

Pondérations du panel ELIPSS rafraîchi en 2020

Blazej Palat, Emmanuel Gros, Thomas Merly-Alpa, Nicolas Sauger, Mathieu Olivier

▶ To cite this version:

Blazej Palat, Emmanuel Gros, Thomas Merly-Alpa, Nicolas Sauger, Mathieu Olivier. Pondérations du panel ELIPSS rafraîchi en 2020. Centre des Données Socio-Politiques (Sciences Po/CNRS). 2021. hal-03863489

HAL Id: hal-03863489

https://hal.science/hal-03863489

Submitted on 21 Nov 2022

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

Pondérations du panel ELIPSS rafraîchi en 2020

créé par

Blazej PALAT

 ${\it Centre des donn\'ees socio-politiques (CDSP), Sciences Po, CNRS} \\ {\it Avec la collaboration de}$

Emmanuel GROS

 $Direction\ de\ la\ m\'ethodologie\ et\ de\ la\ coordination\ statistique\ et\ internationale$ $D\'epartement\ m\'ethodes\ statistiques,\ Insee$

Thomas MERLY-ALPA

Service des Enquêtes et des Sondages, Ined validé par

Nicolas SAUGER & Mathieu Olivier

Centre des données socio-politiques (CDSP), Sciences Po, CNRS

Résumé

Le présent document fait état de modifications, par rapport à la démarche décrite dans PILORIN et LEGLEYE (2018), de la procédure de calcul des pondérations initiales (première phase de correction de la non réponse totale) du panel ELIPSS pour son rafraîchissement en 2020. Dans un premier temps, nous listons les étapes de ce calcul fixées pour l'intégration de la nouvelle vague de recrutement en collaboration avec la Direction de la méthodologie et de la coordination statistique et internationale de l'Insee. Ensuite, nous nous focalisons plus spécifiquement sur le problème de la dispersion des poids (après leur redressement) des panélistes actifs, présents dans le panel avant son rafraîchissement, et du panel intégré, ainsi que les solutions mises en place pour résoudre ce problème.

Etapes de la procédure de calcul

- 1. Transformation des pondérations normalisées du panel élargi en 2016 pour que leur somme égale à la taille de la population.
- 2. Correction des poids des panélistes restant en 2020 (recrutés lors des vagues 2012 et 2016) pour l'attrition par la méthode des groupes de réponse homogène (GRH).
- 3. Calages des poids des panélistes restant en 2020 sur les marges de l'édition de 2016 de l'Enquête Emploi en continu (EEC).
- 4. Correction des poids des panélistes recrutés en 2020 pour la non-réponse totale (au recrutement) par GRH.
- 5. Calage des poids des panélistes recrutés en 2020 sur les marges EEC 2020.
- 6. Partage des poids du panel intégré :
 - Les poids des individus âgés de 18-21 ans ne sont pas modifiés, de même que ceux de plus de 83 ans (individus présents uniquement dans la vague de 2020).
 - Ceux des individus âgés de 22 ans à 83 ans sont divisés par deux (individus présents dans le panel avant le rafraîchissement et dans la vague de recrutement de 2020).
- 7. Calage des poids ainsi intégrés sur les marges EEC 2020, puis normalisation (c.-à-d. transformation pour que la somme des poids du panel intégré soit égale à sa taille).

Il y a lieu d'ajouter quelques précisions concernant les différences entre les procédures mises en place en 2020 et 2016. Premièrement, outre le partage des poids détaillé au point 6 ci-dessus, il s'agit de variables incluses dans les modèles logistiques utilisés pour définir les GRH. Plus spécifiquement, en 2020,

- Niveau de diplôme (4 classes)
- Nationalité (3 classes)
- Revenu par unité de consommation (11 classes)
- Etat de santé (6 classes)
- Situation vis-à-vis du travail (9 classes)
- Statut d'occupation du logement (6 classes)

ont été utilisés pour définir les GRH afin de corriger pour l'attrition les poids des panélistes actifs avant l'intégration de la vague de rafraîchissement (dans la suite du présent document, dénommés anciens panélistes), alors que

- Age décennal (7 classes)
- Ancienneté d'emménagement dans le logement (en années)
- Revenu par unité de consommation (en euros)
- Statut d'occupation du logement (2 classes)
- Surface totale du logement (en mètres carrés)
- Appartenance du logement à un Quartier de Politique de la Ville (QPV)
- Type de ménage (6 classes)
- Type de logement (2 classes)
- ZEAT (8 classes)

ont été incluses dans les modèles destinés à construire les GRH afin de corriger pour la non-réponse totale au recrutement de la vague de rafraîchissement (panélistes dénommés par la suite comme *nou-veaux*). Le choix de variables pour ces modèles logistiques a été déterminé par leur disponibilité, niveau de corrélation (souci de colinéarité) et un algorithme de sélection de modèles statistiques (BARTOŃ, 2020) visant à minimiser leur critère d'information d'Akaike (AIC).

