

Construction d'échantillons astreints à des conditions de recouvrement par rapport à un échantillon antérieur et à des conditions d'équilibrage par rapport à des variables courantes

Marc CHRISTINE (Insee, DCSRI)

Thierry ROCHER (Depp)

XI èmes JMS Insee
Paris
24 - 26 Janvier 2012





Plan de la présentation

1. Fondements du problème
2. Cadre Général
3. Cas particulier des enquêtes d'évaluation
4. Une méthode proposée pour trouver des solutions approchées : « *l'équilibrage inverse* »
5. Etudes par simulations dans le cadre des enquêtes d'évaluation de la Depp
6. Remarques finales, conclusion et travaux à venir



1. Fondements du problème.

- A l'origine : une expertise sur les échantillons PISA.
 - PISA : Programme for International Student Assessment.
 - Depuis 2000, une évaluation tous les 3 ans des élèves de 15 ans en lecture, mathématiques et sciences.
 - En 2009, 470 000 élèves échantillonnés dans 65 pays ou régions.
 - Problème pour 2012 : PISA 2012 portera sur la même matière principale qu'en 2003 (mathématiques).
- ⇒ On cherchera à faire des ***comparaisons de résultats entre les deux enquêtes.***



- Pour cela, il est souhaitable d'enquêter une partie des mêmes écoles qu'en 2003 ...
- ... avec un nombre ou une proportion donnés d'écoles appartenant aux deux échantillons
 - ⇔ **Conditions de recouvrement.**
- Mais **le nouvel échantillon doit aussi satisfaire des propriétés fixées** : taille, probabilités d'inclusion, « représentativité » (i.e., être un « modèle réduit » de la population de référence 2012).
- Le problème devient : comment tirer un nouvel échantillon :
 - dans une base de sondage mise à jour,
 - respectant des conditions telles que données ci-dessus
 - sans avoir la possibilité de modifier le tirage du 1er échantillon ?



- **Un cadre général a été développé pour résoudre ce problème...**
- ... mais il s'agit d'une approche expérimentale qui n'a pas encore été mise en œuvre dans des situations réelles.
- Il peut s'appliquer à une large palette de situations : sondage en 2 phases, coordination *négative* ou *positive*, échantillons de réserve, échantillons pour des extensions régionales...
- Il couvre le champ :
 - des enquêtes Entreprises
 - du tirage d'Unités Primaires géographiques pour les enquêtes Ménages
 - d'autres enquêtes tirées avec des probabilités proportionnelles à la taille (évaluation des élèves...).



- Les principaux outils :
 - Echantillons conditionnels successifs
 - Echantillonnage équilibré (méthode du CUBE)

- L'objectif est de montrer que :
 - Il est difficile de satisfaire simultanément l'intégralité des contraintes
 - et il n'existe pas de solution exacte...
 - ... mais que l'on peut obtenir des solutions *approchées*.

2. Cadre général

Univers = population de référence = base de sondage : U .

Individus (unités statistiques) : notés i .

Taille de l'univers = N .

Variables d'intérêt (**non aléatoires**) définies sur chaque individu i : Y_i , total $T(Y)$ dans l'univers.

Un premier échantillon S_1 (**sans remise**) a été tiré dans U , caractérisé par :

- sa taille (éventuellement aléatoire) : $n_1 = n(S_1)$
- des probabilités d'inclusion des individus : $P \{i \in S_1\} = \pi_i^1 \in [0, 1]$.

Ces probabilités sont **définies ex-ante**, avant tout tirage, pour chacun des individus i .

- d'éventuelles conditions d'équilibrage sur des variables X_i , éventuellement vectorielles : $\sum_{i \in S_1} \frac{X_i}{\pi_i^1} = T(X)$.



Dans l'équation d'équilibrage, le terme de droite représente à la fois :

- la *somme* $\sum_{i \in U} X_i$
- l'*espérance* $E\left(\sum_{i \in S_1} \frac{X_i}{\pi_i^1}\right)$.



