815134.10	830352.96	.	.
H46	853459.95	861360.32	.	.
H48	896925.15	863011.62	.	.
H50	855004.15	827038.58	.	.
H52	823643.34	816396.62	.	.
H521829	242315.45	245210.18	.	.
H523039	253534.42	227568.35	.	.
H524049	260418.46	242312.79	.	.
H525059	240440.61	226740.16	.	.
H526069	187465.32	176415.83	.	.
H527079	129181.92	115522.19	.	.
H528099	75179.74	61551.00	.	.
H531829	275436.50	210447.30	.	.
H533039	232946.83	202593.01	.	.
H534049	250184.49	221082.94	.	.
H535059	243401.62	209182.27	.	.
H536069	208286.62	167728.87	.	.
H537079	134485.35	108825.35	.	.
H538099	71391.39	58347.98	.	.
H54	822310.83	794273.86	.	.
H541829	89984.81	107402.31	.	.
H543039	97507.25	100846.93	.	.
H544049	111643.58	114961.90	.	.
H545059	115613.01	118052.95	.	.
H546069	106043.10	102688.84	.	.
H547079	61429.82	69194.83	.	.
H548099	40070.57	40329.78	.	.
H56	800999.21	787457.80	.	.
H58	788331.10	779997.53	.	.
H60	791495.36	763016.32	.	.
H62	818200.42	787769.59	.	.
H64	791845.19	768637.15	.	.
H66	654165.51	624137.22	.	.
H68	546646.63	513395.71	.	.
H70	464524.32	444096.92	.	.
H72	458417.50	431496.07	.	.
H721829	193111.75	205750.99	.	.
H723039	188700.94	191295.98	.	.
H724049	217546.98	213923.03	.	.
H725059	219910.59	208969.91	.	.
H726069	194203.47	179804.20	.	.
H727079	130315.72	116484.99	.	.
H728099	66807.57	68392.08	.	.
H731829	171544.30	190094.53	.	.



VAR. NUM

H733039	182397.84	174969.24	.	.
H734049	204760.65	194883.43	.	.
H735059	197759.06	183431.14	.	.
H736069	170777.49	151801.39	.	.
H737079	130790.03	100779.27	.	.
H738099	74952.30	62572.77	.	.
H74	446933.25	420722.28	.	.
H741829	40656.33	41915.87	.	.
H743039	40351.58	38474.74	.	.
H744049	47629.92	47351.36	.	.
H745059	49599.50	49829.53	.	.
H746069	43889.92	42985.20	.	.
H747079	31937.43	31129.30	.	.
H748099	20326.90	19296.01	.	.
H751829	189810.42	209191.22	.	.
H753039	178828.15	184363.11	.	.
H754049	142703.35	141898.62	.	.
H755059	116149.07	121251.61	.	.
H756069	90379.44	94630.39	.	.
H757079	54627.71	52886.19	.	.
H758099	34620.22	33440.54	.	.
H76	421770.11	394977.17	.	.
H78	393700.97	369321.04	.	.
H80	359624.81	348793.34	.	.
H82	313954.72	295724.51	.	.
H821829	383484.35	439462.11	.	.
H823039	339591.75	408999.21	.	.
H824049	354314.18	429824.70	.	.
H825059	314880.98	377018.48	.	.
H826069	260568.47	308673.03	.	.
H827079	155154.96	186410.42	.	.
H828099	107637.95	99326.64	.	.
H831829	85745.20	85079.73	.	.
H833039	74919.55	77908.61	.	.
H834049	85788.27	90087.65	.	.
H835059	82474.92	92511.67	.	.
H836069	70248.56	76321.80	.	.
H837079	46379.88	51819.74	.	.
H838099	31752.64	26690.12	.	.
H84	274204.32	240801.79	.	.
H86	214766.00	193227.73	.	.
H88	156755.25	140624.82	.	.
H90	98168.67	103227.46	.	.
H911829	151416.57	171527.85	.	.
H913039	150588.91	148903.53	.	.
H914049	168681.45	171289.57	.	.
H915059	177267.31	164025.49	.	.
H916069	165909.18	152830.41	.	.
H917079	106626.77	99487.77	.	.
H918099	58467.02	54975.54	.	.
H92	52298.06	55920.90	.	.
H931829	252771.37	331276.72	.	.
H933039	242922.27	300285.66	.	.
H934049	306983.00	345426.54	.	.
H935059	290893.21	319513.73	.	.
H936069	291321.56	285431.10	.	.
H937079	168039.88	189615.08	.	.
H938099	84654.07	108488.61	.	.
H94	38135.81	43402.90	.	.
IMMI1	1609147.13	1598358.75	.	.
IMMI113	5438429.10	5489720.07	.	.
IMMI213	1021889.73	955096.27	.	.
IMMI223	1314927.85	1331456.54	.	.
IMMI233	1304527.27	1302550.78	.	.
IMMI243	1808367.82	1802575.11	.	.
IMMI253	1112562.78	1072825.10	.	.



VAR . NUM	IMMI263	1346658.85	1165664.10	.	.
	IMMI313	3015175.30	2844430.90	.	.
	IMMI413	1754430.79	1622933.03	.	.
	IMMI423	1300487.32	1244863.61	.	.
	IMMI433	920962.53	813094.91	.	.
	IMMI523	2677392.88	2587447.17	.	.
	IMMI533	2789629.10	2370216.86	.	.
	IMMI543	1313690.81	1307119.90	.	.
	IMMI723	2158328.12	2307975.08	.	.
	IMMI733	2077184.22	2013758.39	.	.
	IMMI743	502031.54	535744.57	.	.
	IMMI753	1347752.03	1398809.97	.	.
	IMMI823	3736220.97	4175586.02	.	.
	IMMI833	984701.22	985251.72	.	.
	IMMI913	1925576.86	1815025.40	.	.
	IMMI933	3100394.99	3553582.60	.	.
	MOC1101	669983.77	797882.43	.	.
	MOC1102	417896.42	432861.37	.	.
	MOC1103	339399.89	382896.75	.	.
	MOC1104	943910.92	854926.30	.	.
	MOC1105	1288367.92	1244144.91	.	.
	MOC1106	810445.54	854719.24	.	.
	MOC1107	1192056.44	1243923.26	.	.
	MOC2101	74732.29	77179.05	.	.
	MOC2102	50788.83	49703.73	.	.
	MOC2103	33601.65	34714.98	.	.
	MOC2104	191670.71	169858.26	.	.
	MOC2105	189999.11	158199.87	.	.
	MOC2106	172323.10	169815.71	.	.
	MOC2107	169707.53	158163.02	.	.
	MOC2201	124778.78	129941.61	.	.
	MOC2202	67552.68	73167.49	.	.
	MOC2203	52238.06	55393.64	.	.
	MOC2204	256383.28	221373.37	.	.
	MOC2205	268929.09	241576.98	.	.
	MOC2206	199190.95	221298.18	.	.
	MOC2207	204781.27	241535.86	.	.
	MOC2301	111397.83	114296.89	.	.
	MOC2302	69132.67	70009.29	.	.
	MOC2303	40776.46	49033.99	.	.
	MOC2304	189010.56	221351.55	.	.
	MOC2305	202895.50	222896.48	.	.
	MOC2306	251900.30	221307.54	.	.
	MOC2307	264000.33	222865.19	.	.
	MOC2401	117924.11	138887.77	.	.
	MOC2402	90620.42	86434.66	.	.
	MOC2403	66665.20	64400.00	.	.
VAR . NUM	MOC2404	341467.58	339341.86	.	.
	MOC2405	271250.44	299911.87	.	.
	MOC2406	347853.88	339252.54	.	.
	MOC2407	321538.05	299911.87	.	.
	MOC2501	80226.91	77963.01	.	.
	MOC2502	47866.56	48986.92	.	.
	MOC2503	38631.41	39776.25	.	.
	MOC2504	214000.80	193653.19	.	.
	MOC2505	189284.81	168734.59	.	.
	MOC2506	188825.90	193555.18	.	.
	MOC2507	178348.06	168716.06	.	.
	MOC2601	87126.25	82657.27	.	.
	MOC2602	60813.33	53895.34	.	.
	MOC2603	53243.40	45410.50	.	.
	MOC2604	271978.86	224864.38	.	.
	MOC2605	195741.28	183239.86	.	.
	MOC2606	256040.90	224799.24	.	.
	MOC2607	228612.19	183214.53	.	.
	MOC3101	324991.54	316905.62	.	.



VAR. NUM

MOC3102	180863.65	171998.38	.	.
MOC3103	141020.86	131563.03	.	.
MOC3104	492239.90	430675.64	.	.
MOC3105	573291.70	509974.03	.	.
MOC3106	436093.05	430495.54	.	.
MOC3107	545862.27	509978.97	.	.
MOC4101	158705.09	168792.90	.	.
MOC4102	94121.09	93597.33	.	.
MOC4103	80403.03	67102.58	.	.
MOC4104	320849.15	282262.09	.	.
MOC4105	301989.23	284892.70	.	.
MOC4106	324301.05	282247.00	.	.
MOC4107	326382.50	284872.52	.	.
MOC4201	130374.26	130271.59	.	.
MOC4202	70992.16	68750.99	.	.
MOC4203	56926.88	58441.77	.	.
MOC4204	245345.23	222762.17	.	.
MOC4205	262772.46	235490.02	.	.
MOC4206	205751.78	222726.21	.	.
MOC4207	246866.48	235473.31	.	.
MOC4301	61428.69	62715.09	.	.
MOC4302	45248.25	42671.22	.	.
MOC4303	34768.37	31496.48	.	.
MOC4304	173496.73	146532.55	.	.
MOC4305	166734.96	137408.39	.	.
MOC4306	168873.29	146497.01	.	.
MOC4307	155376.26	137362.17	.	.
MOC5301	175140.89	157892.00	.	.
MOC5302	126782.25	103630.28	.	.
MOC5303	106191.21	87953.94	.	.
MOC5304	503195.10	413173.57	.	.
MOC5305	422454.67	379954.28	.	.
MOC5306	470488.02	413000.15	.	.
MOC5307	443214.92	379939.98	.	.
MOC5401	72502.51	79770.79	.	.
MOC5402	59958.25	59900.55	.	.
MOC5403	44919.86	53484.99	.	.
MOC5404	258613.91	257206.89	.	.
MOC5405	185807.06	191084.07	.	.
MOC5406	276298.63	257099.50	.	.
MOC5407	205753.24	191069.89	.	.
MOC7201	155833.96	180954.91	.	.
MOC7202	102977.59	124727.38	.	.
MOC7203	115913.96	123702.11	.	.
MOC7204	458223.60	423924.42	.	.
MOC7205	361928.48	361098.14	.	.
MOC7206	355425.19	423727.95	.	.
MOC7207	314671.24	361057.79	.	.
MOC7301	154880.27	150272.82	.	.
MOC7302	112403.55	107514.79	.	.
MOC7303	111204.44	115052.11	.	.
MOC7304	420710.89	369934.97	.	.
MOC7305	354542.49	323108.05	.	.
MOC7306	362534.13	369776.67	.	.
MOC7307	318415.33	323108.05	.	.
MOC7401	32079.02	36846.91	.	.
MOC7402	20909.66	25535.58	.	.
MOC7403	24794.66	23090.69	.	.
MOC7404	105271.91	104671.04	.	.
MOC7405	79093.17	74662.49	.	.
MOC7406	91325.50	104600.88	.	.
MOC7407	67021.53	74657.09	.	.
MOC7501	119635.41	136021.16	.	.
MOC7502	86951.67	94350.12	.	.
MOC7503	127520.30	155385.13	.	.
MOC7504	219580.88	218100.07	.	.



	MOC7505	200103.69	200289.09	.	.
	MOC7506	212682.07	218030.32	.	.
	MOC7507	201025.81	200281.95	.	.
	MOC8201	301081.73	374445.38	.	.
	MOC8202	218888.09	223502.41	.	.
	MOC8203	159758.53	198018.42	.	.
	MOC8204	643366.46	722992.22	.	.
	MOC8205	628991.84	774690.66	.	.
	MOC8206	679159.22	722814.68	.	.
VAR . NUM	MOC8207	760230.28	774662.39	.	.
	MOC8301	71755.27	74270.37	.	.
	MOC8302	46967.77	47758.71	.	.
	MOC8303	38381.73	40964.77	.	.
	MOC8304	164445.81	179156.71	.	.
	MOC8305	134687.20	147548.05	.	.
	MOC8306	188952.18	179053.51	.	.
	MOC8307	168789.00	147548.05	.	.
	MOC9101	155502.77	157655.43	.	.
	MOC9102	116890.77	115076.97	.	.
	MOC9103	95580.89	103659.04	.	.
	MOC9104	364042.08	336735.39	.	.
	MOC9105	330349.38	288992.74	.	.
	MOC9106	363390.15	336481.90	.	.
	MOC9107	324315.62	288992.74	.	.
	MOC9301	232035.33	348508.57	.	.
	MOC9302	203515.56	237700.78	.	.
	MOC9303	174447.34	208495.35	.	.
	MOC9304	582416.08	620326.03	.	.
	MOC9305	526104.72	590196.48	.	.
	MOC9306	542067.40	620051.76	.	.
	MOC9307	505063.18	590082.41	.	.
	MOCO01	1439786.45	1618789.92	.	.
	MOCO02	742821.39	779436.06	.	.
	MOCO03	7860037.64	7422317.42	.	.
	MOCO04	7587414.89	7458166.81	.	.
	MOCO05	415444.20	411034.26	.	.
	MOCO06	1006929.00	1076129.47	.	.
	MOCO07	943656.57	1081248.05	.	.
	MOCO08	426431.87	486951.85	.	.
	MOCO09	7359412.37	7419786.37	.	.
	MOCO10	7570718.99	7457469.81	.	.
	MOCO11	1990152.18	2025443.69	.	.
	MOCO12	1052706.63	1076641.13	.	.
	NB182	28123136.47	27614052.62	.	.
	NB183	6325166.13	6489710.06	.	.
	NB184	2115198.90	2244403.08	.	.
	NB185	605938.61	721439.74	.	.
	NENF3	7979805.38	7968538.40	.	.
	NENF4	3830185.30	4001970.50	.	.
	REG11	6772711.59	6987334.29	.	.
	REG21	1086736.36	1019542.01	.	.
	REG22	1404435.93	1417418.51	.	.
	REG23	1358063.63	1372443.34	.	.
	REG24	1952622.84	1946109.00	.	.
	REG25	1149191.49	1108374.90	.	.
	REG26	1450540.58	1255761.85	.	.
VAR . NUM	REG31	3197944.70	3008044.76	.	.
	REG41	1949934.30	1795521.80	.	.
	REG42	1462323.79	1417699.78	.	.
	REG43	995521.74	881658.77	.	.
	REG52	2783333.05	2680065.71	.	.
	REG53	2886541.08	2452932.48	.	.
	REG54	1364314.74	1365459.17	.	.
	REG72	2319561.30	2497616.41	.	.
	REG73	2275230.78	2207165.54	.	.
	REG74	534460.08	573343.51	.	.



REG75	1748387.95	1817992.79	.	.
REG82	4222833.23	4689040.53	.	.
REG91	2144909.96	2037319.95	.	.
REG93	3501057.80	4010307.10	.	.