Deuxièmement, mis à part les variables Sexe et ZEAT dont les modalités n'ont pas été modifiées, les poids ont été systématiquement calés sur les marges de variables suivantes :

- Age
 - -18-25 ans
 - -26-35 ans
 - -36-45 ans

- -46-55 ans
- -56-65 ans
- -66-75 ans
- 76 ans et plus

• Niveau de diplôme

- Diplôme d'enseignement supérieur
- BAC BAC+2
- CAP + BEPC
- Sans diplôme + non déclaré

• Tranche d'unité urbaine

- Rural
- Agglomération de moins de 19 999 habitants
- ...entre 20 000 et 99 999...
- ...entre 100 000 et 1 999 999 habitants
- Agglomération parisienne

Des calages pénalisés ont été réalisés aux points 3 et 7 afin de réduire la dispersion des poids ainsi corrigés. Cette problématique fera plus spécifiquement l'objet de la section suivante.

Enfin, la modification de la seconde phase de correction de la non-réponse consiste uniquement à la modification des variables de calage comme précisé ci-dessus pour la première phase.

Dispersion des poids suite aux redressements

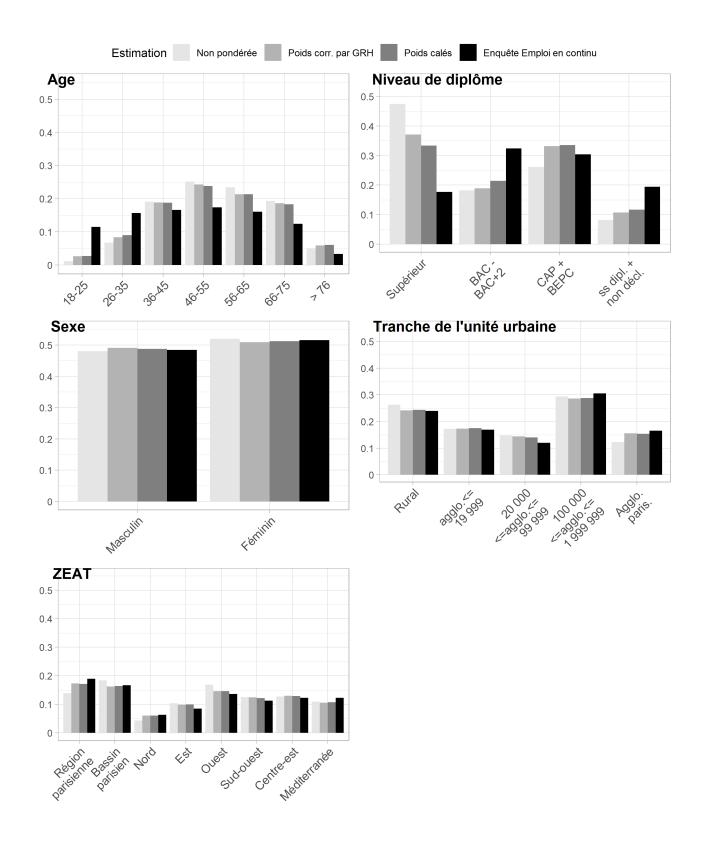
Une dispersion excessive des poids est apparue après différents étapes de redressement. Ainsi, les poids ont été systématiquement tronqués (au seuil ne dépassant jamais 5% des poids les plus élevés) en suivant la procédure décrite par Marquier (2010). Alors que cette démarche s'est avéré suffisante dans le cas de la correction de la non réponse totale au recrutement des nouveaux panélistes, la dispersion des poids des anciens panélistes a nécessité de mettre en place d'autres solutions. Parmi plusieurs qui ont été envisagées, un calage pénalisé a été retenu comme le seul moyen efficace dans ce contexte. En particulier, cette méthode a permis de fixer un écart entre les rapports minial et maximal des poids avant et après le calage (voir Rebecq, 2016, pour les consignes de la mise en œuvre sous R [R Core Team, 2021]). Après avoir testé plusieurs configurations de paramètres écart et coût, la procédure retenue imposait un écart de 0,5 avec les coûts équivalents pour toutes les variables de calage. Les statistiques contenues dans le Tableau 1 permettent d'évaluer l'efficacité de l'ensemble de méthodes mises en place pour réduire la dispersion des poids des anciens panélistes.

TABLEAU 1 – Statistiques descriptives des poids des anciens panélistes, corrigés à différents étapes.