Le 2nd échantillon sera tiré conditionnellement au 1^{er} avec les caractéristiques suivantes :

- **sans remise**
- l'univers dans lequel on tire peut dépendre de S_1 : $U(S_1)$, de taille $N_2(S_1)$
- $U(S_1)$ représente la base de sondage de S_2
- taille, également potentiellement dépendante de S_1 : $n_2(S_1)$.

Principaux cas de figure.

Base de sondage pour S_2 ↓	Utilisation de S_2 →	S_2 seul Conditions d'équilibrage sur S_2 Eventuellement : S_2 ou $S_1 \cap S_2$ de taille fixe	Utilisation conjointe avec S_1 : $S = S_1 \cup S_2$. Conditions d'équilibrage sur S Eventuellement : S ou $S_1 \cap S_2$ de taille fixe
S_1		Echantillon en 2 phases	<i>Sans intérêt</i>
CS_1		Echantillon disjoint du 1 ^{er} , coordination <i>négative</i>	Echantillon de réserve, complémentaire, additionnel
U		Echantillon indépendant de S_1 Echantillon d'actualisation, panel avec conditions de recouvrement (cas PISA), coordination <i>positive</i>	Echantillon complémentaire avec recouvrement

3. Cas particulier des enquêtes d'évaluation.

- $U(S_1) = U$
- S_2 est **utilisé seul**.
- avec des probabilités d'inclusion (inconditionnelles) fixées, notées π_i^2 .
- satisfaisant des conditions d'équilibrage sur des variables V_i données (éventuellement vectorielles) :

$$\sum_{i \in S_2} \frac{V_i}{\pi_i^2} = T(V) = \sum_{i \in U} V_i.$$

- il y a des conditions de **recouvrement** par rapport à S_1 .

Elles peuvent être écrites avec un **taux de recouvrement** :

$$\text{Card}(S_1 \cap S_2) = \alpha \text{ Card}(S_1)$$

Une fraction α de l'échantillon S_1 se retrouve sélectionnée dans S_2 .

- éventuellement, de taille fixe imposée $n_2 \Rightarrow \sum_{i \in U} \pi_i^2 = n_2$.



Comment tirer S_2 ?

On définit :

- des probabilités d'*inclusion conditionnelle* pour chaque unité i :

$$\mathbb{P} \{i \in S_2 / S_1\} = \pi_i^{2/S_1} \in [0, 1].$$

Si l'échantillon S_2 est de taille fixe n_2 , *non aléatoire* :

$$\sum_{i \in U(S_1)} \pi_i^{2/S_1} = n_2.$$

- d'éventuelles **conditions d'équilibrage** sur des variables Z_i :

$$\sum_{i \in S_2} \frac{Z_i}{\pi_i^{2/S_1}} = \sum_{i \in U(S_1)} Z_i.$$

Comment tirer s_2 ?

On a la latitude de choisir **n'importe quelle probabilité d'inclusion conditionnelle.**

On prend ici la formulation suivante :

$$\pi_i^{2/S_1} = \begin{cases} a_i & \text{si } i \notin S_1 \\ b_i & \text{si } i \in S_1 \end{cases} = a_i 1_{i \notin S_1} + b_i 1_{i \in S_1}$$

avec : a_i et $b_i \in [0, 1]$.

Relation fondamentale :

$$\pi_i^2 = E\pi_i^{2/S_1}$$

\Leftrightarrow

$$\pi_i^2 = a_i (1 - \pi_i^1) + b_i \pi_i^1$$



Les difficultés :

- On va montrer que les contraintes imposées à S_2 ne peuvent être satisfaites,
- ... à moins que des conditions spécifiques n'aient été imposées sur S_1 lors de son tirage...
- ... et que cela implique des relations entre les paramètres.



a) Comment satisfaire simultanément les conditions d'équilibrage sur S_2 et le respect des probabilités d'inclusion finales ?