Méthode : logit, inf=0.3, sup=1.55

Premier tableau récapitulatif de l'algorithme :
la valeur du critère d'arrêt et le nombre de poids négatifs après chaque itération

Itération	Critère d'arrêt	Poids négatifs
1	0.67497	0
2	0.17186	0
3	0.07624	0
4	0.01742	0
5	0.00107	0
6	0.00000	0

Méthode : logit, inf=0.3, sup=1.55

 *** ATTENTION : l'algorithme a convergé, mais le calage ***
 *** n'est pas parfaitement réalisé ***

Méthode : logit, inf=0.3, sup=1.55

Comparaison entre les marges finales dans l'échantillon (avec la pondération finale)
et les marges dans la population (marges du calage)

Variable	Modalité ou variable	Marge échantillon	Marge population	Pourcentage échantillon	Pourcentage population	
Erreur						
VAR.NUM		1163698.34	1163698.34	.	.	*
		2140096.50	2140096.50	.	.	*
		1350953.05	1350953.05	.	.	
		188803.26	188803.26	.	.	
		459843.78	459843.78	.	.	*
		171048.92	171048.92	.	.	
		290825.83	290825.83	.	.	
		612504.62	612504.62	.	.	*
		231237.54	231237.54	.	.	*
		261059.47	261059.47	.	.	*
		592830.77	592830.77	.	.	*
		234432.60	234432.60	.	.	*
		306559.25	306559.25	.	.	
		885739.43	885739.43	.	.	*
		334632.02	334632.02	.	.	*
		200534.63	200534.63	.	.	
		506434.62	506434.62	.	.	*
		181566.78	181566.78	.	.	
		213531.21	213531.21	.	.	
		581557.41	581557.41	.	.	*
		205950.48	205950.48	.	.	*
		541954.31	541954.31	.	.	*

Méthode : logit, inf=0.3, sup=1.55

Statistiques sur les rapports de poids (= pondérations finales / pondérations initiales)
et sur les pondérations finales

The UNIVARIATE Procedure
Variable: _f_ (Rapport de poids)



Moments

N	333498	Sum Weights	333498
Mean	0.98616027	Sum Observations	328882.477
Std Deviation	0.12924958	Variance	0.01670546
Skewness	0.51710514	Kurtosis	0.86883357
Uncorrected SS	329902.05	Corrected SS	5571.2192
Coeff Variation	13.1063468	Std Error Mean	0.00022381

Basic Statistical Measures

Location		Variability	
Mean	0.986160	Std Deviation	0.12925
Median	0.975927	Variance	0.01671
Mode	0.826067	Range	1.23501
		Interquartile Range	0.17104

Tests for Location: Mu0=0

Test	-Statistic-	-----p Value-----	
Student's t	t 4406.208	Pr > t	<.0001
Sign	M 166749	Pr >= M	<.0001
Signed Rank	S 2.781E10	Pr >= S	<.0001

Tests for Normality

Test	--Statistic--	-----p Value-----	
Kolmogorov-Smirnov	D 0.035803	Pr > D	<0.0100
Cramer-von Mises	W-Sq 156.4968	Pr > W-Sq	<0.0050
Anderson-Darling	A-Sq 990.919	Pr > A-Sq	<0.0050

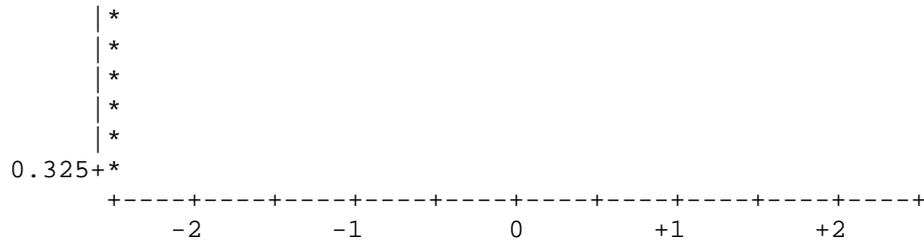
Quantiles (Definition 5)

Quantile	Estimate
100% Max	1.549910
99%	1.341668
95%	1.203674
90%	1.155928
75% Q3	1.065889
50% Median	0.975927
25% Q1	0.894847
10%	0.834796
5%	0.799829
1%	0.724300
0% Min	0.314905

Extreme Observations

-----Lowest-----			-----Highest-----		
Value	CABFL	Obs	Value	CABFL	Obs
0.314905	1117031629	292920	1.54906	1119856800	332392
0.325451	1117244888	318287	1.54973	1116985645	285592
0.357865	1117030786	292762	1.54988	1116311621	227985
0.368759	1105802360	56523	1.54989	1108426471	184334
0.370593	1117258087	319559	1.54991	1106723425	105392





Méthode : logit, inf=0.3, sup=1.55
 Statistiques sur les rapports de poids (= pondérations finales / pondérations initiales)
 et sur les pondérations finales

The UNIVARIATE Procedure
 Variable: __wfin (Pondération finale)

Moments

N	333498	Sum Weights	333498
Mean	129.929388	Sum Observations	43331191.2
Std Deviation	83.3530621	Variance	6947.73297
Skewness	1.8488877	Kurtosis	4.74046028
Uncorrected SS	7947043268	Corrected SS	2317048101
Coeff Variation	64.1525856	Std Error Mean	0.14433609

Basic Statistical Measures

Location		Variability	
Mean	129.9294	Std Deviation	83.35306
Median	107.8266	Variance	6948
Mode	77.4096	Range	772.74365
		Interquartile Range	87.98638

Tests for Location: Mu0=0

Test	-Statistic-	-----p Value-----	
Student's t	t 900.1864	Pr > t	<.0001
Sign	M 166749	Pr >= M	<.0001
Signed Rank	S 2.781E10	Pr >= S	<.0001

Tests for Normality

Test	--Statistic--	-----p Value-----	
Kolmogorov-Smirnov	D 0.115755	Pr > D	<0.0100
Cramer-von Mises	W-Sq 2139.159	Pr > W-Sq	<0.0050
Anderson-Darling	A-Sq 12747.06	Pr > A-Sq	<0.0050

Quantiles (Definition 5)

Quantile	Estimate
100% Max	777.00797
99%	440.87262
95%	303.41287
90%	236.51411
75% Q3	161.27043
50% Median	107.82660



25+*****++++
 +-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+
 -2 -1 0 +1 +2

Méthode : logit, inf=0.3, sup=1.55
 Contenu de la table poidsf contenant la nouvelle pondération poidsfin0

The CONTENTS Procedure

Data Set Name	WORK.POIDSF	Observations	333498
Member Type	DATA	Variables	2
Engine	V9	Indexes	0
Created	lundi 07 janvier 2013 14 h 46	Observation Length	24
Last Modified	lundi 07 janvier 2013 14 h 46	Deleted Observations	0
Protection		Compressed	NO
Data Set Type		Sorted	NO
Label			
Data Representation	WINDOWS_32		
Encoding	wlatin1 Western (Windows)		

Engine/Host Dependent Information

Data Set Page Size	4096
Number of Data Set Pages	1986
First Data Page	1
Max Obs per Page	168
Obs in First Data Page	117
Number of Data Set Repairs	0
File Name	D:\SAS9\SasWork_TD3712\poidsf.sas7bdat
Release Created	9.0101M3
Host Created	XP_PRO

Alphabetic List of Variables and Attributes

#	Variable	Type	Len	Format	Informat	Label
1	CABFL	Char	10	\$10.	\$10.	CABFL
2	poidsfin0	Num	8			

 *** BILAN ***

* Table en entrée : EFL5
 *
 * Nombre d'observations dans la table en entrée : 333498
 * Nombre d'observations éliminées : 0
 * Nombre d'observations conservées : 333498
 *
 * Variable de pondération : POIDS_MOYEN3
 *
 * Nombre de variables numériques : 625
 * Liste des variables numériques :
 DIPL111 DIPL112 DIPL113 DIPL211 DIPL212 DIPL213 DIPL221 DIPL222 DIPL223 DIPL231
 DIPL232
 DIPL233 DIPL241 DIPL242 DIPL243 DIPL251 DIPL252 DIPL253 DIPL261 DIPL262 DIPL263 DIPL311
 DIPL312 DIPL313 DIPL411 DIPL412 DIPL413 DIPL421 DIPL422 DIPL423 DIPL431 DIPL432 DIPL433
 DIPL521 DIPL522 DIPL523 DIPL531 DIPL532 DIPL533 DIPL541 DIPL542 DIPL543 DIPL721 DIPL722
 DIPL723 DIPL731 DIPL732 DIPL733 DIPL741 DIPL742 DIPL743 DIPL751 DIPL752 DIPL753 DIPL821
 DIPL822 DIPL823 DIPL831 DIPL832 DIPL833 DIPL911 DIPL912 DIPL913 DIPL931 DIPL932 DIPL933



F111829 F113039 F114049 F115059 F116069 F117079 F20 F218099 F22 F221829 F223039 F224049
F225059 F226069 F227079 F231829 F233039 F234049 F235059 F236069 F237079 F24 F241829 F243039
F244049 F245059 F246069 F247079 F251829 F253039 F254049 F255059 F256069 F257079 F26 F261829
F263039 F264049 F265059 F266069 F267079 F28 F30 F311829 F313039 F314049 F315059 F316069
F317079 F32 F34 F36 F38 F40 F411829 F413039 F414049 F415059 F416069 F417079 F42 F421829
F423039 F424049 F425059 F426069 F427079 F431829 F433039 F434049 F435059 F436069 F437079 F44
F46 F48 F50 F52 F521829 F523039 F524049 F525059 F526069 F527079 F531829 F533039 F534049
F535059 F536069 F537079 F54 F541829 F543039 F544049 F545059 F546069 F547079 F56 F58 F60 F62
F64 F66 F68 F70 F72 F721829 F723039 F724049 F725059 F726069 F727079 F731829 F733039 F734049
F735059 F736069 F737079 F74 F741829 F743039 F744049 F745059 F746069 F747079 F751829 F753039
F754049 F755059 F756069 F757079 F76 F78 F80 F82 F821829 F823039 F824049 F825059 F826069
F827079 F831829 F833039 F834049 F835059 F836069 F837079 F84 F86 F88 F90 F911829 F913039
F914049 F915059 F916069 F917079 F92 F931829 F933039 F934049 F935059 F936069 F937079 F94
H111829 H113039 H114049 H115059 H116069 H117079 H118099 H20 H22 H221829 H223039 H224049
H225059 H226069 H227079 H228099 H231829 H233039 H234049 H235059 H236069 H237079 H238099 H24
H241829 H243039 H244049 H245059 H246069 H247079 H248099 H251829 H253039 H254049 H255059
H256069 H257079 H258099 H26 H261829 H263039 H264049 H265059 H266069 H267079 H268099 H28 H30
H311829 H313039 H314049 H315059 H316069 H317079 H318099 H32 H34 H36 H38 H40 H411829 H413039
H414049 H415059 H416069 H417079 H418099 H42 H421829 H423039 H424049 H425059 H426069 H427079
H428099 H431829 H433039 H434049 H435059 H436069 H437079 H438099 H44 H46 H48 H50 H52 H521829
H523039 H524049 H525059 H526069 H527079 H528099 H531829 H533039 H534049 H535059 H536069
H537079 H538099 H54 H541829 H543039 H544049 H545059 H546069 H547079 H548099 H56 H58 H60 H62
H64 H66 H68 H70 H72 H721829 H723039 H724049 H725059 H726069 H727079 H728099 H731829 H733039
H734049 H735059 H736069 H737079 H738099 H74 H741829 H743039 H744049 H745059 H746069 H747079
H748099 H751829 H753039 H754049 H755059 H756069 H757079 H758099 H76 H78 H80 H82 H821829
H823039 H824049 H825059 H826069 H827079 H828099 H831829 H833039 H834049 H835059 H836069
H837079 H838099 H84 H86 H88 H90 H911829 H913039 H914049 H915059 H916069 H917079 H918099 H92
H931829 H933039 H934049 H935059 H936069 H937079 H938099 H94 IMMI1 IMMI113 IMMI213 IMMI223
IMMI233 IMMI243 IMMI253 IMMI263 IMMI313 IMMI413 IMMI423 IMMI433 IMMI523 IMMI533 IMMI543
IMMI723 IMMI733 IMMI743 IMMI753 IMMI823 IMMI833 IMMI913 IMMI933 MOC1101 MOC1102 MOC1103
MOC1104 MOC1105 MOC1106 MOC1107 MOC2101 MOC2102 MOC2103 MOC2104 MOC2105 MOC2106 MOC2107
MOC2201 MOC2202 MOC2203 MOC2204 MOC2205 MOC2206 MOC2207 MOC2301 MOC2302 MOC2303 MOC2304
MOC2305 MOC2306 MOC2307 MOC2401 MOC2402 MOC2403 MOC2404 MOC2405 MOC2406 MOC2407 MOC2501
MOC2502 MOC2503 MOC2504 MOC2505 MOC2506 MOC2507 MOC2601 MOC2602 MOC2603 MOC2604 MOC2605
MOC2606 MOC2607 MOC3101 MOC3102 MOC3103 MOC3104 MOC3105 MOC3106 MOC3107 MOC4101 MOC4102
MOC4103 MOC4104 MOC4105 MOC4106 MOC4107 MOC4201 MOC4202 MOC4203 MOC4204 MOC4205 MOC4206
MOC4207 MOC4301 MOC4302 MOC4303 MOC4304 MOC4305 MOC4306 MOC4307 MOC5301 MOC5302 MOC5303
MOC5304 MOC5305 MOC5306 MOC5307 MOC5401 MOC5402 MOC5403 MOC5404 MOC5405 MOC5406 MOC5407
MOC7201 MOC7202 MOC7203 MOC7204 MOC7205 MOC7206 MOC7207 MOC7301 MOC7302 MOC7303 MOC7304
MOC7305 MOC7306 MOC7307 MOC7401 MOC7402 MOC7403 MOC7404 MOC7405 MOC7406 MOC7407 MOC7501
MOC7502 MOC7503 MOC7504 MOC7505 MOC7506 MOC7507 MOC8201 MOC8202 MOC8203 MOC8204 MOC8205
MOC8206 MOC8207 MOC8301 MOC8302 MOC8303 MOC8304 MOC8305 MOC8306 MOC8307 MOC9101 MOC9102
MOC9103 MOC9104 MOC9105 MOC9106 MOC9107 MOC9301 MOC9302 MOC9303 MOC9304 MOC9305 MOC9306
MOC9307 MOCO01 MOCO02 MOCO03 MOCO04 MOCO05 MOCO06 MOCO07 MOCO08 MOCO09 MOCO10 MOCO11 MOCO12
NB182 NB183 NB184 NB185 NENF3 NENF4 REG11 REG21 REG22 REG23 REG24 REG25 REG26 REG31 REG41
REG42 REG43 REG52 REG53 REG54 REG72 REG73 REG74 REG75 REG82 REG91 REG93

*

* Méthode utilisée : logit, borne inférieure = 0.3, borne supérieure = 1.55

* Le calage n'a pu être réalisé qu'approximativement en 6 itérations

* Les poids ont été stockés dans la variable POIDSFIN0 de la table POIDSF



5. Calage des ménages, familles, enfants

Le poids_ménage_avant calage est obtenu par un partage des poids individus selon la répartition suivante (cf. note n°1323/DG75-F401 en annexe qui introduit notamment le α) :

1)

$$\text{Poids_ménage_avant calage} = \sum_{i=1}^a \frac{\text{Poids_des_parents_ou_isolés_majeurs}}{a}$$

Pour les ménages comprenant des hommes parents ou isolés majeurs **et** des femmes parents ou isolées majeures, **enquêtés via les femmes** : $a = \frac{N_i^F}{\alpha}$.

Pour les ménages comprenant des hommes parents ou isolés majeurs **et** des femmes parents ou isolées majeures, **enquêtés via les hommes** : $a = \frac{N_i^H}{1-\alpha}$.

Pour les ménages ne comprenant que des parents ou isolés majeurs d'un même sexe : $a = N_i$

N_i désigne le nombre total de parents ou isolés majeurs dans le ménage (c'est à dire avec le mode de cohabitation MOCO différent d'enfant 11,12)

N_i^F le nombre total de femmes parents ou isolés majeurs dans le ménage (c'est à dire avec MOCO différent de 11,12)

N_i^H le nombre total d'hommes parents ou isolés majeurs dans le ménage (c'est à dire avec MOCO différent de 11,12)

$$\alpha = \frac{2}{3}$$

2) Pour les familles monoparentales vivant avec un isolé (SFM=40), on retient le poids du parent (MOCO=23) quand il existe, sinon le poids est nul.

3) Pour les ménages avec deux familles autres cas (SFM=62), on retient le poids individu si les deux familles ont été interrogées par l'efl, sinon le poids est nul.

4) On donne un poids nul aux ménages :

- dont les enfants ne sont pas décrits dans le tableau 13 (par exemple, car c'est l'enfant majeur qui est interrogé et son parent n'est pas interrogé).
- dont toutes les familles ne sont pas interrogées dans l'efl.

Les poids sont nuls pour 4 977 ménages sur 333 498 soit 1,5 % des ménages



A partir du poids ménage avant calage, on réalise un calage sur marge. Les marges sont calculées sur le champ des ménages ordinaires en France métropolitaine de l'ear 2011, composé d'au moins une personne de 18 ans et plus (nées avant 1993). Les marges (en proportion) varient peu d'une ear à l'autre.

Le champ des ménages de l'efl sont les ménages dont au moins un individu a été apparié à l'ear.

Le calage est réalisé au niveau ménage. On remonte au niveau ménage, les informations sur le nombre des familles et leurs caractéristiques, ainsi que le nombre d'enfants et leurs caractéristiques. On réalise un calage simultané ménage/famille/enfant.

Les variables utilisées pour le calage sont toutes issues de l'ear 2011. Par exemple pour le nombre d'enfants du ménage, il s'agit du nombre d'enfants de l'ear et non du nombre d'enfants du tableau 13 de l'efl.

Le champ des enfants sont les enfants qui ont été apparié à l'ear ou qui passent la majeure partie de leur temps dans le ménage. Cela permet de ne retenir que les enfants qui passent la majeure partie de leur temps dans le ménage.

Après le calage, on dispose d'un POIDS_MEN_FAM_ENF. Ce poids est utilisé pour les ménages, pour chaque famille du ménage, ainsi que pour chaque enfant apparié avec l'ear.

Les marges du calage sont :

Au niveau national,

- **le nombre de ménages par région (Paris est distingué du reste de l'Île de France, La Corse est regroupé avec PACA)**
- **le nombre de ménages par structure familiale du ménage (SFM)**
- **le nombre de ménages par nombre d'adultes dans le ménage (5 et plus regroupé)**

- **le nombre de familles par nombre d'enfants (6 et plus regroupé)**

- **le nombre d'enfants par âge détaillé (âge détaillé jusqu'à 30 ans, 31 ans et plus regroupé)**

Au niveau régional,

- **le nombre d'enfants par âge regroupé (0-3 ans, 4-10 ans, 11-17 ans, 18-25 ans, 26 ans et plus)**

- **le nombre de familles par type de famille (TF)**

Le nombre total de ménages est 27 316 671.

Le nombre total de famille est 17 402 560.

Le nombre total d'enfant vivant la majorité de leur temps dans le logement est 18 006 141.