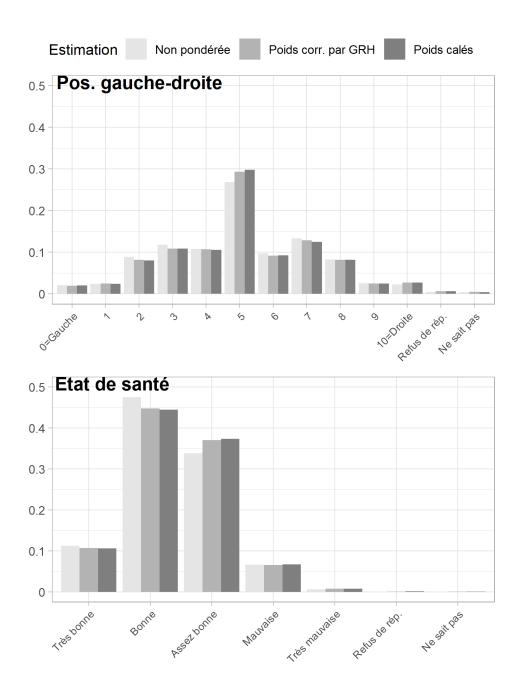
	Poids initiaux	Poids initiaux tronqués	Poids corrigés par GRH	Poids corrigés par GRH tronqués	Poids calés	Poids calés tronqués
Moy.	13 139,90	13 139,90	30 433,30	30 433,30	32 901,70	32 901,70
EC	10 053,96	9 329,10	43 655,44	21 945,59	25 329,01	24 515,82
Med.	10 673,41	10 978,16	$21\ 233,47$	$25\ 457,39$	25 833,48	26 245,16
Rapp. Q3/Q1	2,78	2,78	3,02	3,02	3,40	3,40
Rapp. C95/C5	32,80	31,89	39,35	32,82	34,05	33,52
Min.	464,97	478,25	786,03	942,39	835,41	848,72
Max.	45 552,65	35 356,63	517 870,64	76 352,03	107 373,22	84 283,12
Rapp. max./min.	97,97	73,93	658,84	81,02	128,53	99,31

Cependant, le recours au calage pénalisé, si efficace pour réduire la dispersion, a un coût considérable

qui consiste à une perte de précision de calage. Celle-ci est en effect très importante pour le sous-échantillon des anciens panélistes. Comme en témoignent le Graphique 1 et Tableau 3 (en Annexe), les marges pondérées des variables de calage dans ce sous-échantillon reproduisent assez mal les marges estimées à partir de l'EEC. Il s'agit, en particulier, d'une sous-représentation de jeunes et une surre-présentation de diplômés de supérieur qui ne sont que très peu redressées. Nous pouvons également remarquer que certaines marges pondérées sont supérieures aux marges EEC correspondantes, alors que leurs analogues non pondérées sont inférieurs par rapport à celles-ci (par exemple, modalité CAP + BEPC de la variable Niveau de diplôme), ou, plus généralement, que plusieurs marges non pondérées sont plus proches d'estimations issues de l'EEC que les marges pondérées correspondantes (il s'agit alors heureusement de très faibles écarts). Tout imparfait qu'il soit, le redressement semble influencer les résultats relatifs à d'autres variables que celles utilisées dans les calages (voir le Graphique 2 et le Tableau 4 en Annexe). Cette solution nous paraît acceptable ce d'autant qu'il s'agit d'étapes intermédiaires de calcul de pondérations finales qui sont, quant à elles, propres à des enquêtes spécifiques. L'intérêt de la méthode consiste donc à réduire la dispersion des poids au maximum avant la dernière étape du redressement de la non réponse.



Graphique 1 — Comparaison de marges non pondérées et pondérées par des poids corrigés à différents étapes pour les variables de calage dans le sous-échantillon des anciens panélistes. Une troncature des 5% des poids les plus élevés a été appliqué après chaque étape de correction.