- Pour le tirage conditionnel de S_2 , on stratifie les unités selon leur appartenance ou pas à S_1 , et on tire deux sous-échantillons équilibrés, l'un dans S_1 , l'autre dans CS_1 , avec :
 - équilibrage sur des variables $Z_{1,i}$ dans S_1
 - équilibrage sur des variables $Z_{2,i}$ dans CS_1 (seront définies plus tard).

$$\text{Conditions d'équilibrage : } \left\{ \begin{array}{l} \sum_{i \in S_2 \cap S_1} \frac{Z_{1,i}}{b_i} = \sum_{i \in S_1} Z_{1,i} \\ \sum_{i \in S_2 \cap CS_1} \frac{Z_{2,i}}{a_i} = \sum_{i \in CS_1} Z_{2,i} \end{array} \right. ,$$

\Leftrightarrow

$$\boxed{\begin{array}{l} \sum_{i \in S_2 \cap S_1} \frac{Z_{1,i}}{b_i} = \sum_{i \in S_1} Z_{1,i} \\ \sum_{i \in S_2 \cap S_1} \frac{Z_{2,i}}{a_i} = \sum_{i \in S_2} \frac{Z_{2,i}}{a_i} + \sum_{i \in S_1} Z_{2,i} - \sum_{i \in U} Z_{2,i} \end{array}}$$



- Le but est d'obtenir une **condition d'équilibre global sur S_2** , de la forme :

$$\sum_{i \in S_2} \frac{V_i}{\pi_i^2} = \sum_{i \in U} V_i .$$

→ Pour cela, on choisit : $\boxed{\frac{Z_{1,i}}{b_i} = \frac{Z_{2,i}}{a_i} = \frac{V_i}{\pi_i^2}} .$

Les conditions d'équilibre ci-dessus relatives à $Z_{1,i}$ et $Z_{2,i}$ entraînent la relation :

$$\boxed{\sum_{i \in S_1} \frac{V_i}{\pi_i^2} = \sum_{i \in S_2} \frac{Z_{1,i}}{b_i} = \sum_{i \in S_1} \left(1 - \frac{a_i}{b_i}\right) Z_{1,i} + \sum_{i \in U} \frac{a_i}{b_i} Z_{1,i}} .$$

Cette relation est équivalente à : $\sum_{i \in S_2} \frac{V_i}{\pi_i^2} = \sum_{i \in U} V_i$, si et seulement si :

$$\sum_{i \in S_1} \frac{1}{\pi_i^1} \left(1 - \frac{a_i}{b_i}\right) \frac{b_i}{\pi_i^2} V_i \pi_i^1 = \sum_{i \in U} \left(1 - \frac{a_i}{\pi_i^2}\right) V_i, \forall S_1.$$

Cette condition met en jeu S_1 et elle est *aléatoire*.

Elle doit être satisfaite quel que soit S_1 .

⇔ **Condition d'équilibrage, lors du tirage de S_1 , sur la variable :**

$$\left(1 - \frac{a_i}{b_i}\right) \frac{b_i}{\pi_i^2} V_i \pi_i^1 = (b_i - a_i) \frac{\pi_i^1}{\pi_i^2} V_i,$$

sous la réserve que :

$$\sum_{i \in U} (b_i - a_i) \frac{\pi_i^1}{\pi_i^2} V_i = \sum_{i \in U} \left(1 - \frac{a_i}{\pi_i^2}\right) V_i.$$

[cette dernière condition est **satisfaite** du fait de la relation : $\pi_i^2 = b_i \pi_i^1 + a_i (1 - \pi_i^1)$]

Marc CHRISTINE (Insee, DCSRI), Thierry ROCHER (Depp)



En conclusion, pour ce choix des probabilités d'inclusion conditionnelles, le 2^{ème} échantillon sera équilibré sur les variables V_i si et seulement si :

- le 1^{er} échantillon est équilibré sur les variables $(b_i - a_i) \frac{\pi_i^1}{\pi_i^2} V_i$ (C1)
- le tirage conditionnel, pour la partie de l'échantillon S_2 puisée dans S_1 , est équilibré sur les variables $Z_{1,i} = \frac{b_i}{\pi_i^2} V_i$
- le tirage conditionnel, pour la partie de l'échantillon S_2 puisée dans CS_1 , est équilibré sur les variables $Z_{2,i} = \frac{a_i}{b_i} Z_{1,i} = \frac{a_i}{\pi_i^2} V_i$.

b) Comment prendre en compte les conditions de recouvrement entre les deux échantillons ?