 *** Paramètres de la macro ***

Table en entrée DATA = EFL5
 Pondération initiale POIDS = POIDSMEN
 Pondération Qk PONDQK = __UN
 Identifiant IDENT = CABFL

Table des marges DATAMAR = MARGES
 Marges en pourcentages PCT = NON
 Effectif de la population EFFPOP =

Méthode utilisée M = 3
 Borne inférieure LO = 0.8
 Borne supérieure UP = 1.8
 Seuil d'arrêt SEUIL = 0.0001
 Nombre maximum d'itérations MAXITER = 15

Table contenant la pond. finale DATAPOI = POIDSF
 Mise à jour de la table DATAPOI MISAJOUR = OUI
 Pondération finale POIDSFIN = POIDSMEN0
 Label de la pondération finale LABELPOI =
 Contenu de la table DATAPOI CONTPOI = OUI

Edition des poids EDITPOI = NON
 Statistiques sur les poids STAT = OUI

Contrôles CONT = OUI
 Table contenant les obs. éliminées OBSELI = NON
 Notes SAS NOTES = NON

Comparaison entre les marges tirées de l'échantillon (avec la pondération initiale)
 et les marges dans la population (marges du calage)

Variable	Modalité ou variable	Marge échantillon	Marge population	Pourcentage échantillon	Pourcentage population
VAR.NUM	AGE00	742960.82	759223.60	.	.
	AGE01	751553.37	750735.90	.	.
	AGE02	756040.19	762915.31	.	.
	AGE04	769058.23	769063.64	.	.
	AGE05	762160.50	765505.04	.	.
	AGE06	759279.78	751772.42	.	.
	AGE07	759975.83	760676.67	.	.
	AGE08	755411.97	758113.28	.	.
	AGE09	784709.96	774982.07	.	.
	AGE11	764714.30	757859.04	.	.
	AGE12	738762.87	750510.44	.	.
	AGE13	738709.85	736983.42	.	.
	AGE14	724863.60	743013.47	.	.
	AGE15	754139.74	735813.43	.	.
	AGE16	717707.75	711576.31	.	.
	AGE18	574348.69	553591.52	.	.
	AGE19	524056.19	498561.71	.	.
	AGE20	447816.87	435274.23	.	.
	AGE21	387168.51	374194.52	.	.
	AGE22	336755.45	319259.48	.	.
	AGE23	270043.38	266898.95	.	.
	AGE24	224082.34	219167.39	.	.
	AGE26	129076.42	129369.17	.	.
	AGE27	102394.29	103191.52	.	.
	AGE28	88658.48	90286.01	.	.
	AGE29	72091.71	72852.29	.	.



	AGE30	65340.30	58519.87	.	.
	AGESS	38705.00	39159.00	.	.
	ENF111	552401.94	561055.66	.	.
	ENF112	914951.93	919963.86	.	.
	ENF113	838213.72	836001.07	.	.
	ENF114	614184.74	599013.85	.	.
	ENF115	198712.26	198868.59	.	.
	ENF211	61459.31	64172.93	.	.
	ENF212	115638.25	111677.87	.	.
	ENF213	110261.37	109701.49	.	.
	ENF214	62228.70	55226.92	.	.
	ENF215	21260.99	21952.13	.	.
	ENF221	94116.10	97224.35	.	.
	ENF222	174240.90	173307.63	.	.
	ENF223	157358.45	162450.79	.	.
	ENF224	98435.98	91395.08	.	.
	ENF225	37106.77	38546.54	.	.
VAR . NUM	ENF231	90622.23	88317.81	.	.
	ENF232	164033.05	160331.33	.	.
	ENF233	151833.60	156823.26	.	.
	ENF234	86286.00	84835.37	.	.
	ENF235	26713.69	29461.52	.	.
	ENF241	117825.07	122107.61	.	.
	ENF242	214551.77	215154.07	.	.
	ENF243	202461.68	206016.68	.	.
	ENF244	101943.45	99387.66	.	.
	ENF245	41090.27	39500.10	.	.
	ENF251	66262.78	64681.99	.	.
	ENF252	122795.28	122791.31	.	.
	ENF253	122322.52	120951.02	.	.
	ENF254	56998.07	54495.64	.	.
	ENF255	22144.17	23467.38	.	.
	ENF261	69228.61	70408.47	.	.
	ENF262	133013.97	131095.35	.	.
	ENF263	129685.45	128955.15	.	.
	ENF264	59149.59	57944.38	.	.
	ENF265	27080.79	24712.90	.	.
	ENF311	223888.34	221182.65	.	.
	ENF312	370342.21	376625.88	.	.
	ENF313	356877.87	355137.67	.	.
	ENF314	236388.40	225378.05	.	.
	ENF315	90113.96	91527.57	.	.
	ENF411	104025.84	107615.91	.	.
	ENF412	191961.21	190375.51	.	.
	ENF413	193366.96	187831.78	.	.
	ENF414	114235.57	115061.27	.	.
	ENF415	54650.99	53731.62	.	.
	ENF421	86724.40	87597.04	.	.
	ENF422	161801.97	156988.71	.	.
	ENF423	157242.05	154636.58	.	.
	ENF424	96851.29	92058.52	.	.
	ENF425	37641.01	38213.08	.	.
	ENF431	56774.88	59501.20	.	.
	ENF432	99356.27	100485.07	.	.
	ENF433	96902.71	95426.26	.	.
	ENF434	42951.55	43114.52	.	.
	ENF435	19018.38	19600.57	.	.
	ENF521	186501.06	186167.44	.	.
	ENF522	341040.30	328852.85	.	.
	ENF523	308466.70	304320.58	.	.
	ENF524	138418.61	130482.47	.	.
	ENF525	40365.80	41811.83	.	.
VAR . NUM	ENF531	155852.13	153592.76	.	.
	ENF532	288037.74	283530.25	.	.
	ENF533	263241.43	264688.74	.	.
	ENF534	116280.94	112839.76	.	.



ENF535	43691.38	45052.24	.	.	
ENF541	77877.39	74992.19	.	.	
ENF542	136872.39	137520.81	.	.	
ENF543	126517.49	135154.06	.	.	
ENF544	55558.03	54242.23	.	.	
ENF545	26667.18	25528.56	.	.	
ENF721	137014.96	138276.05	.	.	
ENF722	245177.88	249297.81	.	.	
ENF723	248998.17	243525.87	.	.	
ENF724	127268.01	121312.07	.	.	
ENF725	61692.89	59642.84	.	.	
ENF731	123845.26	123729.35	.	.	
ENF732	224900.34	226173.33	.	.	
ENF733	224292.60	219916.92	.	.	
ENF734	103462.55	99045.52	.	.	
ENF735	52956.23	51227.30	.	.	
ENF741	25658.39	26942.54	.	.	
ENF742	49169.39	50054.57	.	.	
ENF743	48273.67	48793.65	.	.	
ENF744	22473.37	22694.60	.	.	
ENF745	15881.22	14152.31	.	.	
ENF751	99693.81	95249.31	.	.	
ENF752	141629.61	145444.50	.	.	
ENF753	132222.61	135661.96	.	.	
ENF754	110455.66	101217.42	.	.	
ENF755	33879.54	34803.74	.	.	
ENF821	326033.64	324367.62	.	.	
ENF822	565587.06	562039.22	.	.	
ENF823	523236.47	530158.56	.	.	
ENF824	281166.26	275321.58	.	.	
ENF825	98880.22	99123.80	.	.	
ENF831	55549.19	54660.43	.	.	
ENF832	101008.69	100881.57	.	.	
ENF833	100032.64	98593.24	.	.	
ENF834	52585.21	47795.22	.	.	
ENF835	26709.14	26475.15	.	.	
ENF911	106978.85	115263.48	.	.	
ENF912	215437.53	209862.87	.	.	
ENF913	211624.50	212059.32	.	.	
ENF914	115457.41	110912.90	.	.	
VAR . NUM	ENF915	46815.59	46742.53	.	.
	ENF931	230231.84	230087.77	.	.
	ENF932	411612.25	413898.36	.	.
	ENF933	414087.91	413691.20	.	.
	ENF934	249862.74	242883.98	.	.
	ENF935	108303.70	105624.59	.	.
	MOCO1121	856448.57	854931.67	.	.
	MOCO1122	1247202.45	1244200.93	.	.
	MOCO1123	432623.26	432861.37	.	.
	MOCO21	7451295.93	7422587.70	.	.
	MOCO22	7490155.36	7458311.97	.	.
	MOCO2221	222195.89	221373.37	.	.
	MOCO2222	242706.65	241576.98	.	.
	MOCO2223	72921.57	73167.49	.	.
	MOCO23	2438526.29	2436477.96	.	.
	MOCO2321	222590.31	221351.55	.	.
	MOCO2322	224096.69	222896.48	.	.
	MOCO2323	69920.64	70009.29	.	.
	MOCO2421	341023.27	339341.86	.	.
	MOCO2422	300888.76	299931.75	.	.
	MOCO2423	86429.57	86434.66	.	.
	MOCO2521	194543.59	193653.19	.	.
	MOCO2522	169479.53	168734.59	.	.
	MOCO2523	49179.46	48986.92	.	.
	MOCO2621	226325.88	224880.85	.	.
	MOCO2622	184095.78	183239.86	.	.



	MOCO2623	54083.57	53895.34	.	.
	MOCO3121	432374.59	430695.84	.	.
	MOCO3122	512278.25	510021.69	.	.
	MOCO3123	171784.50	171998.38	.	.
	MOCO4121	283597.76	282278.33	.	.
	MOCO4122	286285.19	284892.70	.	.
	MOCO4123	93504.64	93597.33	.	.
	MOCO4221	223657.52	222762.17	.	.
	MOCO4222	236339.49	235490.02	.	.
	MOCO4223	69111.24	68750.99	.	.
	MOCO4321	147579.29	146554.14	.	.
	MOCO4322	138117.51	137408.39	.	.
	MOCO4323	42824.82	42671.22	.	.
	MOCO5221	471151.12	468555.80	.	.
	MOCO5222	442352.44	440073.06	.	.
	MOCO5223	105213.17	104703.64	.	.
	MOCO5321	415666.76	413193.35	.	.
	MOCO5322	382365.34	379954.28	.	.
VAR . NUM	MOCO5323	104055.93	103630.28	.	.
	MOCO5421	258148.97	257225.78	.	.
	MOCO5422	192122.91	191084.07	.	.
	MOCO5423	59940.95	59900.55	.	.
	MOCO7221	425305.38	423934.69	.	.
	MOCO7222	362322.11	361098.14	.	.
	MOCO7223	125190.62	124727.38	.	.
	MOCO7321	371152.55	369954.71	.	.
	MOCO7322	324773.93	323108.05	.	.
	MOCO7323	107897.86	107514.79	.	.
	MOCO7421	105140.90	104671.04	.	.
	MOCO7422	74800.11	74662.49	.	.
	MOCO7423	25542.13	25535.58	.	.
	MOCO7521	218955.00	218100.07	.	.
	MOCO7522	200911.63	200305.22	.	.
	MOCO7523	94283.15	94350.12	.	.
	MOCO8221	725269.68	722997.33	.	.
	MOCO8222	778574.22	774696.13	.	.
	MOCO8223	223312.67	223502.41	.	.
	MOCO8321	180083.06	179156.71	.	.
	MOCO8322	148176.78	147548.05	.	.
	MOCO8323	48004.49	47758.71	.	.
	MOCO9121	338264.67	336770.69	.	.
	MOCO9122	290464.93	288992.74	.	.
	MOCO9123	115473.67	115076.97	.	.
	MOCO9321	621041.12	620331.08	.	.
	MOCO9322	592832.56	590196.48	.	.
	MOCO9323	237352.27	237700.78	.	.
	NB181	10581325.63	10515791.89	.	.
	NB182	13895465.97	13807026.31	.	.
	NB183	2190264.67	2163236.41	.	.
	NB184	567332.58	561099.79	.	.
	NENF1	4529145.06	4536267.29	.	.
	NENF2	3676475.56	3662565.33	.	.
	NENF3	1308363.71	1287215.65	.	.
	NENF4	308915.10	298916.49	.	.
	NENF5	71273.45	75236.21	.	.
	REG11	3819536.08	3790557.97	.	.
	REG21	594479.18	589667.13	.	.
	REG22	787737.65	782876.91	.	.
	REG23	783235.88	777805.36	.	.
	REG24	1127005.43	1121420.17	.	.
	REG25	644997.05	640320.58	.	.
	REG26	739875.95	732835.60	.	.
VAR . NUM	REG31	1662700.36	1653484.79	.	.
	REG41	1014847.97	1009242.72	.	.
	REG42	789730.79	784843.28	.	.
	REG43	516881.57	512748.93	.	.



REG52	1553253.49	1544276.50	.	.
REG53	1456894.37	1443184.62	.	.
REG54	804402.64	800388.54	.	.
REG72	1449236.55	1440124.61	.	.
REG73	1289495.99	1281298.14	.	.
REG74	343664.01	340636.47	.	.
REG75	1175280.21	1166449.32	.	.
REG82	2700030.75	2679435.72	.	.
REG83	620089.89	615184.22	.	.
REG91	1185831.03	1178823.16	.	.
REG93	2311072.42	2297356.41	.	.
SFM11	3929083.80	3903751.00	.	.
SFM12	5403067.85	5368215.44	.	.
SFM21	353381.12	351754.17	.	.
SFM22	1869858.01	1850668.48	.	.
SFM30	7170005.51	7115720.09	.	.
SFM31	2955794.74	2939723.76	.	.
SFM32	2911738.45	2896645.82	.	.
SFM33	1064244.66	1050425.57	.	.
SFM34	323515.40	319801.06	.	.
SFM40	163553.83	162471.17	.	.
SFM51	98242.87	99061.77	.	.
SFM52	97544.41	104892.72	.	.
SFM53	74128.12	82650.24	.	.
SFM54	91655.19	96918.25	.	.
SFM61	59101.69	64997.55	.	.

Méthode : logit, inf=0.8, sup=1.8

Premier tableau récapitulatif de l'algorithme :

la valeur du critère d'arrêt et le nombre de poids négatifs après chaque itération

Itération	Critère d'arrêt	Poids négatifs
1	0.78514	0
2	0.23034	0
3	0.02087	0
4	0.00196	0
5	0.00001	0

Méthode : logit, inf=0.8, sup=1.8

Comparaison entre les marges finales dans l'échantillon (avec la pondération finale) et les marges dans la population (marges du calage)

Variable	Modalité ou variable	Marge échantillon	Marge population	Pourcentage échantillon	Pourcentage population
VAR.NUM		759223.60	759223.60	.	.
		750735.90	750735.90	.	.
		762915.31	762915.31	.	.
		769063.64	769063.64	.	.
		765505.04	765505.04	.	.
		751772.42	751772.42	.	.
		760676.67	760676.67	.	.
		758113.28	758113.28	.	.
		774982.07	774982.07	.	.
		757859.04	757859.04	.	.
		750510.44	750510.44	.	.
		736983.42	736983.42	.	.
		743013.47	743013.47	.	.
		735813.43	735813.43	.	.
		711576.31	711576.31	.	.
		553591.52	553591.52	.	.
		498561.71	498561.71	.	.
		435274.23	435274.23	.	.
		374194.52	374194.52	.	.



319259.48	319259.48	.	.
266898.95	266898.95	.	.
219167.39	219167.39	.	.
129369.17	129369.17	.	.
103191.52	103191.52	.	.
90286.01	90286.01	.	.
72852.29	72852.29	.	.
58519.87	58519.87	.	.
39159.00	39159.00	.	.
561055.66	561055.66	.	.
919963.86	919963.86	.	.
836001.07	836001.07	.	.
599013.85	599013.85	.	.
198868.59	198868.59	.	.
64172.93	64172.93	.	.
111677.87	111677.87	.	.
109701.49	109701.49	.	.
55226.92	55226.92	.	.
21952.13	21952.13	.	.
97224.35	97224.35	.	.
173307.63	173307.63	.	.
162450.79	162450.79	.	.
91395.08	91395.08	.	.
38546.54	38546.54	.	.
88317.81	88317.81	.	.