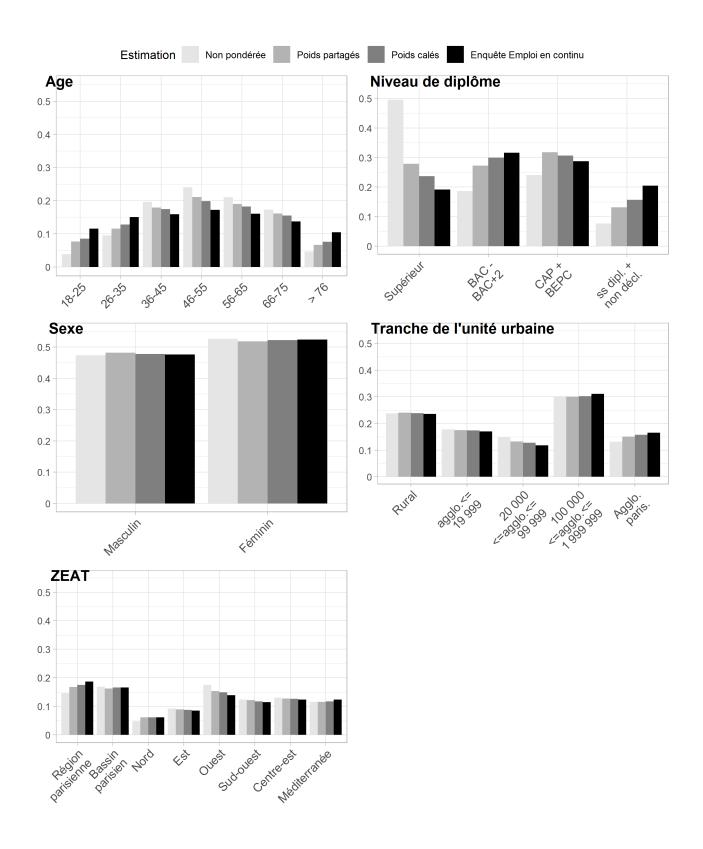


Graphique 2 — Comparaison de marges non pondérées et pondérées par des poids corrigés à différents étapes pour deux variables d'intérêt (auto-positionnement d'opinions politiques gauche-droite et évaluation de son propre état de santé) dans le sous-échantillon des anciens panélistes. Une troncature des 5% des poids les plus élevés a été appliqué après chaque étape de correction.

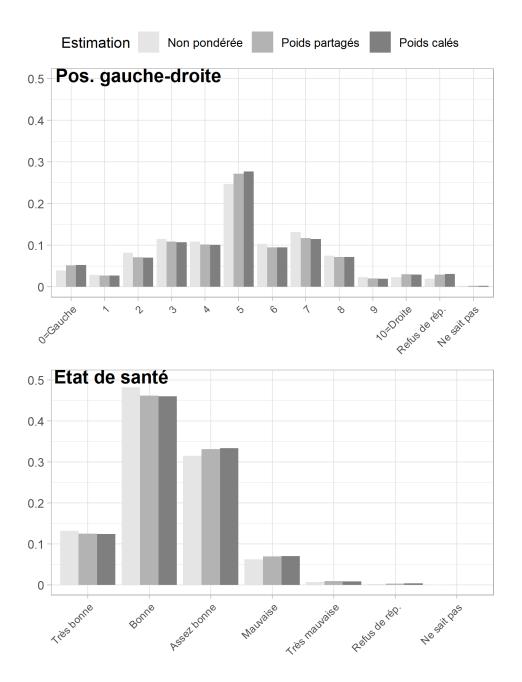
Puisque les anciens panélistes constituent une majorité dans le panel intégré, les défauts de représentativité de ce sous-échantillon produisent des effets très similaires au moment du calage sur marges intervenant après le partage des poids. Les mêmes méthodes sont appliquées pour y remédier. Cette fois-ci, nous pouvons fixer un écart imposé entre les rapports minial et maximal des poids avant et après le calage plus important (1). On retrouve généralement un schéma très similaire en ce qui concerne la comparaison entre les marges des variables de calage pondérés et celles estimées à partir de l'EEC (voir le Tableau 2). Cependant, les marges pondérées par les poids calés semblent se rapprocher davantage de celles issues de l'EEC par rapport au calage réalisé sur le sous-échantillon des anciens panélistes (voir le Graphique 3 et le Tableau 5 en Annexe). Le redressement par calage semble sensiblement influencer l'ensemble des variables, mais l'exploration visuelle des Graphiques 2 et 4 ne permet pas de constater à quel point la précision des calages réalisés contribue à modifier les résultats pondérés par rapport aux non pondérés.

 ${\it Tableau 2-Statistiques descriptives des poids du panel intégré, corrigés à différents étapes.}$

	Poids partagés	Poids partagés tronqués	Poids calés	Poids calés tronqués
Moy.	21 771,66	21 771,66	21 800,32	21 800,32
EC	22 820,51	17 526,40	20 940,14	19 733,22
Med.	14 592,15	15 942,16	13 862,32	14 300,36
Rapp. Q3/Q1	3,90	3,90	4,81	4,81
Rapp. C95/C5	31,74	29,05	36,18	35,07
Min. Max. Rapp. max./min.	424,36 269 266,28 634,52	463,62 64 127,73 138,32	312,32 100 690,78 322,39	322,19 69 357,82 215,27