- Avec la contrainte : $\text{Card}(S_1 \cap S_2) = \alpha \text{Card}(S_1)$, on doit avoir :

$$\sum_{i \in S_1} \pi_i^{2/S_1} = \alpha n_1, \text{ soit :}$$

$$\boxed{\sum_{i \in S_1} b_i = \alpha n_1} \text{ (C2)}$$

$$\Leftrightarrow \sum_{i \in S_1} \frac{1}{\pi_i^1} b_i \pi_i^1 = \alpha n_1, \forall S_1.$$

- Cette égalité peut s'interpréter comme une condition d'équilibrage de l'échantillon S_1

- sur les variables $b_i \pi_i^1$

- sous la condition : $\boxed{\sum_{i \in \mathcal{U}} b_i \pi_i^1 = \alpha n_1}$.

c) Peut-on assurer la condition supplémentaire que l'échantillon S_2 soit de taille fixe n_2 ?

- Avec la contrainte : $\text{Card}(S_2 \cap CS_1) = n_2 - \alpha n_1$, on doit avoir :

$$\sum_{i \notin S_1} \pi_i^{2/S_1} = n_2 - \alpha n_1, \text{ soit :}$$

$$\boxed{\sum_{i \in S_1} a_i = \sum_{i \in U} a_i - n_2 + \alpha n_1, \forall S_1. \text{ (C3)}}$$

- Cette égalité peut s'interpréter comme une condition d'équilibrage de l'échantillon S_1
 - sur les variables $a_i \pi_i^1$
 - sous la condition : $\sum_{i \in U} a_i \pi_i^1 = \sum_{i \in U} a_i - n_2 + \alpha n_1$, soit :

$$\boxed{\sum_{i \in U} a_i (1 - \pi_i^1) = n_2 - \alpha n_1.}$$

- Cette dernière condition est satisfaite à cause des relations :

- $\sum_{i \in U} a_i (1 - \pi_i^1) = \sum_{i \in U} (\pi_i^2 - b_i \pi_i^1)$
- $\sum_{i \in U} \pi_i^2 = n_2$
- $\sum_{i \in U} b_i \pi_i^1 = \alpha n_1$.

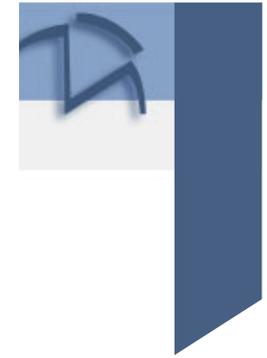


Au final, l'échantillon S_2 est de taille fixe n_2 si et seulement si on rajoute aux conditions précédentes (C1 et C2) la condition d'équilibrage du 1^{er} échantillon sur les variables :

$$a_i \pi_i^1 = \frac{\pi_i^1 (\pi_i^2 - b_i \pi_i^1)}{1 - \pi_i^1}.$$

Synthèse

Contraintes imposées à S_2	Equilibrage nécessaire en résultant sur S_1	Relations nécessaires entre les paramètres	Modalités de tirage conditionnel de S_2	
			Partie puisée dans S_1 $\pi_i^{2/S_1} = b_i$	Partie puisée dans $\mathcal{C}S_1$ $\pi_i^{2/S_1} = a_i$
Respect des probabilités d'inclusion finales π_i^2		$\pi_i^2 = a_i(1 - \pi_i^1) + b_i\pi_i^1$		
Equilibrage sur des variables V_i	Equilibrage sur les variables $(b_i - a_i)\frac{\pi_i^1}{\pi_i^2}V_i$		Equilibrage conditionnel sur les variables $\frac{b_i}{\pi_i^2}V_i$	Equilibrage conditionnel sur les variables $\frac{a_i}{\pi_i^2}V_i$
Taux de recouvrement α par rapport à S_1	Equilibrage sur les variables $b_i\pi_i^1$	$\sum_{i \in U} b_i\pi_i^1 = \alpha n_1$	Taille fixe αn_1 \Leftrightarrow Equilibrage conditionnel sur les variables b_i	Taille fixe $n_2 - \alpha n_1$ \Leftrightarrow Equilibrage conditionnel sur les variables a_i
Taille fixe n_2	Equilibrage sur les variables $a_i\pi_i^1$	$\sum_{i \in U} \pi_i^2 = n_2$		





Est-il possible de trouver des solutions ?