Méthode : logit, inf=0.8, sup=1.8
 Statistiques sur les rapports de poids (= pondérations finales / pondérations initiales)
 et sur les pondérations finales

The UNIVARIATE Procedure
 Variable: _f_ (Rapport de poids)

Moments

N	328521	Sum Weights	328521
Mean	0.99383566	Sum Observations	326495.884
Std Deviation	0.03447952	Variance	0.00118884
Skewness	3.67646175	Kurtosis	57.3707117
Uncorrected SS	324873.808	Corrected SS	390.556756
Coeff Variation	3.46933787	Std Error Mean	0.00006016

Basic Statistical Measures

Location		Variability	
Mean	0.993836	Std Deviation	0.03448
Median	0.992428	Variance	0.00119
Mode	0.994045	Range	0.97729
		Interquartile Range	0.00708

Tests for Location: Mu0=0

Test	-Statistic-	-----p Value-----	
Student's t	t 16520.95	Pr > t	<.0001
Sign	M 164260.5	Pr >= M	<.0001
Signed Rank	S 2.698E10	Pr >= S	<.0001

Tests for Normality

Test	--Statistic--	-----p Value-----
------	---------------	-------------------



```

Kolmogorov-Smirnov   D      0.253124   Pr > D      <0.0100
Cramer-von Mises    W-Sq   6612.23   Pr > W-Sq   <0.0050
Anderson-Darling    A-Sq  30587.73   Pr > A-Sq   <0.0050

```

Quantiles (Definition 5)

```

Quantile      Estimate
100% Max      1.777377
99%           1.101569
95%           1.045110
90%           1.021491
75% Q3        0.996731
50% Median    0.992428
25% Q1        0.989652
10%           0.962850
5%            0.938971
1%            0.906910
0% Min        0.800083

```

Extreme Observations

```

-----Lowest-----
Value  CABFL      Obs      Value  CABFL      Obs
0.800083  1117022902  287133  1.76119  1117022933  287155
0.804149  1117006769  284349  1.76381  1107701157  151990
0.804356  1107995166  164333  1.76487  1107310435  134630
0.804820  1116594527  247401  1.76772  1100382866   7510
0.805115  1106598750   98854  1.77738  1117162783  303644

```

The SAS System

560

Méthode : logit, inf=0.8, sup=1.8

Statistiques sur les rapports de poids (= pondérations finales / pondérations initiales)
et sur les pondérations finales

The UNIVARIATE Procedure
Variable: f (Rapport de poids)

```

Histogram                                     #      Boxplot
1.775+*                                       14      *
. *                                           44      *
. *                                           4       *
. *                                           2       *
.
. *                                           3       *
. *                                           4       *
. *                                           14      *
. *                                           83      *
. *                                           100     *
. *                                           276     *
. *                                           348     *
. *                                           657     *
. *                                           1928    *
. ***                                         10915   *
. *****                                     46242   0
. *****                                     245322  +-0-+-
. ****                                         20044   *

```



```

.*
0.825+*
-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+
* may represent up to 5111 counts

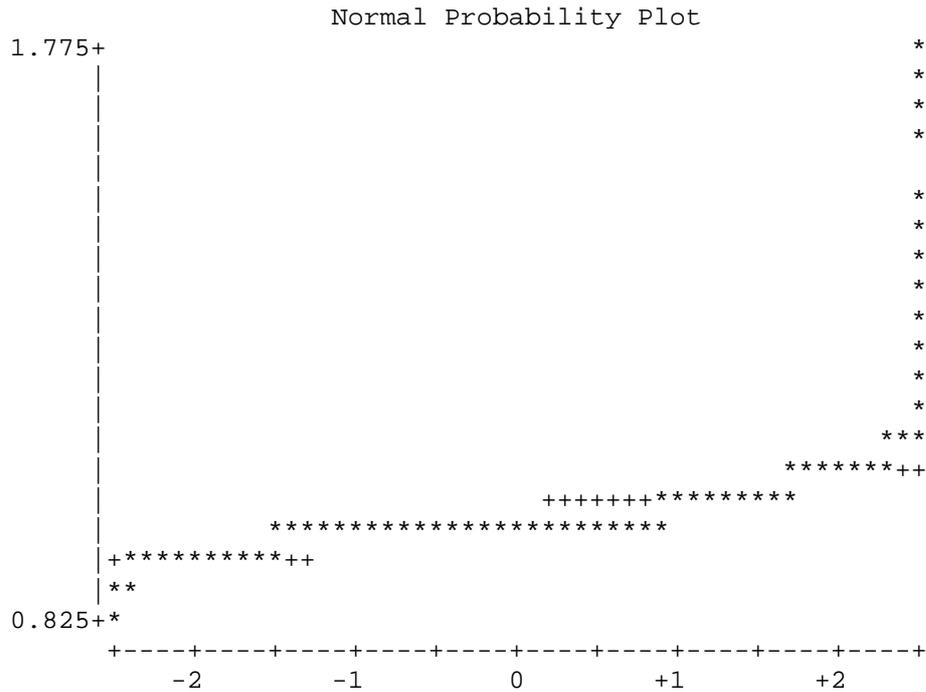
```

2147
374

*
*

Méthode : logit, inf=0.8, sup=1.8
 Statistiques sur les rapports de poids (= pondérations finales / pondérations initiales)
 et sur les pondérations finales

The UNIVARIATE Procedure
 Variable: _f_ (Rapport de poids)



The SAS System

562

Méthode : logit, inf=0.8, sup=1.8
 Statistiques sur les rapports de poids (= pondérations finales / pondérations initiales)
 et sur les pondérations finales

The UNIVARIATE Procedure
 Variable: __wfin (Pondération finale)

Moments

N	328521	Sum Weights	328521
Mean	82.7434507	Sum Observations	27182961.2
Std Deviation	60.7535001	Variance	3690.98778
Skewness	2.6767437	Kurtosis	11.0702361
Uncorrected SS	3461775311	Corrected SS	1212563304
Coeff Variation	73.4239382	Std Error Mean	0.10599606

Basic Statistical Measures

Location		Variability	
Mean	82.74345	Std Deviation	60.75350
Median	64.09968	Variance	3691



Mode 51.54799 Range 756.68355
 Interquartile Range 53.12862

Tests for Location: Mu0=0

Test	-Statistic-	-----p Value-----
Student's t	t 780.6276	Pr > t <.0001
Sign	M 164260.5	Pr >= M <.0001
Signed Rank	S 2.698E10	Pr >= S <.0001

Tests for Normality

Test	--Statistic--	-----p Value-----
Kolmogorov-Smirnov	D 0.157814	Pr > D <0.0100
Cramer-von Mises	W-Sq 3495.721	Pr > W-Sq <0.0050
Anderson-Darling	A-Sq 19447.34	Pr > A-Sq <0.0050

Quantiles (Definition 5)

Quantile	Estimate
100% Max	758.41929
99%	321.65267
95%	197.13138
90%	153.84241
75% Q3	98.68142
50% Median	64.09968
25% Q1	45.55280
10%	34.42554
5%	27.07802
1%	16.59886
0% Min	1.73575

Extreme Observations

-----Lowest-----			-----Highest-----		
Value	CABFL	Obs	Value	CABFL	Obs
1.73575	1116732398	259903	666.809	1116614408	249502
3.69527	1116487507	239247	672.715	1116753558	261814
3.77047	1117179587	306073	697.581	1116889096	272114
3.86514	1116203055	215379	725.009	1116891168	272286
3.90336	1117184595	307103	758.419	1116249972	219332

	Histogram	#	Boxplot
775+*		1	*
.*		1	*
.*		7	*
625+*		39	*
.*		139	*
.*		313	*
475+*		376	*
.*		382	*
.*		861	*
325+*		2570	*
***		3803	0
****		7233	0



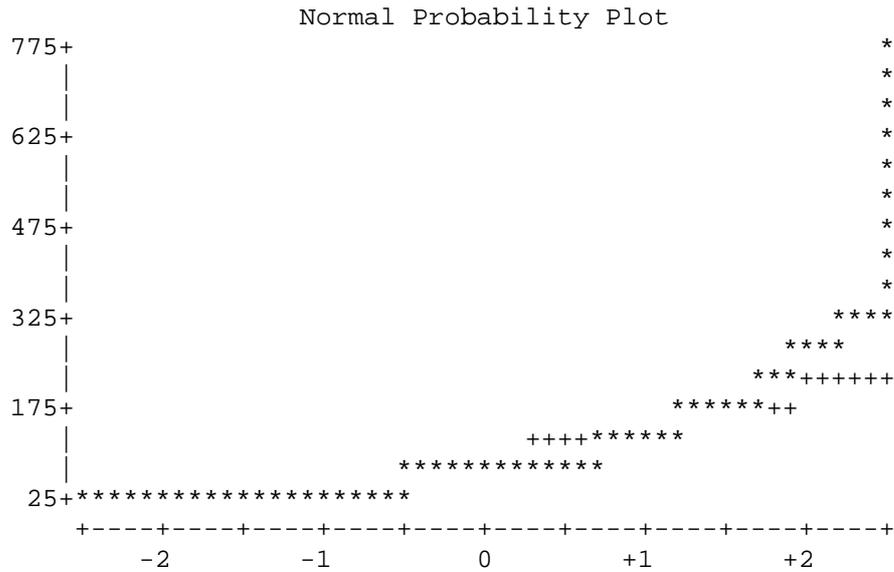
```

175+*****                                19633                                0
.*****
.*****145580                                +-----+
25+*****                                102850                                +-----+
-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+
* may represent up to 3033 counts

```

Méthode : logit, inf=0.8, sup=1.8
Statistiques sur les rapports de poids (= pondérations finales / pondérations initiales)
et sur les pondérations finales

The UNIVARIATE Procedure
Variable: __wfin (Pondération finale)



Méthode : logit, inf=0.8, sup=1.8
Contenu de la table poidsf contenant la nouvelle pondération poidsme0

The CONTENTS Procedure

Data Set Name	WORK.POIDSF	Observations	328521
Member Type	DATA	Variables	2
Engine	V9	Indexes	0
Created	mardi 08 janvier 2013 14 h 46	Observation Length	24
Last Modified	mardi 08 janvier 2013 14 h 46	Deleted Observations	0
Protection		Compressed	NO
Data Set Type		Sorted	NO
Label			
Data Representation	WINDOWS_32		
Encoding	wlatin1 Western (Windows)		

Engine/Host Dependent Information

Data Set Page Size	4096
Number of Data Set Pages	1956
First Data Page	1
Max Obs per Page	168
Obs in First Data Page	117
Number of Data Set Repairs	0
File Name	D:\SAS9\SasWork_TD3440\poidsf.sas7bdat
Release Created	9.0101M3
Host Created	XP_PRO



Alphabetic List of Variables and Attributes

#	Variable	Type	Len	Format	Informat	Label
1	CABFL	Char	10	\$10.	\$10.	CABFL
2	poidsmen0	Num	8			

The SAS System

566

 *** BILAN ***

```

*
* Table en entrée : EFL5
*
* Nombre d'observations dans la table en entrée : 333498
* Nombre d'observations éliminées : 4977
* Nombre d'observations conservées : 328521
*
* Variable de pondération : POIDSMEN
*
* Nombre de variables numériques : 250
* Liste des variables numériques :
  AGE00 AGE01 AGE02 AGE04 AGE05 AGE06 AGE07 AGE08 AGE09 AGE11 AGE12 AGE13 AGE14 AGE15
AGE16
AGE18 AGE19 AGE20 AGE21 AGE22 AGE23 AGE24 AGE26 AGE27 AGE28 AGE29 AGE30 AGESS ENF111 ENF112
ENF113 ENF114 ENF115 ENF211 ENF212 ENF213 ENF214 ENF215 ENF221 ENF222 ENF223 ENF224 ENF225
ENF231
ENF232 ENF233 ENF234 ENF235 ENF241 ENF242 ENF243 ENF244 ENF245 ENF251 ENF252 ENF253 ENF254
ENF255
ENF261 ENF262 ENF263 ENF264 ENF265 ENF311 ENF312 ENF313 ENF314 ENF315 ENF411 ENF412 ENF413
ENF414
ENF415 ENF421 ENF422 ENF423 ENF424 ENF425 ENF431 ENF432 ENF433 ENF434 ENF435 ENF521 ENF522
ENF523
ENF524 ENF525 ENF531 ENF532 ENF533 ENF534 ENF535 ENF541 ENF542 ENF543 ENF544 ENF545 ENF721
ENF722
ENF723 ENF724 ENF725 ENF731 ENF732 ENF733 ENF734 ENF735 ENF741 ENF742 ENF743 ENF744 ENF745
ENF751
ENF752 ENF753 ENF754 ENF755 ENF821 ENF822 ENF823 ENF824 ENF825 ENF831 ENF832 ENF833 ENF834
ENF835
ENF911 ENF912 ENF913 ENF914 ENF915 ENF931 ENF932 ENF933 ENF934 ENF935 MOCO1121 MOCO1122
MOCO1123
MOCO21 MOCO22 MOCO2221 MOCO2222 MOCO2223 MOCO23 MOCO2321 MOCO2322 MOCO2323 MOCO2421 MOCO2422
MOCO2423 MOCO2521 MOCO2522 MOCO2523 MOCO2621 MOCO2622 MOCO2623 MOCO3121 MOCO3122 MOCO3123
MOCO4121 MOCO4122 MOCO4123 MOCO4221 MOCO4222 MOCO4223 MOCO4321 MOCO4322 MOCO4323 MOCO5221
MOCO5222 MOCO5223 MOCO5321 MOCO5322 MOCO5323 MOCO5421 MOCO5422 MOCO5423 MOCO7221 MOCO7222
MOCO7223 MOCO7321 MOCO7322 MOCO7323 MOCO7421 MOCO7422 MOCO7423 MOCO7521 MOCO7522 MOCO7523
MOCO8221 MOCO8222 MOCO8223 MOCO8321 MOCO8322 MOCO8323 MOCO9121 MOCO9122 MOCO9123 MOCO9321
MOCO9322 MOCO9323 NB181 NB182 NB183 NB184 NENF1 NENF2 NENF3 NENF4 NENF5 REG11 REG21 REG22 REG23
REG24 REG25 REG26 REG31 REG41 REG42 REG43 REG52 REG53 REG54 REG72 REG73 REG74 REG75 REG82 REG83
REG91 REG93 SFM11 SFM12 SFM21 SFM22 SFM30 SFM31 SFM32 SFM33 SFM34 SFM40 SFM51 SFM52 SFM53 SFM54
SFM61
*
* Méthode utilisée : logit, borne inférieure = 0.8, borne supérieure = 1.8
* Le calage a été réalisé en 5 itérations
* Les poids ont été stockés dans la variable POIDSMEN0 de la table POIDSF
  
```



ANNEXE

Objectifs de l'EFL 2011

En dehors de l'objectif de tester la faisabilité d'enquêtes adossées au EAR, l'EFL avait pour finalité d'étudier :

La fécondité.

L'objectif de l'EFL est de permettre une étude de la fécondité à un niveau fin :
par génération
par région
selon le niveau social
selon le diplôme
selon le pays de naissance
selon la nationalité à la naissance des parents (fécondité des descendants d'immigrés).

Ces analyses ont pour **unité statistique l'adulte répondant**.

Les utilisateurs pourront remonter les informations nécessaires relatives aux enfants dans la table adulte pour faire les analyses souhaitées avec une pondération adulte sur le champ des pères ou des mères (on aurait dans une table enfant identmere et identpere voire identmere2 et identpere2). Certaines informations sur les enfants seront présentes par défaut dans la table adulte : nombre d'enfants, année de naissance du premier enfant...

De plus, la pondération adulte sur le champ des pères, mères, beaux-pères, belles-mères permet de répondre aux questions suivantes :

On pourra intégrer des données relatives aux enfants (comme leur âge, sexe, ...) au moment du calage pour la pondération adulte pour améliorer la qualité de ces analyses.

Les structures des familles

L'objectif est, en particulier, de **caractériser les familles monoparentales et recomposées** (autour d'un père, d'une mère, caractériser ces pères et ces mères, notamment voir s'ils sont eux-mêmes issus de familles recomposées ou si leurs parents sont séparés, les enfants qui y vivent, s'ils vivent ailleurs ou non...).

Les contours de la famille « au sens du recensement » s'inscrivent au sein du ménage et supposent que les individus qui la composent vivent la majorité du temps dans le logement.

On va donc chercher à analyser les familles monoparentales et recomposées, ainsi que les membres de ces familles, correspondant à cette notion. Les familles monoparentales correspondent à un parent unique (père ou mère) dont au moins un des enfants est présent la majorité du temps dans le logement ; les familles recomposées sont constituées de couple hétérosexuel avec au moins un enfant qui n'est pas du couple actuel présent la majorité du temps dans le logement.

Ces analyses mobilisent **plusieurs unités statistiques différentes** :

- **L'adulte répondant** pour caractériser les pères et beaux-pères, les mères et belles-mères de ces familles.

On souhaite que les nombres de parents femmes et hommes vivant en famille avec enfants (notamment pour les familles recomposées) soient les mêmes.



A partir de ce poids et de cette unité statistique, on peut également étudier les pères et mères qui ne vivent pas la plupart du temps avec leurs enfants issus de précédentes unions qu'ils aient ou non des enfants avec leur conjoint actuel.

Il est donc possible d'analyser les parents des familles monoparentales ou recomposées dont les enfants ou ceux de la précédente union ne vivent pas la majorité du temps dans ce logement.

- **La famille** pour comparer la taille des familles selon le type de famille par exemple, connaître la part des familles recomposées dans l'ensemble des familles.

Pour ces analyses un poids famille est nécessaire. Il sera intégré dans une table famille. Afin de conserver les spécificités EFL (couples non cohabitants, couples homosexuels avec ou sans enfant, familles recomposées avec parents homosexuels...) cette pondération consistera à caler les familles répondantes EFL selon leur mode de cohabitation au sens du RP (MOCO) sur l'ensemble des familles répondantes au RP.

On souhaite que le nombre de familles par type de famille corresponde à celui du RP (familles recomposées + autres couples avec enfant = couple avec enfant rp par exemple...)

On ne pourra pas analyser au niveau famille, les familles recomposées ou monoparentales dont les enfants ou ceux de la précédente union ne vivent pas la majorité du temps dans ce logement. Ces situations ne pourront être analysées qu'au niveau individuel.