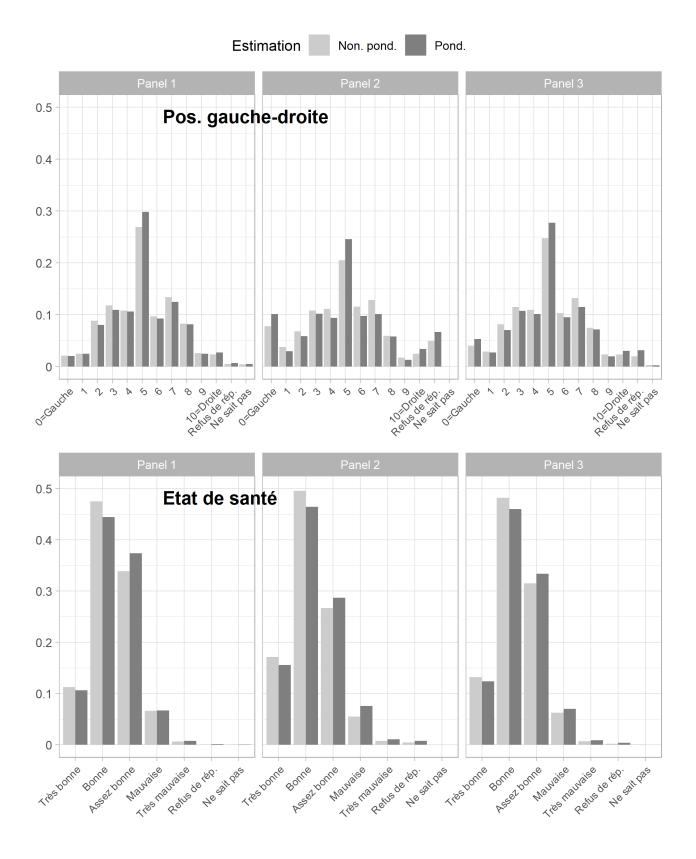
Graphique 3 — Comparaison de marges non pondérées et pondérées par des poids corrigés à différents étapes pour les variables de calage dans le panel intégré. Une troncature des 5% des poids les plus élevés a été appliqué après chaque étape de correction.



Graphique 4 – Comparaison de marges non pondérées et pondérées par des poids corrigés à différents étapes pour deux variables d'intérêt (auto-positionnement d'opinions politiques gauche-droite et évaluation de son propre état de santé) dans le panel intégré. Une troncature des 5% des poids les plus élevés a été appliqué après chaque étape de correction.

Enfin, l'information relative au redressement de la non réponse au recrutement des nouveaux panélistes peut servir comme référence de comparaison pour évaluer la qualité du redressement de l'échantillon intégré, dans la mesure où ce sous-échantillon, non pas encore touché par l'attrition, se caractérise par une meilleure représentativité. Ainsi, nous pourrions nous attendre à ce que les résultats pondérés, obtenus sur les sous-échantillons d'anciens et de nouveaux panélistes convergent. Le Graphique 5 est conçu pour illustrer cette idée. Toutefois, il semble refléter une tout autre réalité. Premièrement, nous pouvons remarquer que le redressement de la non réponse au recrutement des nouveaux panélistes (étape 4 et 5 de la procédure – $Panel\ 2$ sur le Graphique 5) semble modifier davantage les résultats non pondérés correspondants par rapport au redressement de l'attrition (étape 2 et 3 de la procédure – $Panel\ 1$). Cette observation reste cohérente par rapport aux différences de précision de calage mentionnées dans les paragraphes précédents. Deuxièmement, pour chaque sous échantillon ainsi que pour le panel intégré, les redressements modifient les résultats dans le même sens. En conclusion, il est

plausible que les différences de résultats pondérés pour les deux variables d'intérêt soient résiduelles ou dues à différentes sources d'erreur (échantillonnage, effet de professionnalisation, autres variables parasites liées aux conditions de recrutement, etc.). Il est plutôt rassurant de voir que les pondérations du panel intégré ne produisent pas de distorsion particulière de résultats malgré le redressement imparfait.



Graphique 5 – Comparaison de marges non pondérées et pondérées pour deux variables d'intérêt (auto-positionnement d'opinions politiques gauche-droite et évaluation de son propre état de santé) dans les différents sous-échantillons d'ELIPSS : anciens (*Panel 1*), nouveaux panélistes (*Panel 2*) et le panel intégré (*Panel 3*).