❖ Etant données les π_i^2 :

– On doit déterminer les paramètres inconnus a_i et b_i
(à valeurs dans $[0,1]$)

– satisfaisant différentes contraintes linéaires.

➤ Des solutions peuvent être trouvées si et seulement si l'échantillon S_1 a été tiré antérieurement avec des conditions d'équilibrage appropriées,

➤ ... *ce qui n'est en général pas le cas.*

4. Une méthode proposée pour trouver des solutions approchées : « *l'équilibrage inverse* »

- La principale difficulté dans ce qui précède est que le 1er échantillon doit satisfaire des contraintes d'équilibrage spécifiques.
- Si celles-ci n'ont pas été prévues, les contraintes imposées au 2nd échantillon ne pourront pas être satisfaites.
- L'idée est de *changer les probabilités d'inclusion finales...*
 - ...et de trouver de nouvelles probabilités d'inclusion finales $\tilde{\pi}_i^2(S_1)$
 - ... proches des π_i^2
 - ... et conservant toutes les conditions d'équilibrage sur le 1er échantillon.

Formalisation.

Le problème : trouver les $\tilde{\pi}_i^2$ (et les \tilde{a}_i et \tilde{b}_i en découlant)

satisfaisant toutes les contraintes ainsi que les équations d'équilibre relatives à S_1 .

- Les contraintes sur les paramètres :

$$\pi_i^2 = a_i(1 - \pi_i^1) + b_i\pi_i^1$$

$$\sum_{i \in U} \pi_i^2 = n_2$$

$$\sum_{i \in U} b_i \pi_i^1 = \alpha n_1$$

$$a_i \text{ et } b_i \in [0, 1]$$

- Les équations d'équilibre à satisfaire sur S_1 :

$$\sum_{i \in S_1} \frac{1}{\pi_i^1} a_i \pi_i^1 = \sum_{i \in U} a_i \pi_i^1$$

$$\sum_{i \in S_1} \frac{1}{\pi_i^1} b_i \pi_i^1 = \sum_{i \in U} b_i \pi_i^1$$

$$\sum_{i \in S_1} \frac{1}{\pi_i^1} (b_i - a_i) \frac{\pi_i^1}{\pi_i^2} V_i = \sum_{i \in U} (b_i - a_i) \frac{\pi_i^1}{\pi_i^2} V_i$$

- Et **minimiser une fonction objectif** : $\sum_{i \in U} d^2(\tilde{\pi}_i^2, \pi_i^2)$, où d désigne une distance



Un exemple particulier où l'on peut trouver une solution explicite.

- Les seules conditions sur S_2 : **taille fixe** et **taux de recouvrement** par rapport à S_1 .
- Pas d'autre condition d'équilibrage sur S_2 .
- S_1 a une **taille fixe** n_1 .

⇒ On peut prendre : $b_i = \alpha \in [0,1], \forall i \in U$,

qui satisfait la relation : $\sum_{i \in U} b_i \pi_i^1 = \alpha n_1$.

Cela conduit à un **sondage aléatoire simple** de S_2 au sein de S_1 avec un taux α .

- Alors : $a_i = \frac{\pi_i^2 - b_i \pi_i^1}{1 - \pi_i^1} = \frac{\pi_i^2 - \alpha \pi_i^1}{1 - \pi_i^1}$ (si $\pi_i^1 \neq 1$).

- S_1 doit satisfaire une condition d'équilibrage sur les variables :

$$a_i \pi_i^1 = \pi_i^1 \frac{\pi_i^2 - \alpha \pi_i^1}{1 - \pi_i^1},$$

Comment prendre en compte le cas des strates exhaustives ?

Si certains π_i^1 valent 1 :

- On définit : $U_j = \{i \in U ; \pi_i^j = 1\}$ pour $j = 1$ ou 2 .
- On posera alors :

$$\pi_i^{2/S_1} = \begin{cases} 1 & \text{si } i \in U_2 \\ \pi_i^2 & \text{si } i \in CU_2 \cap U_1 \\ a_i 1_{i \notin S_1} & \text{si } i \in CU_2 \cap CU_1 \end{cases}$$

- Toutes les équations d'équilibrage (y compris les contraintes de taille) devront être écrites en faisant apparaître la décomposition de l'univers selon les trois strates définies ci-dessus, et en utilisant les spécifications correspondantes de π_i^{2/S_1} .