- **Les enfants de la famille** pour caractériser les enfants qui vivent dans ces familles notamment leurs âges... On distinguera deux unités statistiques différentes :

1/ les enfants de moins de 18 ans vivant dans le logement du parent chez lequel il passe le plus de temps.

2/ les enfants de moins de 25 ans vivant dans le logement du parent chez lequel il passe le plus de temps.

Il est également attendu de pouvoir faire **une analyse spatiale des familles**, notamment afin d'évaluer le réservoir d'aide potentiel pour les personnes âgées ou les jeunes parents. Il semblerait que ces études puissent se faire à partir de la table des répondants avec **une pondération adulte** en sélectionnant le champ souhaité (personnes âgées ou jeunes parents).

Les couples

L'enquête permettra d'étudier **les personnes pacsées, les couples de même sexe**. Par ailleurs, l'enquête a pour objectif de confronter les résultats des analyses sur la famille issues du recensement ou du TCM avec les résultats EFL sur les couples cohabitants ou non.

Comme pour les familles recomposées, on souhaite que le nombre de femmes répondantes et d'hommes répondants en couple de sexe différent soient le même.

Ces études portent sur les unités statistiques des **adultes répondants et des familles** (les couples sans enfant ainsi que les couples avec enfant(s) constituent des types de familles au sens du recensement). **Les poids adultes et familles pourront ainsi être utilisés.**

Mode de garde

La question sur les modes de garde des enfants de moins de 4 ans devrait permettre de mesurer des corrélations entre les modes de gardes utilisés, les caractéristiques des enfants et des parents et éventuellement l'offre disponible en la matière à partir d'un enrichissement de la base via des données externes.



L'**unité statistique** peut être **la famille** si l'on souhaite s'interroger sur la présence d'un mode de garde au sein d'une famille ou **l'enfant**.

La multi résidence

Les risques de double-compte ou omission dans le RP sont sans doute accrus en cas de multi résidence.

L'objectif est d'approcher les situations de multi-résidence au niveau des adultes répondants sur quelques configurations particulières : les conjoints ne cohabitant pas de manière permanente pour raisons professionnelles, les étudiants vivant hors du logement familial pour leurs études.

L'analyse des doubles-comptes ou omissions RP croisera cette approche sur la multi-résidence avec une analyse du respect des consignes RP à travers les réponses EFL : enquêté ayant répondu à tort dans le logement ou omis à tort (exemple : conjoint absent la semaine pour des raisons professionnelles), enfant mineur recensé à tort.

L'unité statistique est le répondant.

La multi-résidence des enfants, plus complexe sera également étudiée.

Les enfants en garde alternée ne peuvent pas être analysés à partir de l'EFL car ils ne peuvent être isolés de l'ensemble des enfants en garde partagée.

On pourra comparer le nombre d'enfants mineurs en garde partagée déclarés par les mères d'une part et par les pères d'autre part. On cherche à voir s'il y a des différences de déclarations entre les hommes et les femmes sur ce point. Toutefois les contrôles de cohérences seront délicats. Pour savoir si un enfant est en garde partagée il faut que le parent ait coché les cases « la moitié du temps ou plus » ou « moins de la moitié du temps » dans la partie sur le temps passé dans le logement ainsi que « oui chez son autre parent » dans la partie sur son autre logement. Or ces informations sont assez souvent manquantes et la non-réponse ne sera sans doute pas la même pour les pères ou les mères.

Les orphelins

Deux questions sur le décès et l'année de décès du père et de la mère permettent d'étudier les orphelins et notamment l'âge auquel on devient orphelin.

Ces analyses ne peuvent être faites **qu'au niveau adulte répondant**.

Les petits-enfants

Il n'existe pas d'autres sources que l'EFL pour étudier les grands-parents. L'information est assez limitée : seuls le nombre de petits-enfants et l'âge de l'aîné sont renseignés.

Ces analyses peuvent être faites **au niveau adulte répondant**.

Les personnes adoptées

Ce thème n'était pas présenté dans le premier comité de pilotage de l'EFL.

Selon que l'on s'intéresse aux adoptés ou aux adoptants **l'unité statistique est l'enfant (pour les adoptés mineurs) ou l'adulte répondant (pour les adoptants)**.



Analyses des ménages

Si on veut s'intéresser aux ménages pour répondre par exemple à : Qui sont les ménages complexes ? Il faudra prévoir une pondération spécifique au niveau ménage.

Les différents niveaux de pondération à étudier seraient ainsi:

- individus de 18 ans et plus (POIDS_IND)
- enfants du parent chez lequel ils passent le plus de temps (POIDS_MEN_FAM_ENF)
- familles (POIDS_MEN_FAM_ENF)
- ménages (POIDS_MEN_FAM_ENF)

Pour la pondération au niveau individu, on peut envisager des marges au niveau national (par exemple, sexe*âge détaillé) et des marges au niveau régional (par exemple région*(sexe, moco, groupe d'âge, diplôme, pays de naissance, tranche d'unité urbaine, ...))



Direction des Statistiques Démographiques et Sociales
Unité "Méthodes Statistiques"
Division "Echantillonnage et Traitement Statistique des Données"

NOTE

A l'attention de Pascale Breuil

Dossier suivi par :
Loonis Vincent
Tél. : 01 41 17 54 20
Fax : 01 41 17 62 87
Mél : DG75-F410@insee.fr

Paris, le 26 mai 2010
N° 1134/DG75-F410/

Objet : Modifications apportées à l'échantillon initial de l'Enquête Famille et Logements

Réduction de la taille de l'échantillon

L'échantillon initial de l'Enquête Famille et Logements (EFL) 2011 a été construit sous l'hypothèse d'un budget autorisant une collecte auprès de 450 000 adultes (après non réponse communale et avant non-réponse individuelle). En introduisant une non réponse communale de 10% sur les communes non systématiques, l'échantillon final sélectionné est calibré à 2 781 grappes regroupant 490 000 adultes recensés en 2006 (note N° 348/DG75-F410 et tableau 1 en annexe).

La modification des conditions budgétaires conduit à n'envisager finalement l'enquête qu'auprès de 380 000 adultes (après non-réponse communale et avant non réponse individuelle) au lieu de 450 000. Il a été décidé de sélectionner ce sous-échantillon dans l'échantillon initial. Les contraintes de ce sous-échantillonnage sont alors de ne pas modifier l'échantillon sélectionné dans la région administrative d'Île-de-France compte tenu des engagements de financements externes obtenus dans cette région. Une autre contrainte à prendre en compte est la modification des hypothèses de non-réponse communale suite au comité de pilotage du 29 mars 2010 : 5% en commune systématique (contre 0% auparavant) et 15% pour les communes non-systématiques (contre 10% auparavant). Compte tenu de la contrainte de non-modification de l'échantillon sur l'Île-de-France, ces nouvelles hypothèses de non-réponse n'ont pas été appliquées sur cette région.

La méthode retenue s'apparente à celle mobilisée pour la gestion des réserves : on sélectionne la réserve (ou son complémentaire) **par un sondage à probabilité constante des grappes** en introduisant d'éventuelles strates.

Ici on distingue 4 strates de tirage selon que la grappe appartient à l'IDF (ou non) et que la commune est exhaustive (ou non).

Le nombre de grappes à sélectionner se déduit de la répartition initiale de l'échantillon par strates que ce soit en nombre de grappes et/ou en nombres d'adultes recensés en 2006 (tableau 1). On procède alors comme suit :



- On déduit la répartition attendue de l'échantillon initial après non-réponse communale et avant restriction budgétaire sous l'hypothèse de 10% de non réponse communale pour les communes non systématiques (tableau 2) ; cette répartition correspond à l'échantillon après non-réponse communale de la note N°348/DG75-F410 (avec l'hypothèse de non-réponse a lors retenue).
- On déduit la répartition attendue de l'échantillon sous l'hypothèse de 380 000 adultes (tableau 3)
 - On conserve l'ensemble de l'échantillon pour l'Île-de-France
 - Le complément à 380 000 est réparti proportionnellement à la répartition initiale des 450 000.
- On déduit la répartition de l'échantillon en incluant une non-réponse communale finalement fixée à 5 % dans les communes exhaustives et 15 % dans les autres. Pour l'Île-de-France, on est amené à reprendre l'ensemble de l'échantillon initial. Au final, la taille moyenne attendue de l'échantillon est de 433 000 adultes recensés en 2006 (tableau 4).
- De la taille moyenne des grappes observée dans l'échantillon initial (tableau 1), on déduit le nombre de grappes à sélectionner par strate de *seconde phase* (tableau 5).
- De manière concrète le tirage est stratifié. Dans chaque strate on a recours à un algorithme systématique contrôlé par les strates de tirage initial (région*type de communes)
- La pondération finale s'obtient en multipliant la pondération initiale par l'inverse du taux de sondage de seconde phase.

L'extension parisienne

L'échantillon national fait l'objet d'une extension pour la commune de Paris. Dans cette dernière, 427 grappes ont été créées dont 56 ont été sélectionnées dans la partie nationale pour un nombre d'adultes recensés de 9 477 en 2006.

Les discussions avec la mairie de Paris ont conduit à fixer à 25 000 la taille finale de l'échantillon, soit une extension de 15 500 adultes recensés.

Compte tenu de la taille moyenne des grappes à Paris, il s'agit de sélectionner 93 grappes supplémentaires.

- On utilise ici le fait que les 56 grappes initiales ont été sélectionnées selon un plan à probabilités constantes.
 - On peut alors sélectionner les 93 grappes dans le complément par un sondage à probabilités constantes. In fine les grappes sont toutes sélectionnées au même taux : $(56+93)/427$

Répartition des grappes selon le genre

La répartition des grappes selon le genre vise un objectif de 1/3 de l'échantillon final constitué d'hommes adultes et 2/3 de femmes adultes. La répartition s'effectue aléatoirement par strates initiales de tirage (44 strates : région * type de commune). La clé se déduit de la taille moyenne des grappes selon le genre et la strate (voire note N° 348/DG75-F410) On reproduit en annexes le tableau donnant les clés de répartition (tableau 6).

Par exemple, pour l'Île-de-France les grappes de l'échantillon sont attribuées aux hommes dans une proportion de $65/(65+113)$. Afin de réduire le nombre de communes mixtes, c'est à dire dans lesquelles au moins 1 grappe de chaque genre est enquêté, cette attribution s'effectue



par strates et selon un tirage systématique sur fichier trié de manière aléatoire¹. In fine, on réalise un « vrai » sondage aléatoire simple.

Le résultat final de toutes les procédures d'échantillonnage est donné dans le tableau 7 pour la répartition de l'échantillon et dans le tableau 8 pour la structure des pondérations.

Le Chef de la Division Échantillonnage et Traitement
Statistique des Données

Vincent Loonis

Copie : G. Buisson, O. Chardon, F. Clanché, F. Dupont, A. Hachid, M. Méron, P. Pétour, X. Niel,
C. Ravel, O. Rascol, A. Rivière, C. Toulet, L. Trigano, D. Verger
Pour Information S. Lollivier.

¹ Plutôt que systématique trié par commune qui conduisait à maximiser le nombre de communes mixtes.



Tableau 1 : Répartition initiale de l'échantillon avant réduction du budget (y compris non réponse communale de 10% dans les communes non systématiques)

Région administrative	typecommune																Ensemble			
	Système								Non Système											
	GC				PC				GC				PC							
	Nombre de			Taille moyenne des grappes	Nombre de			Taille moyenne des grappes	Nombre de			Taille moyenne des grappes	Nombre de			Taille moyenne des grappes	Nombre de			taille moyenne des grappes
	Commune	grappes	adultes recensés en 2006		Commune	grappes	adultes recensés en 2006		Commune	grappes	adultes recensés en 2006		Commune	grappes	adultes recensés en 2006		Commune	grappes	Adultes recensés en 2006	
Île de France	19	59	10 003	170					68	132	29 395	223	22	37	8 902	241	109	228	48 300	212
Autres	108	477	83 439	175	15	40	6 575	164	233	427	85 143	199	1 171	1 609	266 619	166	1 527	2 553	441 775	173
Ensemble	127	536	93 442	174	15	40	6 575	164	301	559	114 537	205	1 193	1 646	275 521	167	1 636	2 781	490 075	176

Tableau 2 : Répartition initiale de l'échantillon tiré en nombre d'adultes recensés en 2006 (après non réponse communale de 10 % dans les communes non systématiques)

	Ensemble				
	Système		Non Système		
	Grandes	Petites	Grandes	Petites	
Île-de-France	10 003		26 455	8012	44470
Autres	83439	6575	76628	239957	406599
Ensemble	93442	6575	103084	247969	451059

Tableau 3 : Répartition de l'échantillon en nombre d'adultes recensés en 2006 (après non réponse communale) pour une taille globale de 380 000 (sous l'hypothèse de non-modification de l'échantillon d'Île-de-France).

	Ensemble				
	Système		Non Système		
	Grandes	Petites	Grandes	Petites	
Île de France	10 003		26 455	8012	44470
Autres	68854	5425	63234	198015	335530
Ensemble	78 858	5425	89 690	206 027	380000

Tableau 4 : Répartition de l'échantillon en nombre d'adultes recensés en 2006 (avant non réponse communale de 5 % dans les systématiques hors Île-de-France, de 15 % dans les communes non systématiques hors Île-de-France et de 10% dans les non-systématiques d'Île-de-France)

	Ensemble				
	Système		Non Système		
	Grandes	Petites	Grandes	Petites	
Île de France	10003		29395	8902	48300
Autres	72478	5710	74393	232959	385543
Ensemble	82482	5710	103788	241860	433842



Tableau 5: Répartition de l'échantillon en nombre de grappes (avant non réponse communale de 5 % dans les communes systématiques hors Île-de-France, de 15 % dans les communes non systématiques hors île-de-France et de 10% dans les non systématiques d'île-de-France)

	Systématiques		Non Systématiques		Ensemble
	Grandes	Petites	Grandes	Petites	
	Île de France	59		132	
Autres	414	35	373	1406	2228
Ensemble	473	35	505	1443	2456



Tableau 6 : Nombre théorique² de grappes à sélectionner par région administrative (avant réduction de l'échantillon, avant non réponse communale, voire note N°348/DG75-F410) .

Région administrative	Nombre de grappes construites dans les		Ensemble	Nombre moyen ... recensé(e)s en 2006 par grappe dans les ...				Nombre de grappes à sélectionner						Ensemble
	Grandes	Petites		Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Ensemble	Hommes	Femmes	Ensemble	
	N _{tot}	N _{tot}						n _H	n _F	(n _{TOT})	n _H	n _F	(n _{TOT})	
	communes			grandes		petites		grandes		petites		communes		
				communes				communes				communes		Ensemble
11 - Île-de-France	1 361	647	2 008	189,1	216,1	215	225	65	113	178	11	21	32	210
21 - Champagne-Ardenne	94	484	578	143,9	169,4	119,9	124	14	23	37	26	50	76	113
22 - Picardie	82	629	711	178,9	212,7	152,7	159,1	10	17	27	27	52	79	106
23 - Haute-Normandie	114	448	562	163,4	196,4	178,6	188,2	15	24	39	19	36	55	94
24 - Centre	154	695	849	153,9	180,1	174,2	180	16	28	44	25	49	74	118
25 - Basse-Normandie	59	542	601	161,9	198,9	142,8	151,1	8	13	21	27	52	79	100
26 - Bourgogne	81	606	687	159,4	192,8	138,1	144,5	11	18	29	28	54	82	111
31 - Nord-Pas de Calais	294	716	1 010	173,6	203	199,8	215,8	25	42	67	22	40	62	129
41 - Lorraine	107	773	880	183,7	214	151,5	160	12	20	32	30	57	87	119
42 - Alsace	114	364	478	181,3	205,6	210,6	217,8	14	24	38	16	31	47	85
43 - Franche-Comté	46	477	523	182,2	214,3	125,9	129,6	7	12	19	26	51	77	96
52 - Pays de la Loire	222	808	1 030	158,4	182,6	192,2	195,6	20	34	54	26	50	76	130
53 - Bretagne	161	841	1 002	166,3	190,7	187,2	197,3	15	26	41	28	53	81	122
54 - Poitou-Charentes	78	569	647	152,7	186,8	170,3	178,3	10	16	26	25	48	73	99
72 - Aquitaine	209	861	1 070	152,5	182,8	165,6	175,8	20	34	54	28	53	81	135
73 - Midi-Pyrénées	167	915	1 082	170,8	194,5	142,2	148,9	16	29	45	32	61	93	138
74 - Limousin	45	239	284	144,1	178,6	154,3	163,7	9	14	23	16	31	47	70
82 - Rhône-Alpes	390	1362	1 752	171,9	201,3	183,5	190,5	27	45	72	33	64	97	169
83 - Auvergne	68	431	499	157,7	191,4	161,2	167,5	10	16	26	22	42	64	90
91 - Languedoc-Roussillon	157	705	862	164,2	196,1	163,5	175,4	16	28	44	26	48	74	118
93 - PACA	573	614	1 187	158,9	188,5	172,9	184,3	42	71	113	17	31	48	161
94 - Corse	19	127	146	174	212,2	109,4	112,8	6	10	16	13	25	38	54
Ensemble	4595	13853	18 448					388	657	1045	523	999	1522	2567

² On tient compte de la non réponse individuelle mais pas encore de la non réponse communale.