Conclusions

La qualité des pondérations d'ELIPSS rafraîchi a été préservée, mais la dispersion des poids finaux, propres à des enquêtes soumises au panel (deuxième phase de correction de la non-réponse totale) doit faire l'objet d'une attention particulière. Nous conseillons donc aux utilisateurs des données d'enquêtes produites après le dernier rafraîchissement d'ELIPSS d'appliquer, si nécessaire, des troncatures à des niveaux qu'ils/elles jugent appropriés. En ce qui concerne les poids initiaux (première phase de correction de la non-réponse totale), les défauts de représentativité ne sont pas complètement compensées par les pondérations. Autrement dit, même des indicateurs pondérés ne reflèteront pas complètement la variabilité de réponses due à la présence de certaines catégories de la population et, notamment, jeunes et peu diplômés au niveau du panel dans son ensemble. Cependant, des statistiques sont rarement calculées à ce niveau-là (et surtout pas par les utilisateurs des données ELIPSS qui se focaliseront probablement davantage sur les poids corrigés après la seconde étape de la correction de la non réponse). Par ailleurs, il convient de rappeler que l'utilisation de pondérations dans les analyses de résultats obtenus auprès d'échantillons représentatifs n'est pas toujours nécéssaire (DAVEZIES & D'HAULTFOEUILLE, 2009). Alors qu'elle s'impose pour la plupart des démarches descriptives, elle reste souvent facultative ou même déconseillée dans les modélisations où il est possible, au lieu de pondérer, de contrôler pour l'influence de variables autrement utilisées dans les redressements. Ainsi, les données issues d'enquêtes ELIPSS sont systématiquement appariées à un ensemble de variables sociodémographiques, produites et actualisées lors des Enquêtes Annuelles, qui peuvent servir de variables de contrôle.

Références

- Bartoń, K. (2020). *MuMIn : Multi-Model Inference* [R package version 1.43.17]. https://CRAN.R-project.org/package=MuMIn
- DAVEZIES, L. & D'HAULTFOEUILLE, X. (2009, juillet). Faut-il pondérer ?...Ou l'éternelle question de l'économètre confronté à des données d'enquête. Direction des Études et Synthèses Économiques, Insee. file:///C:/Users/109928/AppData/Local/Temp/G2009-06.pdf
- MARQUIER, R. (2010). Echantillonnage, apurements et redressement de la non réponse dans l'enquête IAD. Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques, Insee.
- PILORIN, T. & LEGLEYE, S. (2018). *Pondérations du panel ELIPSS* (rapp. tech.). Centre de données Socio-politiques (CDSP). Sciences Po / CNRS.
- R CORE TEAM. (2021). R: A Language and Environment for Statistical Computing. R Foundation for Statistical Computing. Vienna, Austria. https://www.R-project.org/
- REBECQ, A. (2016, octobre). *Icarus, un package R pour le calage sur marges et ses variantes.* 9^e Colloque International Francophone sur les Sondages, Gatineau, Canada. http://paperssondages16.sfds.asso.fr/submission_54.pdf

ANNEXE

Tableau 3 — Comparaison de marges non pondérées et pondérées par des poids corrigés à différents étapes pour les variables de calage dans le sous-échantillon des anciens panélistes. Une troncature des 5% des poids les plus élevés a été appliqué après chaque étape de correction.

Modalité	Non pondérée	Poids corr.par GRH	Poids calés	Enquête Emploi en continu	Diff. poids calés EEC
Age					
18-25	0,0115	0,0265	0,0273	0,1145	-0,0872
26-35	0,0676	0,0839	0,0901	0,1564	-0,0663
36-45	0,1912	0,1882	0,1879	0,1664	0,0215
46-55	0,2516	0,2431	0,2380	0,1739	0,0641
56-65	0,2344	0,2131	0,2133	0,1605	0,0528
66-75	0,1934	0,1860	0,1831	0,1242	0,0589
> 76	0,0503	0,0591	0,0603	0,0333	0,0270
Niveau de diplôme					
Supérieur	0,4745	0,3714	0,3335	0,1773	0,1562
BAC - BAC+2	0,1819	0,1890	0,2144	0,3245	-0,1102
CAP + BEPC	0,2617	0,3319	0,3352	0,3039	0,0313
ss dipl. $+$ non décl.	0,0820	0,1076	0,1170	0,1943	-0,0773
Sexe					
Masculin	0,4802	0,4911	0,4878	0,4847	0,0031
Féminin	0,5198	0,5089	0,5122	0,5153	-0,0031
Tranche de l'unité urbaine					
Rural	0,2631	0,2418	0,2431	0,2397	0,0035
agglo. <= 19999	0,1718	0,1729	0,1750	0,1692	0,0058
$20\ 000 < = \text{agglo}. < = 99\ 999$	0,1481	0,1439	0,1407	0,1205	0,0202
100 000 <=agglo.<= 1 999 999	0,2940	0,2860	0,2876	0,3053	-0,0177
Agglo. paris.	0,1229	0,1553	0,1535	0,1653	-0,0118
ZEAT					
Région parisienne	0,1387	0,1728	0,1714	0,1893	-0,0179
Bassin parisien	0,1840	0,1620	0,1645	0,1669	-0,0024
Nord	0,0431	0,0608	0,0608	0,0636	-0,0028
Est	0,1035	0,0985	0,0989	0,0851	0,0138
Ouest	0,1689	0,1461	0,1460	0,1367	0,0093
Sud-ouest	0,1251	0,1244	0,1221	0,1126	0,0096
Centre-est	0,1272	0,1300	0,1291	0,1227	0,0064
Méditerranée	0,1093	$0,\!1053$	0,1071	0,1231	-0,0160

Tableau 4 – Comparaison de marges non pondérées et pondérées par des poids corrigés à différents étapes pour deux variables d'intérêt (auto-positionnement d'opinions politiques gauche-droite et évaluation de son propre état de santé) dans le sous-échantillon des anciens panélistes. Une troncature des 5% des poids les plus élevés a été appliqué après chaque étape de correction.

