

## Révision du plan de sondage pour l'enquête suisse sur la structure des salaires

#### Lionel Qualité

Office Fédéral de la Statistique / Université de Neuchâtel

10<sup>me</sup> Colloque francophone sur les sondages | 26 octobre 2018



# Enquête suisse sur la structure des salaires (LSE - Lohnstrukturerhebung)

- Collecte des informations sur les salaires, les qualifications, le taux d'occupation, la classe d'activité, etc.
- Enquête par échantillon, tous les deux ans.
- Produit des résultats sur le coût de la main d'oeuvre, la distribution des salaires.
- Données de base pour le "calculateur de salaires Salarium".



## Plan, jusqu'en 2016 - 1

- "Stratifié" par classe de taille, catégorie d'activité de l'entreprise et zone géographique (tirage Poisson depuis 2012).
- Deux degrés (les ets. livrent les données pour une partie du personnel).
- Taille d'échantillon déterminée par le budget.
- Lien pas évident avec des objectifs de précision.



## Plan, jusqu'en 2016 - 2

- Allocation "à la Neyman" pour la moyenne des salaires.
- Interdépendances entre échantillon OFS et extensions cantonales.
- Tailles minimales imposées dans les "strates" (mais regroupements a posteriori).
- Paramètres estimés sur enquêtes précédentes.



## Nouveauté pour 2018

- Revenus livrés par la Caisse de Compensation.
- Exhaustif mais
  - 1. disponibles avec deux ans de retard,
  - 2. sans information sur le taux d'occupation,
  - 3. parfois au niveau de la "tête de groupe".



## Utilisation

- Comme variable proxy des salaires.
- Pour calculer taille et allocation en fonction des objectifs de précision fixés.
- (et choisir/adapter ces objectifs en fonction du résultat)
- Et calculer les extensions en supplément de l'échantillon OFS.
- Sans limitations ou appréhension liée à l'enquête précédente.



#### Plan de travail

- ► Allocation en fonction de nombreux objectifs de précision.
- Allocation pour estimer des médianes.
- "Validation" en utilisant les données de l'enquête 2016.



## "Validation" -1

- L'occasion de réviser les estimateurs de variance de la LSE (plan de Poisson, calage, deux degrés).
- Deux calculs :
  - Quelle variance estimée pour la LSE 2016 si l'on avait relevé des revenus AVS plutôt que des salaires ? (pour valider l'idée du proxy)
  - 2. Quelle variance estimée en utilisant les données de la LSE 2016 si l'on avait utilisé d'autres taux de sondage au premier et aux deuxième degré ? (pour "contrôler" que le nouveau plan a bien la précision attendue).



## "Validation" -2

- ▶ Remarque : si l'on change le plan du deuxième degré, l'estimateur de la variance est la somme de 3 termes au lieu des deux termes habituels.
- Relativement simple (et estimable) avec un tirage de Poisson.
- Résultats : compatibles avec la confiance que l'on a dans l'estimation de variance, c'est à dire pas identiques mais relativement semblables.

#### Estimation de médianes - linéarisation

- Démarche : calculer une variable linéarisée et se ramener à une allocation pour l'estimation d'un total.
- lacktriangle Deville (1999) puis Osier (2009) pour le quantile  $q_lpha$  d'ordre lpha de la variable  $y_k$  :

$$z_k = -\frac{1}{Nf(q_\alpha)}[I(y_k \leq q_\alpha) - \alpha].$$

► Tillé et Vallée (2017) d'après Graf (2015) :

$$z_k = -rac{1}{\mathsf{N} f(q_lpha)} \left[ \Phi\left(rac{q_lpha - y_k}{h}
ight) - F(q_lpha) 
ight],$$

où  $f(u) = \frac{1}{hN} \sum_{k \in U} \phi\left(\frac{u - y_k}{h}\right)$ ,  $\phi$  est un noyau, h la fenêtre,  $\Phi' = \phi$ , F' = f.



## Simulations - observations

- Plan et taille de la LSE trop grand pour des simulations (cf. plus loin)  $\rightarrow$  petits échantillons SRS, avec ou sans calage.
- Choix de h: attention aux valeurs extrêmes (ex: remplacer  $\sigma$  par  $min\{\sigma, (q_{.75} q_{.25})/1.34\}$  dans les formules usuelles.)
- Choix de la linéarisée correspond à un choix de l'estimateur de  $q_{\alpha}$ ! (sinon biais, taux de couverture incorrect, etc).
- Médiane de la "proc surveymeans" (SAS), montre un biais et une variance plus grande que les estimateurs "à noyaux".



## Exemple

| Méthode | Mediane | $\mathrm{E}(\widehat{q}_{.5})$ | S calculé | $\mathrm{E}(\widehat{S})$ | E.T. simul. | Tx. Couv. |
|---------|---------|--------------------------------|-----------|---------------------------|-------------|-----------|
| m0      | 55'948  | 55'974                         | 350.92    | 351.08                    | 347.80      | 0.9473    |
| m1      | 55'958  | 55'963                         | 314.88    | 315.60                    | 317.72      | 0.9470    |
| m2      | 55'956  | 55'959                         | 315.86    | 316.50                    | 315.40      | 0.9483    |
| m3      | 55'958  | 55'960                         | 314.88    | 315.41                    | 314.81      | 0.9485    |
| m4      | 55'956  | 55'951                         | 315.85    | 316.78                    | 317.77      | 0.9495    |

Table: Résultats de 10'000 simulations, échantillon simple de taille 5'000, poids calés.