Tableau 7 : répartition finale de l'échantillon (après réduction et extension parisienne)

	Ensemble						Type de commune							
	Genre						Grandes				Petites			
							Genre				type			
	FEMME		HOMME		Ensemble		FEMME		HOMME		FEMME		HOMME	
	Nombre		Nombre		Nombre		Nombre		Nombre		Nombre		Nombre	
Grappes	adultes recensés en 2006	Grappes	adultes recensés en 2006	Grappes	adultes recensés en 2006	Grappes	adultes recensés en 2006	Grappes	adultes recensés en 2006	Grappes	adultes recensés en 2006	Grappes	adultes recensés en 2006	
11 - Île-de-France	204	42 004	117	21 128	321	63 132	180	36 542	104	17 719	24	5 462	13	3 409
21 - Champagne-Ardenne	71	10 210	39	4 774	110	14 984	22	3 888	13	1 611	49	6 322	26	3 163
22 - Picardie	64	10 219	35	5 510	99	15 729	15	2 791	9	1 681	49	7 428	26	3 829
23 - Haute-Normandie	55	10 903	33	5 152	88	16 055	21	3 855	14	2 239	34	7 048	19	2 913
24 - Centre	74	14 531	40	6 574	114	21 105	27	4 948	15	2 381	47	9 583	25	4 193
25 - Basse-Normandie	63	9 475	34	5 695	97	15 170	12	2 304	8	1 465	51	7 171	26	4 230
26 - Bourgogne	66	10 510	36	4 812	102	15 322	14	2 869	10	1 959	52	7 641	26	2 853
31 - Nord-Pas de Calais	79	16 599	44	8 261	123	24 860	40	8 589	23	3 758	39	8 010	21	4 503
41 - Lorraine	75	13 140	40	6 277	115	19 417	19	4 084	11	2 042	56	9 056	29	4 235
42 - Alsace	51	10 731	29	5 858	80	16 589	21	4 464	13	2 800	30	6 267	16	3 058
43 - Franche-Comté	60	9 394	32	4 375	92	13 769	12	2 533	7	1 403	48	6 861	25	2 972
52 - Pays de la Loire	79	14 699	44	7 862	123	22 561	30	5 840	18	2 886	49	8 859	26	4 976
53 - Bretagne	74	14 866	41	7 505	115	22 371	22	4 357	14	2 190	52	10 509	27	5 315
54 - Poitou-Charentes	61	12 031	34	5 660	95	17 691	14	2 583	10	1 573	47	9 448	24	4 087
72 - Aquitaine	82	12 748	44	7 166	126	19 914	31	4 834	17	2 553	51	7 914	27	4 613
73 - Midi-Pyrénées	85	13 887	45	6 941	130	20 828	26	5 407	14	2 596	59	8 480	31	4 345
74 - Limousin	42	6 749	25	3 882	67	10 631	12	2 051	9	1 342	30	4 698	16	2 540
82 - Rhône-Alpes	103	18 972	56	8 976	159	27 948	41	7 772	24	4 088	62	11 200	32	4 888
83 - Auvergne	55	9 831	29	4 949	84	14 780	14	2 613	9	1 885	41	7 218	20	3 064
91 - Languedoc-Roussillon	72	13 980	39	6 593	111	20 573	25	5 394	14	2 318	47	8 586	25	4 275
93 - PACA	95	17 672	54	8 728	149	26 400	65	12 444	38	6 055	30	5 228	16	2 673
94 - Corse	32	4 637	17	1 851	49	6 488	9	1 893	5	952	23	2 744	12	899
Ensemble	1 642	297 788	907	148 529	2 549	446 317	672	132 055	399	67 496	970	165 733	508	81 033



Tableau 8 : Pondérations finales des grappes Femmes avant multiplication par la pondération EAR.

	Grandes Communes								Petites Communes							
	Systématiques				Systématiques				Systématiques				Systématiques			
	Nbre de grappes	Pondération			Nbre de grappes	Pondération			Nbre de grappes	Pondération			Nbre de grappes	Pondération		
		Min	Moyenne	Max		Min	Moyenne	Max		Min	Moyenne	Max		Min	Moyenne	Max
11 - Île-de-France	94	4,5	4,6	10,5	86	10,7	10,8	11					24	27	27	27
21 - Champagne-Ardenne	13	4,6	4,7	5,1	9	3,7	3,8	4,6					49	9,9	10	11,3
22 - Picardie	7	4,9	5,3	5,5	8	5	5	5,4					49	12,4	12,6	13,9
23 - Haute-Normandie	10	5,1	5,4	5,6	11	4,6	5	5,4	2	13,1	13,1	13,1	32	13	13,2	14,9
24 - Centre	13	6	6,5	7,2	14	5,3	5,4	5,8	1	18,1	18,1	18,1	46	14,3	14,5	14,7
25 - Basse-Normandie	4	5,6	5,6	5,6	8	4,7	4,7	4,7					51	10,7	10,9	11,3
26 - Bourgogne	11	4,3	5,1	5,2	3	5,8	5,8	5,8	5	11	11	11	47	11,5	11,7	12,1
31 - Nord-Pas de Calais	10	7,4	8	9,2	30	7,1	7,1	7,3					39	18,3	18,5	18,9
41 - Lorraine	8	6,1	6,1	6,1	11	5,2	5,5	5,6					56	13,9	13,9	14,8
42 - Alsace	15	5,5	5,5	5,5	6	5	5,1	5,2					30	12	12,1	12,2
43 - Franche-Comté	8	4,3	4,3	4,3	4	3,6	3,8	4					48	9,6	9,7	9,8
52 - Pays de la Loire	17	6,7	7,4	9,1	13	6,7	7	8,1					49	15,6	15,7	15,7
53 - Bretagne	12	6,7	7,3	8,2	10	6,7	6,8	6,8					52	16,3	16,4	16,4
54 - Poitou-Charentes	9	5	5,8	6,6	5	4,4	5,4	7,4	3	13,9	14,8	16,5	44	12,1	12,2	12,2
72 - Aquitaine	12	7,2	7,5	8,2	19	5,9	6,2	7,2					51	16,3	16,5	20,1
73 - Midi-Pyrénées	16	6,6	6,8	8	10	5,3	5,8	7,1	1	20	20	20	58	15	15,3	15,4
74 - Limousin	10	2,8	3,4	3,8	2	3,7	3,7	3,7	1	8,7	8,7	8,7	29	7,9	8	8,7
82 - Rhône-Alpes	12	8,8	9,8	10,6	29	8,5	9,1	10,9					62	21,4	21,4	21,4
83 - Auvergne	8	4,4	4,6	4,7	6	5,5	5,5	5,5	3	13,1	13,6	13,9	38	10	10,4	12,2
91 - Languedoc-Roussillon	17	6	6,7	7,2	8	4,6	4,9	5,4	2	16,4	16,4	16,4	45	14,9	15	15,1
93 - PACA	37	7,9	9,3	11	28	8,3	8,5	9					30	18,6	19	21,3
94 - Corse	9	1,8	2,1	2,2					5	5,2	5,9	6,9	18	5,1	5,3	6,1
Ensemble	352	1,8	6	11	320	3,6	7,6	11	23	5,2	12	20	947	5,1	14,2	27



Tableau 8 : Pondérations finales des grappes Hommes avant multiplication par la pondération EAR.

	Grandes Communes								Petites Communes							
	Systématiques				Systématiques				Systématiques				Systématiques			
	Nbre de grappes	Pondération			Nbre de grappes	Pondération			Nbre de grappes	Pondération			Nbre de grappes	Pondération		
		Min	Moyenne	Max		Min	Moyenne	Max		Min	Moyenne	Max		Min	Moyenne	Max
11 - Île-de-France	58	7,8	8	18,3	46	18,6	18,7	19,2					13	51,5	51,5	51,6
21 - Champagne-Ardenne	10	7,6	8	8,4	3	6	7	7,5					26	19,1	19,3	21,7
22 - Picardie	3	9,3	9,3	9,3	6	8,4	8,8	9,2					26	23,9	24,1	24,8
23 - Haute-Normandie	8	8,2	8,9	9	6	7,4	8	8,9					19	24,6	24,6	24,8
24 - Centre	7	10,6	11,1	12,7	8	9,2	9,6	10,2	1	35,5	35,5	35,5	24	28	28,3	30,5
25 - Basse-Normandie	2	9,1	9,1	9,1	6	6	6,8	7,7	3	20,1	20,1	20,1	23	20,7	20,9	21,2
26 - Bourgogne	6	7,1	7,8	8,6	4	7	8,9	9,5					26	22,2	22,6	23,3
31 - Nord-Pas de Calais	9	12,4	14	15,4	14	11,9	11,9	11,9					21	33,2	33,5	34,3
41 - Lorraine	3	10,1	10,1	10,2	8	8,7	9	9,3					29	26,4	26,7	29,9
42 - Alsace	6	9,4	9,4	9,4	7	8,6	8,7	8,9					16	23,2	23,5	23,6
43 - Franche-Comté	3	7,3	7,3	7,3	4	6,2	6,6	6,9	2	22,6	22,6	22,6	23	18,9	18,9	19,3
52 - Pays de la Loire	10	11,4	12,8	15,6	8	11,4	11,8	12,3					26	29,9	30,1	30,2
53 - Bretagne	9	11,5	12,1	13	5	11,8	12,1	12,4					27	30,9	31,3	34,8
54 - Poitou-Charentes	6	8	9,3	10,5	4	7,4	7,4	7,4	3	26,7	28,4	31,7	21	23,3	23,4	23,5
72 - Aquitaine	5	12,2	12,9	14	12	10	11	12,3					27	30,8	30,9	31
73 - Midi-Pyrénées	6	11,9	12,1	12,2	8	9,6	10,1	11,2					31	28,7	29	29,3
74 - Limousin	9	4,4	5,6	5,9					2	16,8	16,8	16,8	14	15,3	15,5	16,8
82 - Rhône-Alpes	12	14,6	16,1	17,7	12	14,1	15,2	18,2					32	41,5	41,5	41,5
83 - Auvergne	6	7	7,3	7,5	3	5,9	6,9	8,9	1	24,9	24,9	24,9	19	19,1	20,1	23,3
91 - Languedoc-Roussillon	9	11,6	12	12,7	5	8,1	10,1	10,9					25	27,6	28	30,9
93 - PACA	22	13,4	15,5	18,6	16	14,1	14,4	15,3					16	33,9	34,6	34,7
94 - Corse	5	3,1	3,4	3,6									12	9,9	10,2	11,7
Ensemble	214	3,1	10,3	18,6	185	5,9	12,7	19,2	12	16,8	23,7	35,5	496	9,9	27,1	51,6



NOTE

À l'Attention de Pascale Breuil

Dossier suivi par :
Loonis Vincent
Tél. : 01 41 17 54 20
Fax : 01 41 17 62 87
Mél : DG75-F410@insee.fr

Paris, le 10 février 2010
N°348/DG75-F410

Objet : Mise à disposition de l'échantillon communal de l'Enquête Famille et Logements 2011.

Dans cette note, on présente le principe de construction retenu pour la sélection des logements qui seront enquêtés en 2011 dans le cadre de l'Enquête Famille et Logements (EFL). Conditionnellement au recensement rénové de la population, le sondage est un sondage en grappe à deux degrés. Le premier degré est le niveau communal, il est stratifié par région administrative et type de communes au sens du recensement. Le second degré est constitué des grappes proprement dites. Ces dernières sont construites sur la base du nombre de logements recensés en 2006 par IRIS ou district de collecte. Ces unités sont regroupées automatiquement de manière à parvenir un nombre de logements jugé compatible avec la charge de travail d'un agent recenseur³.

Afin de parvenir à une équipondération régionale, conditionnellement au recensement, les communes sont sélectionnées proportionnellement au nombre de grappes construites sur leur territoire. **Dans une commune, on sélectionne deux grappes.**

Quand une grappe est sélectionnée, la collecte s'y opère de manière exclusive soit auprès des hommes adultes (dans une proportion de 1/3 des grappes) soit auprès des femmes adultes (dans une proportion de 2/3 des grappes.) La procédure d'affectation des grappes auprès des hommes ou des femmes n'est pas encore entièrement déterminée. A priori, pour des raisons de qualité et de faisabilité statistique, il semble guère envisageable d'attribuer entièrement une commune à l'un des deux sexes, même si cela peut simplifier la collecte. L'optique retenue serait plutôt une affectation aléatoire au niveau de la strate de tirage (région * type de commune). Dans un seul cas, décrit ci-dessous, on est certain que la commune ne sera affectée qu'à un des deux genres. Il s'agit des communes, entièrement enquêtées, sur le territoire desquelles une seule grappe a été construite.

Ce cadre général est à nuancer selon plusieurs points :

- Du fait de leur importance, certaines communes sont sélectionnées au 1^{er} degré quel que soit l'échantillon. **Ces communes, qualifiées de systématiques, se voient attribuer au moins 2 grappes au second degré.** Pour la France métropolitaine, on dénombre 87 grandes communes et 15 petites communes de l'échantillon final dans cette catégorie (tableau 3)
- Les communes sélectionnées ayant une ou deux grappes construites sur leur territoire sont entièrement enquêtées. **Ces communes sont qualifiées d'exhaustives.**

³ On se reportera à la note °926/DG75-F410 pour plus de précisions sur la constitution des grappes.



- **Si une seule grappe a été construite**, l'ensemble de la commune est affecté soit aux hommes soit aux femmes. On dénombre 43 grandes communes dans cette catégorie et 740 petites communes.
- **Si deux grappes ont été construites**, l'ensemble de la commune peut être affecté soit aux hommes, soit aux femmes, soit 1 grappe aux hommes et 1 grappe aux femmes. On dénombre 52 grandes communes dans cette catégorie et 37 petites communes.
- **Les autres communes sont qualifiées de partielles**. Elles ne sont pas systématiquement dans les échantillons. Si elles y figurent elles ne sont que partiellement enquêtées à hauteur de 2 grappes exactement.

Le calibrage de l'échantillon a par ailleurs intégré des hypothèses de non-réponse à deux niveaux :

- Au niveau individuel, la non-réponse conduit à gonfler l'échantillon à 450 000.
- Au niveau communal, on suppose que 9 communes contactées sur 10 accepteront le protocole parmi les communes exhaustives ou partielles. On suppose par ailleurs que les communes systématiques ne peuvent pas être non répondantes. Cette hypothèse conduit à gonfler l'échantillon de 450 000 à 490 000 environ.

L'objet de la note est de présenter de manière détaillée les modes de constitution et de sélection de l'échantillon. On donne cependant les principales caractéristiques de l'échantillon effectivement tiré. On trouvera en annexes (tableau 3,4) des résultats plus détaillés par région de gestion.

Au final, 1 596 communes sont concernées par EFL en 2011 : 388 grandes communes et 1 208 petites communes. On dénombre 102 communes systématiques, dont 15 petites. Un total de 872 communes seront entièrement enquêtées, dont 95 grandes. Parmi ces communes exhaustives, 783 seront exclusivement attribuées aux hommes, ou aux femmes (tableau 3)

On trouvera en pièce jointe la composition communale de l'échantillon de gestion sous la forme suivante :

DC	PETITE_GRADE	nom	typechant	nb_grappe_echant	nb_grappe_construite
63113	GC	CLERMONT-FERRAND	Systématique	10	25
03185	GC	MONTLUCON	Systématique	3	7
15014	GC	AURILLAC	Partielle	2	5
03190	GC	MOULINS	Partielle	2	3
63430	GC	THIERS	Exhaustive	1	1
63164	PC	GERZAT	Systématique	2	16
03082	PC	COMMENTRY	Systématique	2	15
63307	PC	ROMAGNAT	Partielle	2	14
03254	PC	SAINT-POURCAIN-SUR-SIOULE	Partielle	2	7
43020	PC	BAS-EN-BASSET	Partielle	2	6
43080	PC	CRAPONNE-SUR-ARZON	Partielle	2	6
63211	PC	MARSAC-EN-LIVRADOIS	Partielle	2	3
63225	PC	MESSEIX	Partielle	2	3
43033	PC	BLESLE	Exhaustive	2	2
03079	PC	CINDRE	Exhaustive	1	1

- Quel que soit l'échantillon, Clermont-Ferrand aurait été sélectionné. On y enquêtera 10 grappes sur 25 construites.
- Aurillac est une grande commune que l'on enquêtera partiellement à hauteur de 2 grappes sur 5 construites.
- Thiers est une grande commune qui sera entièrement enquêtée.
- Quel que soit l'échantillon, Gerzat et Commentry auraient été sélectionnées. On y enquêtera 2 grappes sur, respectivement, 16 et 15 construites



Taille de l'échantillon et répartition par région administrative.

L'anticipation du taux de non-réponse au niveau individuel conduit à fixer à 450 000 la taille estimée de l'échantillon sélectionné.

Pour répartir cet échantillon par région, on s'appuie sur l'estimation du nombre d'adultes en 2006 (tableau 1). Une répartition proportionnelle à cette estimation aurait conduit à une taille d'échantillon trop faible dans les régions les moins peuplées. Afin d'arbitrer entre les précisions nationale et régionales, on a retenu une répartition proportionnelle à la racine carrée du nombre total d'adultes en 2006. Ce choix conduit concrètement à sur représenter les petites régions.