Modalité	Non pondérée	Poids corr. par GRH	Poids calés	Diff. poids GRH non pond.	Diff. poids calés non pond.
Pos. gauche-dro					
0=Gauche	0,0208	0,0198	0,0205	-0,0010	-0,0004
1	0,0244	0,0246	0,0245	0,0001	0,0001
2	0,0884	0,0815	0,0804	-0,0069	-0,0080
3	0,1179	0,1089	0,1090	-0,0090	-0,0089
4	0,1078	0,1069	$0,\!1059$	-0,0009	-0,0019
5	0,2689	0,2931	0,2981	0,0242	0,0292
6	0,0971	0,0921	0,0924	-0,0049	-0,0046
7	$0,\!1337$	0,1286	0,1248	-0,0052	-0,0089
8	0,0827	0,0819	0,0816	-0,0007	-0,0011
9	0,0259	0,0246	0,0246	-0,0013	-0,0013
10=Droite	0,0230	0,0269	0,0271	0,0039	0,0041
Refus de rép.	0,0050	0,0064	0,0066	0,0014	0,0016
Ne sait pas	0,0043	0,0046	0,0045	0,0003	0,0001
Etat de santé					
Très bonne	0,1121	0,1070	0,1059	-0,0052	-0,0062
Bonne	0,4752	0,4475	0,4444	-0,0277	-0,0308
Assez bonne	0,3386	0,3705	0,3736	0,0319	0,0350
Mauvaise	0,0661	0,0658	0,0671	-0,0003	0,0009
Très mauvaise	0,0065	0,0080	0,0076	0,0015	0,0012
Refus de rép.	0,0007	0,0010	0,0012	0,0003	0,0004
Ne sait pas	0,0007	0,0003	0,0003	-0,0005	-0,0004

Tableau 5 — Comparaison de marges non pondérées et pondérées par des poids corrigés à différents étapes pour les variables de calage dans le panel intégré. Une troncature des 5% des poids les plus élevés a été appliqué après chaque étape de correction.

Modalité	Non pondérée	Poids partagés	Poids calés	Enquête Emploi en continu	Diff. poids calés EEC
Age					
18-25	0,0386	0,0769	0,0849	0,1157	-0,0307
26-35	0,0951	0,1155	0,1280	0,1507	-0,0227
36-45	0,1963	0,1790	0,1744	0,1593	0,0150
46-55	0,2406	0,2113	0,1988	0,1719	0,0269
56-65	0,2099	0,1898	0,1826	0,1608	0,0218
66-75	0,1731	0,1610	0,1551	0,1372	0,0179
> 76	0,0465	0,0665	0,0763	0,1044	-0,0282
Niveau de diplôme					
Supérieur	0,4956	$0,\!2785$	0,2370	0,1919	0,0452
BAC - BAC+2	0,1867	0,2724	0,2998	0,3161	-0,0163
CAP + BEPC	0,2406	0,3178	0,3067	0,2876	0,0191
ss dipl. $+$ non décl.	0,0771	0,1313	$0,\!1565$	0,2044	-0,0479
Sexe					
Masculin	0,4737	0,4822	0,4779	0,4765	0,0014
Féminin	0,5263	0,5178	0,5221	0,5235	-0,0014
Tranche de l'unité urbaine					
Rural	0,2375	0,2410	0,2385	0,2359	0,0025
agglo. <= 19999	0,1784	$0,\!1754$	0,1740	0,1700	0,0041
$20\ 000 \le agglo. \le 99\ 999$	0,1499	0,1329	0,1274	0,1178	0,0096
$100\ 000 \le \text{agglo.} \le 1\ 999\ 999$	0,3028	0,3001	0,3028	0,3107	-0,0079
Agglo. paris.	0,1315	$0,\!1507$	0,1573	$0,\!1657$	-0,0084
ZEAT					
Région parisienne	0,1464	0,1675	0,1747	0,1864	-0,0116
Bassin parisien	0,1687	0,1628	0,1659	0,1660	0,0000
Nord	0,0478	0,0618	0,0615	0,0614	0,0000
Est	0,0925	0,0895	0,0879	0,0849	0,0029
Ouest	0,1748	$0,\!1536$	0,1487	$0,\!1385$	0,0102
Sud-ouest	0,1240	$0,\!1217$	0,1171	0,1148	0,0023
Centre-est	0,1301	$0,\!1276$	$0,\!1268$	$0,\!1240$	0,0027
Méditerranée	0,1157	0,1154	0,1174	0,1239	-0,0065

Tableau 6 – Comparaison de marges non pondérées et pondérées par des poids corrigés à différents étapes pour deux variables d'intérêt (auto-positionnement d'opinions politiques gauche-droite et évaluation de son propre état de santé) dans le panel intégré. Une troncature des 5% des poids les plus élevés a été appliqué après chaque étape de correction.