- Taux de sélection uniforme  $\pi_h$  dans "strates" h, croisements de classe de taille, activité et zone géographique (idem 2016).
- Variance de la forme

$$V = \sum_{h \in H} \frac{d_h^2}{n_h} - f_h,$$

où  $n_h = N_h \pi_h$ .

- Les n<sub>h</sub> ne sont pas nécessairement entiers, ni écartés de 0.
- $d_h$  et  $f_h$  fonction des données, des taux de réponse prévus, du taux de sondage au deuxième degré, du calage prévu, etc.



- Optimale pour <u>un</u> total, sous contrainte de coût, ou de coût minimal pour une variance donnée.
- Avec  $n_h$  compris entre une valeur minimale  $a_h$  et une valeur maximale  $b_h$ : nombreuses références (Neyman, Aeberhardt et Marcus, Koubi et Mathern à l'Insee, mais aussi Gabler et al., etc.)
- Remarquent que l'ordre des éléments de  $A = \{a_h \sqrt{c_h}/d_h, b_h \sqrt{c_h}/d_h; h = 1, \dots, H\}$  donne un ordre "d'activation" des contraintes  $(c_h: coût)$ .
- Pour un plan de Poisson,  $a_h = 0$  acceptable mais j'ai besoin de pouvoir choisir  $a_h$  plus loin.



- Résultat de Gabler et al. semble faux.
- J'ai (je pense) reproduit la même chose que Aeberhardt et Marcus.
- Et montré que c'était la solution du problème.
- Difficultés de programmation : égalités dans A ;  $d_h = 0$  ; comparaisons de réels ; variances infinies  $(n_h = 0)$  ; etc.



- ▶ Dans la LSE : Limite de publication pour un CV de 5%. Cible pour le CV : 3%.
- Statistiques d'intérêt (principales) : coût total de la main d'oeuvre par Section d'activité (niveau 1 de la classification), par classe de taille ; salaires médians par croisement de grande région et 39 domaines d'activité (composés à partir du niveau 3 de la classification). Extensions : mêmes objectifs que pour les grandes régions.
- 342 objectifs OFS, 345 objectifs extensions.
- ▶ Budget 2016 : 56'000 entreprises y compris extensions (dont toutes les ets.  $\geq 50$  employés, le "profiling").
- Attentes 2018 : réduire, mais prudemment.



- Problème d'optimisation convexe, mais solution rarement dans l'intérieur du domaine.
- On m'a dit que les algorithmes de résolution auraient du mal.
- Ma solution sous-optimale : allouer séquentiellement (un objectif, puis le suivant en complément, etc.)
- Et chercher un ordre pour ces objectifs.



- Calcul des objectifs : si le CV minimum dépasse 3 ou 5%, vouloir le meilleur CV revient beaucoup trop cher.
- ▶ Si le CV minimum est proche de la cible, cela peut aussi couter cher.
- Solution retenue : ajouter 0.5 ou 1 pt au CV minimum s'il est proche ou dépasse la cible.
- Le calage entraine une dépendence entre domaines même disjoints!
- Pour les extensions :
  - allocation à partir de l'échantillon OFS,
  - uniquement dans le canton ou la commune qui commande l'extension.



- Résultat pour LSE 2018 : 46'000 ets.
- Validation à l'aide d'une petite simulation (env. 2 jours pour 1'000 répétitions).
- CV compatibles, sauf dans domaines où une ou quelques ets.
  - représentent une grande part des emplois,
  - ont des revenus différents de ceux du reste du domaine.
- Recommandation : obtenir les réponses de ces ets.



## Références - 1

- ▶ Aeberhardt, R. et Marcus, V. (2006). *Mesure et Contrôle de la Précision dans un Plan de Sondage Complexe. Cas de l'Enquête sur la Structure des Salaires de 2006.* Présentation à un atelier méthode de la DSE, INSEE.
- Deville, J.-C. (1999). Variance estimation for complex statistics and estimators: linearization and residual techniques. *Survey Methodology*, 25, pp. 193-204.
- ▶ Gabler, S., Ganninger, M. et Münnich, R. (2012). Optimal allocation of the sample size to strata under box constraints. *Metrika*, 75, pp. 151-161.



#### Références - 2

- Graf, M. (2017). A simplified approach to linearization variance for surveys.
   Document de travail.
- Noubi, M. et Mathern, S. (2009). La nouvelle méthode d'échantillonnage de l'enquête trimestrielle ACEMO depuis 2006. Amélioration de l'allocation de Neyman. Document d'études de la Direction de l'animation de la recherche, des études et des statistiques, 146.
- Neyman, J. (1934). On the two different aspects of the representative method: The method of stratified sampling and the method of purposive selection. *Journal of the Royal Statistical Society*, 97, pp. 558-606.



## Références - 3

- Osier, G. (2009). Variance estimation for complex indicators of poverty and inequality using linearization techniques. Survey Research Methods, 3, pp. 167-195.
- ▼ Tillé, Y. et Vallée, A.-A. (2017). Variance Estimation by Linearization via the Sampling Indicators With Application to Nonresponse. Document de travail.