Afin de tenir compte, in fine, des probabilités différentielles d'être recensé, on introduit comme critère de stratification, en plus de la région, le type de communes (grandes, petites). Dans une région donnée, l'échantillon est réparti par type de communes proportionnellement à l'estimation du nombre d'adultes (tableau 1).

Nombre de grappes à sélectionner (cf tableau 2).

L'enquête EFL s'adresse aussi bien aux hommes qu'aux femmes. Pour des raisons d'organisation de la collecte, une grappe sélectionnée conduit au recueil de l'information exclusivement auprès des hommes adultes recensés, ou auprès des femmes adultes recensées. Un tiers des grappes est destiné aux hommes, 2/3 aux femmes.

Dans l'une des 44 strates définies précédemment (région * type de communes) le nombre, n_{tot} , de grappes à sélectionner se déduit de la taille globale de l'échantillon⁴ : n , du nombre moyen d'hommes adultes **recensés** par grappes en 2006 : \bar{X}_H , du nombre de femmes adultes **recensées** par grappes : \bar{X}_F .

$$\begin{aligned} n_F &= \frac{2n}{3\bar{X}_F} \\ n_H &= \frac{n}{3\bar{X}_H} \\ n_{tot} &= n_F + n_H \end{aligned}$$

Dans la pratique, on sélectionne n_{tot} grappes par Sondage Aléatoire simple, que l'on envisage de partitionner aléatoirement ensuite en n_F et n_H .

Nombre de communes à sélectionner.

Dans une strate, le nombre de communes à sélectionner se déduit du nombre de grappes à sélectionner et du nombre de grappes que l'on souhaite sélectionner par commune. Ce dernier est le fruit d'arbitrage entre la précision statistique et l'organisation de la collecte. La précision statistique requiert que l'on sélectionne un maximum de communes et un minimum de grappes par commune. La collecte souhaite au contraire un minimum de communes⁵. Suite à différentes simulations, il a été décidé qu'une valeur acceptable était de celle de 2 grappes par commune.

Si n_{tot} est le nombre de grappes à sélectionner dans une strate qui en comporte N_{tot} , on déduit qu'il faut échantillonner $n_{tot}/2$ communes. En l'absence de problèmes calculatoires, on a alors les étapes suivantes, pour une commune i dans laquelle N_i grappes ont été construites :

- La commune est sélectionnée proportionnellement à son nombre de grappes, elle a une probabilité d'inclusion égale à : $(n_{tot}/2) * N_i / N_{tot}$

⁴ donnée par le tableau 1.

⁵ Ce qui minimise le nombre de convention



- Si la commune est sélectionnée, on échantillonne 2 grappes parmi N_i , la probabilité d'inclusion finale est $(n_{tot}/2) * N_i / N_{tot} * 2 / N_i = n_{tot} / N_{tot}$.

Le schéma ci-dessus ne fonctionnera pas pour les communes telles que :

- $(n_{tot}/2) * N_i / N_{tot} > 1$. Ces communes ont une probabilité d'inclusion supérieure à 1. On force cette probabilité à être égale à 1. Pour avoir, in fine, des grappes dont la probabilité d'inclusion reste constante et égale à n_{tot} / N_{tot} , on sélectionne dans ces communes un nombre de grappes égal à $n_i = n_{tot} / N_{tot} * N_i$. Ces communes **sont dites systématiques**, puisque que quel que soit l'échantillon elles y appartiendront systématiquement.
- $N_i = 1$. Dans ces communes, on a construit qu'une seule grappe, ce qui rend difficile d'en sélectionner 2. Si une telle commune est sélectionnée, elle sera enquêtée exhaustivement⁶, que ce soit pour les hommes, ou les femmes.
 - On constate que si $N_i = 2$, l'ensemble de la commune sera également enquêté. Elle pourra, selon la procédure choisie pour l'affectation des grappes, faire l'objet d'enquêtes séparées : une grappe pour les Hommes, une grappe pour les femmes, ou être entièrement dédiée aux hommes, ou aux femmes.
 - Ces communes entièrement enquêtées, sont **dites exhaustives**.

Les autres communes sont sélectionnées au hasard et ne sont pas enquêtées en entier sont dites **partielles**.

Pour mettre en œuvre la procédure précédente, on commence par déterminer le nombre de communes exhaustives à sélectionner, le nombre de communes systématiques, puis celui des communes partielles. On procède également à quelques modifications pour intégrer le taux de non réponse communale.

Nombre de communes exhaustives.

- On se place toujours dans une strate où l'on souhaite sélectionner n_{tot} grappes parmi N_{tot} . Soit M_1 le nombre de communes ayant exactement 1 grappe construite, dans cette « sous-strate » on devra sélectionner m_1 communes de manière à avoir une probabilité constante soit :

$$m_1 / M_1 * 1 / 1 = n_{tot} / N_{tot} \Rightarrow m_1 = M_1 n_{tot} / N_{tot}$$

- Le raisonnement précédent est exactement le même pour les communes exhaustives à 2 grappes.

$$m_2 / M_2 * 2 / 2 = n_{tot} / N_{tot} \Rightarrow m_2 = M_2 n_{tot} / N_{tot}$$

- Les quantités précédentes peuvent être petites dans certaines strates. Pour des raisons pratiques de gestion des arrondis, on préfère alors sélectionner directement $E[(M_1 + M_2) n_{tot} / N_{tot}]$ communes dans l'ensemble des communes exhaustives par un tirage systématique trié selon le nombre de grappes.
- On anticipe un taux de réponse des communes de l'ordre de 90%, c'est pourquoi on gonfle un peu l'échantillon précédent. On en sélectionne concrètement $E[(M_1 + M_2) n_{tot} / N_{tot} / 0.9]$

Les communes systématiques

Pour déterminer, le seuil au delà duquel une commune devient systématique, on commence par procéder comme si aucune commune ne sera systématique. On fixe es probabilités d'inclusion, en tenant compte de la non-réponse communale. Ce n'est qu'à cette étape que l'on déduit le seuil recherché.

⁶ conditionnellement à une EAR.



- A l'issue de l'étape précédente et avant gonflement pour non-réponse communale, un total de (m_1+2m_2) grappes ont été sélectionnées parmi n_{tot} . Il en reste $n_{tot} - (m_1+2m_2)$ à sélectionner parmi $N_{tot} - (M_1+2M_2)$.
- En ayant l'objectif de 2 grappes par communes, il faut sélectionner $[n_{tot} - (m_1+2m_2)]/2$ communes.
- En sélectionnant, les communes proportionnellement à leur nombre de grappes, la probabilité de sélection d'une commune sera $[n_{tot} - (m_1+2m_2)]/(2) * N_i/[N_{tot} - (M_1+2M_2)]$.
- En anticipant une probabilité de réponse de 0.9, la probabilité précédente devient $0.9*[n_{tot} - (m_1+2m_2)]/(2) * N_i/[N_{tot} - (M_1+2M_2)]$.
- Les communes systématiques sont les communes dont la probabilité de sélection est supérieure à 1, soit **$N_i > 2 [N_{tot} - (M_1+2M_2)] / (0.9[n_{tot} - (m_1+2m_2)])$**
- **Dans une commune systématique, on sélectionne $n_i = n_{tot}/n_{tot} N_i$ grappes.**
- Si N_{sys} est le nombre total de grappes construites dans les communes exhaustives, on a sélectionné in fine **$n_{sys} = n_{tot}/n_{tot} N_{sys}$ grappes.**

Les communes partielles

A l'issue des étapes précédentes, il reste à sélectionner $n_{tot} - (m_1+2m_2 + n_{sys})$ parmi $N_{tot} - (M_1+2M_2 + N_{sys})$. On n'a normalement plus de « problèmes » de communes systématiques. Il faut sélectionner $[n_{tot} - (m_1+2m_2 + n_{sys})]/(2*0.9)$ communes pour parvenir à cet objectif avec une hypothèse d'un taux de réponse communal de 90 % .

La copie sera pour G. Buisson, O. Chardon, F. Clanché, F. Dupont, A. Hachid, M. Méron, P. Pétour, X. Niel, C. Ravel, O. Rascol, A. Rivière, C. Toulet, L. Trigano, D. Verger
Pour Information S. Lollivier.

Le Chef de la Division Echantillonnage et Traitement Statistique
des Données

Vincent Loonis



Tableau 1 : Taille théorique⁷ de l'échantillon par strate

Région administrative	Estimation du nombre d'adultes			Racine de c	Structure théorique de l'échantillon		
	Type de communes		Ensemble		Total	Type de communes	
	Grandes	Petites			450 000 * d / total de d	Grandes	Petites
	a	b	c		d	e	a/(a+b)*e
11 - Île-de-France	7 347 258	1 440 255	8 787 513	2 964	43 859	36 671	7 188
21 - Champagne-Ardenne	405 771	646 192	1 051 963	1 026	15 175	5 853	9 322
22 - Picardie	443 123	996 846	1 439 968	1 200	17 754	5 464	12 291
23 - Haute-Normandie	566 628	813 063	1 379 691	1 175	17 379	7 137	10 241
24 - Centre	710 256	1 264 393	1 974 649	1 405	20 791	7 478	13 313
25 - Basse-Normandie	287 629	844 213	1 131 843	1 064	15 741	4 000	11 741
26 - Bourgogne	389 334	900 187	1 289 521	1 136	16 801	5 073	11 729
31 - Nord-Pas de Calais	1 503 699	1 535 727	3 039 426	1 743	25 794	12 761	13 033
41 - Lorraine	584 286	1 237 851	1 822 138	1 350	19 972	6 404	13 568
42 - Alsace	600 393	807 470	1 407 863	1 187	17 555	7 487	10 069
43 - Franche-Comté	252 346	636 726	889 072	943	13 951	3 960	9 991
52 - Pays de la Loire	1 034 588	1 619 513	2 654 101	1 629	24 104	9 396	14 708
53 - Bretagne	792 179	1 640 716	2 432 895	1 560	23 078	7 514	15 563
54 - Poitou-Charentes	361 945	1 010 356	1 372 301	1 171	17 332	4 571	12 761
72 - Aquitaine	981 440	1 490 764	2 472 204	1 572	23 263	9 235	14 028
73 - Midi-Pyrénées	835 602	1 352 555	2 188 157	1 479	21 886	8 358	13 528
74 - Limousin	199 420	394 987	594 407	771	11 407	3 827	7 580
82 - Rhône-Alpes	1 997 505	2 643 584	4 641 089	2 154	31 874	13 718	18 156
83 - Auvergne	329 093	746 508	1 075 601	1 037	15 345	4 695	10 650
91 - Languedoc-Roussillon	770 984	1 209 312	1 980 297	1 407	20 821	8 106	12 715
93 - PACA	2 657 613	1 144 234	3 801 847	1 950	28 849	20 166	8 683
94 - Corse	100 860	140 546	241 406	491	7 269	3 037	4 232
Ensemble	23 151 952	24 515 999	47 667 951	30 415	450 000	218 561	231 439

⁷ On tient compte de la non réponse individuelle mais pas encore de la non réponse communale.



Tableau 2 : Nombre théorique⁸ de grappes à sélectionner par région administrative.

Région administrative	Nombre de grappes construites dans les		Ensemble	Nombre moyen ... recensé(e)s en 2006 par grappe dans les ...				Nombre de grappes à sélectionner						Ensemble
	Grandes	Petites		Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	pour l'enquêtes des ... dans les ...						
	N _{tot}	N _{tot}						Hommes	Femmes	Ensemble	Hommes	Femmes	Ensemble	
	n _H	n _F		n _{TOT}	n _H	n _F	n _{TOT}	n _H	n _F	n _{TOT}	n _H	n _F	n _{TOT}	
communes				grandes	petites	grandes				petites				
				communes		communes				communes				
11 - Île-de-France	1 361	647	2 008	189,1	216,1	215	225	65	113	178	11	21	32	210
21 - Champagne-Ardenne	94	484	578	143,9	169,4	119,9	124	14	23	37	26	50	76	113
22 - Picardie	82	629	711	178,9	212,7	152,7	159,1	10	17	27	27	52	79	106
23 - Haute-Normandie	114	448	562	163,4	196,4	178,6	188,2	15	24	39	19	36	55	94
24 - Centre	154	695	849	153,9	180,1	174,2	180	16	28	44	25	49	74	118
25 - Basse-Normandie	59	542	601	161,9	198,9	142,8	151,1	8	13	21	27	52	79	100
26 - Bourgogne	81	606	687	159,4	192,8	138,1	144,5	11	18	29	28	54	82	111
31 - Nord-Pas de Calais	294	716	1 010	173,6	203	199,8	215,8	25	42	67	22	40	62	129
41 - Lorraine	107	773	880	183,7	214	151,5	160	12	20	32	30	57	87	119
42 - Alsace	114	364	478	181,3	205,6	210,6	217,8	14	24	38	16	31	47	85
43 - Franche-Comté	46	477	523	182,2	214,3	125,9	129,6	7	12	19	26	51	77	96
52 - Pays de la Loire	222	808	1 030	158,4	182,6	192,2	195,6	20	34	54	26	50	76	130
53 - Bretagne	161	841	1 002	166,3	190,7	187,2	197,3	15	26	41	28	53	81	122
54 - Poitou-Charentes	78	569	647	152,7	186,8	170,3	178,3	10	16	26	25	48	73	99
72 - Aquitaine	209	861	1 070	152,5	182,8	165,6	175,8	20	34	54	28	53	81	135
73 - Midi-Pyrénées	167	915	1 082	170,8	194,5	142,2	148,9	16	29	45	32	61	93	138
74 - Limousin	45	239	284	144,1	178,6	154,3	163,7	9	14	23	16	31	47	70
82 - Rhône-Alpes	390	1362	1 752	171,9	201,3	183,5	190,5	27	45	72	33	64	97	169
83 - Auvergne	68	431	499	157,7	191,4	161,2	167,5	10	16	26	22	42	64	90
91 - Languedoc-Roussillon	157	705	862	164,2	196,1	163,5	175,4	16	28	44	26	48	74	118
93 - PACA	573	614	1 187	158,9	188,5	172,9	184,3	42	71	113	17	31	48	161
94 - Corse	19	127	146	174	212,2	109,4	112,8	6	10	16	13	25	38	54
Ensemble	4595	13853	18 448					388	657	1045	523	999	1522	2567

⁸ On tient compte de la non réponse individuelle mais pas encore de la non réponse communale.



Tableau 3 : Nombre de communes sélectionnées⁹ par région de gestion, type de commune et type d'échantillon

Région de gestion	Type de communes											Ensemble						
	Grandes					Petites						Ensemble						
	type d'échantillon			Ensemble	type d'échantillon			Ensemble	type d'échantillon			Ensemble						
	Systématique	Partielle	Exhaustive à ...		Systématique	Partielle	Exhaustive à ...		Systématique	Partielle	Exhaustive à ...							
1			2	ensemble			1	2			Ensemble	1	2	Ensemble				
11 - Île-de-France	2	43	1	4	5	50		4	2	0	2	6	2	47	3	4	7	56
21 - Champagne-Ardenne	4	8	1	5	6	18		15	66	2	68	83	4	23	67	7	74	101
22 - Picardie	3	4	1	3	4	11		13	56	2	58	71	3	17	57	5	62	82
23 - Haute-Normandie	3	11	3	4	7	21	1	13	33	1	34	48	4	24	36	5	41	69
24 - Centre	5	12	2	5	7	24	1	27	32	2	34	62	6	39	34	7	41	86
25 - Basse-Normandie	1	6		2	2	9	1	16	50	1	51	68	2	22	50	3	53	77
26 - Bourgogne	4	3	2	1	3	10	2	14	54	1	55	71	6	17	56	2	58	81
31 - Nord-Pas de Calais	5	18	8	3	11	34		24	19	1	20	44	5	42	27	4	31	78
41 - Lorraine	2	6	4	3	7	15		23	49	1	50	73	2	29	53	4	57	88
42 - Alsace	3	4	3	2	5	12		16	18	1	19	35	3	20	21	3	24	47
43 - Franche-Comté	2	2	1	2	3	7	1	10	58	2	60	71	3	12	59	4	63	78
52 - Pays de la Loire	5	9	2	2	4	18		31	18	3	21	52	5	40	20	5	25	70
53 - Bretagne	6	5	1	3	4	15		36	12	3	15	51	6	41	13	6	19	66
54 - Poitou-Charentes	5	4		1	1	10	2	19	32	2	34	55	7	23	32	3	35	65
72 - Aquitaine	4	15	3	1	4	23		24	38	2	40	64	4	39	41	3	44	87
73 - Midi-Pyrénées	3	7	3	2	5	15	1	20	58	2	60	81	4	27	61	4	65	96
74 - Limousin	4			1	1	5	1	8	25	4	29	38	5	8	25	5	30	43
82 - Rhône-Alpes	4	19	3	3	6	29		36	31	2	33	69	4	55	34	5	39	98
83 - Auvergne	3	4	2	0	2	9	2	13	35	2	37	52	5	17	37	2	39	61
91 - Languedoc-Roussillon	6	5	1	2	3	14	1	25	26	2	28	54	7	30	27	4	31	68
93 - PACA	10	21	2	3	5	36		21	9	1	10	31	10	42	11	4	15	67
94 - Corse	3					3	2	8	19	0	19	29	5	8	19		19	32
Ensemble	87	206	43	52	95	388	15	416	740	37	777	1208	102	622	783	89	872	1596

Note de lecture. En Picardie, 82 communes seront impactées par l'enquête EFL 2011, dont 11 grandes communes et 71 petites communes. Parmi les petites communes, 58 seront entièrement enquêtées. Pour 56 d'entre elles, la collecte sera, de manière certaine, exclusivement réservée aux hommes ou aux femmes.