Modalité	Non pondérée	Poids partagés	Poids calés	Diff. poids part. non pond.	Diff. poids calés non pond.
Pos. gauche-dre					
0=Gauche	0,0398	0,0516	0,0529	0,0118	0,0131
1	0,0288	0,0274	0,0273	-0,0014	-0,0015
2	0,0815	0,0712	0,0701	-0,0103	-0,0114
3	0,1146	0,1091	0,1075	-0,0056	-0,0071
4	0,1089	0,1019	0,1008	-0,0069	-0,0081
5	0,2475	$0,\!2722$	0,2770	0,0247	0,0296
6	0,1031	0,0949	0,0951	-0,0082	-0,0081
7	0,1319	0,1171	0,1146	-0,0148	-0,0173
8	0,0748	0,0719	0,0717	-0,0029	-0,0031
9	0,0230	0,0200	0,0195	-0,0030	-0,0035
10=Droite	0,0235	0,0301	0,0298	0,0066	0,0063
Refus de rép.	0,0197	0,0299	0,0313	0,0102	0,0116
Ne sait pas	0,0029	0,0026	0,0024	-0,0003	-0,0005
Etat de santé					
Très bonne	0,1319	0,1248	0,1238	-0,0071	-0,0081
Bonne	0,4820	0,4622	0,4601	-0,0198	-0,0219
Assez bonne	0,3146	0,3315	0,3334	0,0169	0,0187
Mauvaise	0,0624	0,0691	0,0700	0,0067	0,0077
Très mauvaise	0,0067	0,0089	0,0087	0,0022	0,0020
Refus de rép.	0,0019	0,0033	0,0038	0,0014	0,0019
Ne sait pas	0,0005	0,0002	0,0002	-0,0003	-0,0003

Tableau 7 – Comparaison de marges non pondérées et pondérées pour deux variables d'intérêt (autopositionnement d'opinions politiques gauche-droite et évaluation de son propre état de santé) dans les différents sous-échantillons d'ELIPSS : anciens $(Panel\ 1)$, nouveaux panélistes $(Panel\ 2)$ et le panel intégré $(Panel\ 3)$.

	Panel 1		Pan	el 2	Panel 3	
	Non pond.	Pondérées	Non pond.	Pondérées	Non pond.	Pondérées
Pos. gauche-droite						
0=Gauche	0,0208	0,0205	0,0778	0,1013	0,0398	0,0529
1	0,0244	0,0245	0,0375	0,0295	0,0288	0,0273
2	0,0884	0,0804	0,0677	0,0585	0,0815	0,0701
3	0,1179	0,1090	0,1081	0,1019	0,1146	0,1075
4	0,1078	0,1059	0,1110	0,0934	0,1089	0,1008
5	0,2689	0,2981	0,2046	0,2457	0,2475	0,2770
6	0,0971	0,0924	0,1153	0,0974	0,1031	0,0951
7	0,1337	0,1248	0,1282	0,1011	0,1319	0,1146
8	0,0827	0,0816	0,0591	0,0580	0,0748	0,0717
9	0,0259	0,0246	0,0173	0,0127	0,0230	0,0195
10=Droite	0,0230	0,0271	0,0245	0,0339	0,0235	0,0298
Refus de rép.	0,0050	0,0066	0,0490	0,0666	0,0197	0,0313
Ne sait pas	0,0043	0,0045	0,0000	0,0000	0,0029	0,0024
Etat de santé						
Très bonne	0,1121	0,1059	0,1715	0,1553	0,1319	0,1238
Bonne	0,4752	0,4444	0,4957	0,4642	0,4820	0,4601
Assez bonne	0,3386	0,3736	0,2666	0,2869	0,3146	0,3334
Mauvaise	0,0661	0,0671	0,0548	0,0757	0,0624	0,0700
Très mauvaise	0,0065	0,0076	0,0072	0,0104	0,0067	0,0087
Refus de rép.	0,0007	0,0012	0,0043	0,0075	0,0019	0,0038
Ne sait pas	0,0007	0,0003	0,0000	0,0000	0,0005	0,0002