⁹ On a tenu compte de la non réponse individuelle et de la non réponse communale.



Tableau 4 : Nombre de grappes à enquêter¹⁰ dans l'échantillon final par région de gestion, type de commune et type d'échantillon

Région de gestion	Type de communes											Ensemble						
	Grandes					Petites						Ensemble						
	type d'échantillon			Ensemble		type d'échantillon			Ensemble			type d'échantillon			Ensemble			
	Systématique	Partielle	Exhaustive à ... grappe(s)		Ensemble	Systématique	Partielle	Exhaustive à ... grappe(s)		Ensemble	Systématique	Partielle	Exhaustive à ... grappe(s)		Ensemble			
1			2	ensemble				1	2				Ensemble	1		2	Ensemble	
11 - Île-de-France	59	86	1	8	9	154		8	2		2	10	59	94	3	8	11	164
21 - Champagne-Ardenne	26	16	1	10	11	53		30	66	4	70	100	26	46	67	14	81	153
22 - Picardie	12	8	1	6	7	27		26	56	4	60	86	12	34	57	10	67	113
23 - Haute-Normandie	21	22	3	8	11	54	2	26	33	2	35	63	23	48	36	10	46	117
24 - Centre	22	24	2	10	12	58	2	54	32	4	36	92	24	78	34	14	48	150
25 - Basse-Normandie	7	12		4	4	23	3	32	50	2	52	87	10	44	50	6	56	110
26 - Bourgogne	20	6	2	2	4	30	6	28	54	2	56	90	26	34	56	4	60	120
31 - Nord-Pas de Calais	22	36	8	6	14	72		48	19	2	21	69	22	84	27	8	35	141
41 - Lorraine	13	12	4	6	10	35		46	49	2	51	97	13	58	53	8	61	132
42 - Alsace	24	8	3	4	7	39		32	18	2	20	52	24	40	21	6	27	91
43 - Franche-Comté	12	4	1	4	5	21	3	20	58	4	62	85	15	24	59	8	67	106
52 - Pays de la Loire	31	18	2	4	6	55		62	18	6	24	86	31	80	20	10	30	141
53 - Bretagne	25	10	1	6	7	42		72	12	6	18	90	25	82	13	12	25	132
54 - Poitou-Charentes	17	8		2	2	27	6	38	32	4	36	80	23	46	32	6	38	107
72 - Aquitaine	20	30	3	2	5	55		48	38	4	42	90	20	78	41	6	47	145
73 - Midi-Pyrénées	25	14	3	4	7	46	2	40	58	4	62	104	27	54	61	8	69	150
74 - Limousin	22			2	2	24	3	16	25	8	33	52	25	16	25	10	35	76
82 - Rhône-Alpes	28	38	3	6	9	75		72	31	4	35	107	28	110	34	10	44	182
83 - Auvergne	16	8	2		2	26	4	26	35	4	39	69	20	34	37	4	41	95
91 - Languedoc-Roussillon	30	10	1	4	5	45	3	50	26	4	30	83	33	60	27	8	35	128
93 - PACA	67	42	2	6	8	117		42	9	2	11	53	67	84	11	8	19	170
94 - Corse	17				0	17	6	16	19		19	41	23	16	19		19	58
Ensemble	536	412	43	104	147	1095	40	832	740	74	814	1686	576	1244	783	178	961	2781

¹⁰ On a tenu compte de la non réponse individuelle et de la non réponse communale.



NOTE

Dossier suivi par :
Pascal Ardilly
Tél. : 04 78 63 24 91
Mél : DG75-F401@insee.fr

Paris, le 14 juin 2012
N°1323/DG75-F401/

Objet : Éléments sur la pondération des ménages dans l'enquête EFL

Nous proposons ci-dessous une pondération des **ménages** (celle des individus n'est pas ici concernée) qui partage les poids, mais pas selon la technique standard (qui n'est pas optimale !).

$\Omega(H,1)$ = population des hommes vivant dans des ménages ne contenant que des hommes
 $\Omega(H,2)$ = population des hommes vivant dans des ménages contenant au moins une femme
 $\Omega(H)$ = population des hommes = $\Omega(H,1) \cup \Omega(H,2)$

$\Omega(F,1)$ = population des femmes vivant dans des ménages ne contenant que des femmes
 $\Omega(F,2)$ = population des femmes vivant dans des ménages contenant au moins un homme
 $\Omega(F)$ = population des femmes = $\Omega(F,1) \cup \Omega(F,2)$

$\Omega(M,H)$ = population des ménages ne contenant que des hommes
 $\Omega(M,F)$ = population des ménages ne contenant que des femmes
 $\Omega(M,FH)$ = population des ménages contenant au moins un homme et au moins une femme
 $\Omega(M)$ = population des ménages : $\Omega(M) = \Omega(M,FH) \cup \Omega(M,F) \cup \Omega(M,H)$

En remplaçant Ω par s on obtient exactement les mêmes définitions mais il s'agit d'un échantillon et non plus d'une population. Tous ce qui est nommé "échantillon" par la suite doit être compris comme échantillon **répondant**.

La lettre T désigne le total d'une variable Y définie au niveau ménage.

$$T(M) = T(M, FH) + T(M, F) + T(M, H)$$

Or $T(M, FH)$ peut être estimé sans biais, soit uniquement via l'échantillon $s(F,2)$, soit uniquement via l'échantillon $s(H,2)$ - soit en utilisant la combinaison des deux échantillons, ce qui est le principe sous-jacent au partage des poids (cf infra)..



On désigne par $i(j)$ l'identifiant du ménage qui contient j . La variable Y_i est certes définie au niveau ménage, mais elle peut aussi être affectée à chaque individu de ce ménage. On note par ailleurs N_i^F le nombre total de femmes (du champ, donc adultes) dans le ménage i (disponible via l'EAR). Un individu j est pondéré par le poids w_j (poids final, donc après redressement, traitement de la non-réponse...).

A partir de $s(F,2)$, on peut former :

$$\hat{T}(M, FH, a) = \sum_{j \in s(F,2)} w_j \cdot \frac{Y_{i(j)}}{N_{i(j)}^F} \text{ avec } E\hat{T}(M, FH, a) = T(M, FH)$$

A partir de $s(H,2)$, on peut former de manière complètement symétrique

$$\hat{T}(M, FH, b) = \sum_{j \in s(H,2)} w_j \cdot \frac{Y_{i(j)}}{N_{i(j)}^H} \text{ avec } E\hat{T}(M, FH, b) = T(M, FH)$$

➤ *Démonstration :*

$$\begin{aligned} E\hat{T}(M, FH, a) &= E\left(\sum_{j \in s(F,2)} w_j \cdot \frac{Y_{i(j)}}{N_{i(j)}^F} \right) = \sum_{j \in \Omega(M, FH)} \frac{Y_{i(j)}}{N_{i(j)}^F} = \sum_{i \in \Omega(M, FH)} \sum_{\substack{j \in i \\ j = \text{femme}}} \frac{Y_{i(j)}}{N_{i(j)}^F} \\ &= \sum_{i \in \Omega(M, FH)} \frac{Y_i}{N_i^F} \cdot N_i^F = \sum_{i \in \Omega(M, FH)} Y_i = T(M, FH) \end{aligned}$$

Noter que N_i^F est aussi la taille de l'échantillon individuel **tiré** et recoupant le ménage i , puisqu'on a à faire à un sondage en grappes par sexe. En revanche, du fait de la non-réponse individuelle, ce n'est pas la taille de l'échantillon de femmes répondant par ménage.

Pour estimer le vrai total sur la sous-population des ménages $\Omega(M, FH)$, on utilise en toute généralité :

$$\hat{T}(M, FH) = \alpha \cdot \hat{T}(M, FH, a) + (1 - \alpha) \cdot \hat{T}(M, FH, b)$$

où α est un réel **au choix** entre 0 et 1.

$$\hat{T}(M, FH) = \alpha \cdot \sum_{j \in s(F,2)} w_j \cdot \frac{Y_{i(j)}}{N_{i(j)}^F} + (1 - \alpha) \cdot \sum_{j \in s(H,2)} w_j \cdot \frac{Y_{i(j)}}{N_{i(j)}^H}$$

Quand j décrit $s(F,2) \cup s(H,2)$, l'identifiant ménage i décrit $s(M, FH)$. A ce stade, on obtient bien un estimateur ménage de type

$$\hat{T}(M, FH) = \sum_{i \in s(M, FH)} W_i \cdot Y_i$$



avec

$$W_i = \frac{\alpha}{N_i^F} \sum_{\substack{j \in i \\ j = \text{femme}}} w_j \text{ si le ménage } i \text{ est enquêté via les } \mathbf{femmes}$$

et

$$W_i = \frac{1-\alpha}{N_i^H} \sum_{\substack{j \in i \\ j = \text{homme}}} w_j \text{ si le ménage } i \text{ est enquêté via les } \mathbf{hommes}$$

Nota : pour ne pas alourdir les notations, on ne rappelle pas explicitement que $\sum_{\substack{j \in i \\ j = \text{femme}}}$ court

en réalité sur les femmes **répondantes** du ménage i (au demeurant, les non-répondantes n'ont pas de poids...).

Comment choisir α ?

L'absence de biais est acquise pour tout α , donc il faudrait minimiser la variance pour trouver le "meilleur" coefficient. Hélas, on se heurte à l'obstacle de l'absence d'indépendance des deux composantes¹¹ $\hat{T}(M, FH, a)$ et $\hat{T}(M, FH, b)$.

Si cette indépendance était avérée, on opterait sans hésiter pour une pondération proportionnelle à la taille de l'échantillon associée à chaque sexe, soit $\alpha = \frac{2}{3}$.

En la circonstance ce n'est pas clair, car la présence d'une covariance rend l'optimisation inextricable : on peut prendre $\alpha = \frac{1}{2}$ mais il me semble que $\alpha = \frac{2}{3}$ reste encore préférable,

le principe général - qui subsiste, dans le fond - étant de donner plus d'importance à l'estimateur construit à partir du plus gros échantillon (de ce point de vue, la méthode "classique" de partage des poids n'est pas du tout optimale).

Il reste désormais le cas, plus facile, des échantillons de ménages où un seul sexe est présent.

$$\hat{T}(M, F) = \sum_{j \in s(F, 1)} w_j \cdot \frac{Y_{i(j)}}{N_{i(j)}^F} = \sum_{j \in s(F, 1)} w_j \cdot \frac{Y_{i(j)}}{N_{i(j)}} \text{ où } N_i \text{ désigne cette fois le nombre total}$$

d'adultes dans le ménage (de fait, par construction, c'est ici le nombre de femmes adultes).

On a $E\hat{T}(M, F) = T(M, F)$.

$$\text{Ainsi } \hat{T}(M, F) = \sum_{i \in s(M, F)} W_i \cdot Y_i \text{ avec } W_i = \frac{1}{N_i} \sum_{j \in i} w_j.$$

De manière parfaitement symétrique :

¹¹ A l'évidence, il y a covariance : si on conditionne par l'échantillon de grappes tirées avant affectation des sexes, on voit bien que l'ultime étape d'affectation des sexes revient à partitionner l'échantillon de grappes en 2 ensembles (celui des hommes et celui des femmes) : dans une population, lorsqu'on tire un échantillon, l'estimateur formé sur l'échantillon et l'estimateur formé sur le complémentaire de l'échantillon sont indiscutablement corrélés (la covariance est d'ailleurs en $1/N$ où N désigne le nombre total de grappes échantillonnées avant affectation des sexes).



$$\hat{T}(M, H) = \sum_{j \in s(H, 1)} w_j \cdot \frac{Y_{i(j)}}{N_{i(j)}} = \sum_{i \in s(M, H)} W_i \cdot Y_i, \text{ avec } W_i = \frac{1}{N_i} \sum_{j \in i} w_j.$$

On a $E\hat{T}(M, H) = T(M, H)$.

* Conclusion

Cette approche aboutit à un partage des poids qui consiste systématiquement, pour un ménage tiré donné et quelle que soit sa structure, à sommer les poids des individus répondants au sein de ce ménage pour former le numérateur du poids final du ménage (exactement comme dans la méthode prévue). Le nombre de liens, qui constitue pour sa part le dénominateur de la pondération varie selon le type de ménage :

- ménage comprenant des hommes et des femmes, enquêté via les femmes : $\frac{N_i^F}{\alpha}$.
- ménage comprenant des hommes et des femmes, enquêté via les hommes : $\frac{N_i^H}{1 - \alpha}$.
- Ménage ne comprenant que des individus d'un même sexe : N_i

Concernant le calcul du nombre de liens, cette approche diffère de la méthode "mécanique" classique - qui certes fonctionne (cf. partie qui suit).

Retour sur la méthode de pondération prévue pour la production :

Plaçons-nous exclusivement dans la population des ménages comprenant au moins un homme et une femme, soit $\Omega(M, FH)$: en effet, pour ce qui concerne les autres ménages, la méthode préconisée ci-dessus coïncide exactement avec ce qui est prévue.

Actuellement, on envisage de pondérer en utilisant un nombre de liens égal à la taille total du ménage, autrement dit :

$$\hat{T}(M, FH) = \sum_{i \in s(M, FH)} \sum_{\substack{j \in i \\ j \text{ tiré}}} w_j \cdot \frac{Y_i}{N_i}$$

L'échantillon d'individus "tirés" - comme le rappelle la sommation - concerne selon la circonstance, soit tous les hommes adultes du ménage, soit toutes les femmes adultes du ménage (mais jamais l'intégralité des adultes du ménage).

Vérifions directement l'absence de biais de cet estimateur :

$$\text{On peut le ré écrire ainsi : } \hat{T}(M, FH) = \sum_{j \in s(F, 2)} w_j \cdot \frac{Y_{i(j)}}{N_{i(j)}} + \sum_{j \in s(H, 2)} w_j \cdot \frac{Y_{i(j)}}{N_{i(j)}}$$

$$\text{Or } E \left(\sum_{j \in s(F, 2)} w_j \cdot \frac{Y_{i(j)}}{N_{i(j)}} \right) = \sum_{j \in \Omega(F, 2)} \frac{Y_{i(j)}}{N_{i(j)}} = \sum_{i \in \Omega(M, FH)} \sum_{\substack{j \in i \\ j = \text{femme}}} \frac{Y_{i(j)}}{N_{i(j)}} = \sum_{i \in \Omega(M, FH)} \frac{Y_i}{N_i} \cdot N_i^F$$

$$\text{Donc } E\hat{T}(M, FH) = \sum_{i \in \Omega(M, FH)} \frac{Y_i}{N_i} \cdot N_i^F + \sum_{i \in \Omega(M, FH)} \frac{Y_i}{N_i} \cdot N_i^H = \sum_{i \in \Omega(M, FH)} \frac{Y_i}{N_i} \cdot (N_i^F + N_i^H)$$



$$\text{Soit } E\hat{T}(M, FH) = \sum_{i \in \Omega(M, FH)} Y_i = T(M, FH)$$

Cette méthode correspond à l'approche traditionnelle. Elle fonctionne bien du point de vue du biais mais elle ne renseigne pas sur la variance de l'estimateur final. On n'aboutit pas à un estimateur qui combine deux estimateurs respectivement sans biais mais à un estimateur qui est formé de deux composantes qu'il faut ajouter. La comparaison en terme de variance avec l'approche initiale est donc compromise. Cela étant dit, la première approche s'accommode bien d'une stratégie d'optimisation, alors que la seconde résulte d'un procédé dont on sait qu'il n'a rien d'optimum en terme de précision - et qu'il ne se préoccupe d'ailleurs en rien de limiter la variance d'échantillonnage.

Autre point de vue, assez convaincant : la première méthode consiste à multiplier par un certain coefficient le poids moyen des individus du sexe qui a été échantillonné. Il faut se souvenir qu'il y a deux fois plus de femmes que d'hommes dans l'échantillon national EFL, ce qui fait qu'en moyenne le poids d'un homme est double de celui d'une femme. Si on opte pour $\alpha = \frac{2}{3}$, on vérifie qu'il y a une compensation de ce déséquilibre d'origine entre les

poids moyens et qu'on aboutit à un système de pondération des ménages qui est en moyenne uniforme. Ainsi, les données "ménage" fournies par l'intermédiaire des hommes sont pondérées - à peu près - comme celles qui sont fournies par l'intermédiaire des femmes. Cela est conforme au bon sens et à la pratique commune des enquêtes auprès des ménages, pourquoi donnerait-on plus deux fois plus d'importance à certains ménages sous prétexte qu'ils sont abordés par l'intermédiaire des hommes (ce qui est le cas dans la méthode traditionnelle) ?

Pour ces raisons, **la première méthode me paraît a priori plus sympathique** - en paramétrant le programme afin de permettre au coefficient α de varier (disons entre $\frac{1}{2}$ et $\frac{2}{3}$).

Pascal ARDILLY