Problème :

Programme d'optimisation :

$$\begin{aligned} & \text{Min} \sum_{i \in U} (\tilde{\pi}_i^2 - \pi_i^2)^2, \\ \text{sous les contraintes : } & \begin{cases} \sum_{i \in U} \tilde{\pi}_i^2 = n_2 \\ \sum_{i \in S_1} \frac{1}{\pi_i^1} \pi_i^1 \frac{\tilde{\pi}_i^2 - \alpha \pi_i^1}{1 - \pi_i^1} = \sum_{i \in U} \frac{\tilde{\pi}_i^2 - \alpha \pi_i^1}{1 - \pi_i^1} - (n_2 - \alpha n_1) \end{cases} \end{aligned}$$

$$\Rightarrow \sum_{i \notin S_1} \frac{\tilde{\pi}_i^2}{1 - \pi_i^1} - \alpha \sum_{i \in S_1} \frac{\pi_i^1}{1 - \pi_i^1} = n_2 - \alpha n_1.$$

Solution :

- Lagrangien :

$$L = \sum_{i \in U} (\tilde{\pi}_i^2 - \pi_i^2)^2 - \lambda \left(\sum_{i \in S_1} \frac{\tilde{\pi}_i^2}{1 - \pi_i^1} - \alpha \sum_{i \in S_1} \frac{\pi_i^1}{1 - \pi_i^1} - (n_2 - \alpha n_1) \right) - \mu \left(\sum_{i \in U} \tilde{\pi}_i^2 - n_2 \right).$$

- D'où :

$$\tilde{\pi}_i^2(S_1) = \pi_i^2 + \left(\frac{1_{i \in S_1}}{1 - \pi_i^1} - \frac{1}{N} \sum_{j \in S_1} \frac{1}{1 - \pi_j^1} \right) \frac{n_2 - \alpha n_1 - \sum_{j \in S_1} \frac{\pi_j^2 - \alpha \pi_j^1}{1 - \pi_j^1}}{\sum_{j \in S_1} \frac{1}{(1 - \pi_j^1)^2} - \frac{1}{N} \left(\sum_{j \in S_1} \frac{1}{1 - \pi_j^1} \right)^2}.$$

- Puis :

$$\begin{cases} \tilde{b}_i = \alpha \\ \tilde{a}_i = \frac{\tilde{\pi}_i^2 - \alpha \pi_i^1}{1 - \pi_i^1} \end{cases}$$



Difficultés rencontrées dans cette approche (retour au cas général) :

- Existence des solutions.
- Ces solutions sont-elles licites ? Cela implique des **contraintes** sur α .
- Difficultés numériques, programmes d'optimisation complexes.
- Les solutions $\tilde{\pi}_i^2(S_1)$ dépendent du 1er échantillon.
- Les vraies probabilités finales d'inclusion du 2nd échantillon sont :

$$\pi_i^{*2} = E\tilde{\pi}_i^{2/S_1} = \frac{1}{1 - \pi_i^1} E\left(\tilde{\pi}_i^2(S_1)1_{i \notin S_1}\right)$$

- ... difficiles à calculer.

Choix d'estimateurs :

Pour estimer un total $T(Y)$, 4 estimateurs possibles :

$$a) \hat{T}_1(Y) = \sum_{i \in S_2} \frac{Y_i}{\pi_i^2}$$

(estimateur de HORVITZ-THOMSON naïf)

Utilise les valeurs des probabilités-cibles π_i^2 .

Mais S_2 n'a pas été tiré avec ces probabilités \Rightarrow estimateur potentiellement **biaisé**.

$$b) \hat{T}_2(Y) = \sum_{i \in S_2} \frac{Y_i}{\tilde{\pi}_i^2(S_1)}$$

Utilise les valeurs effectives des probabilités d'inclusion, $\tilde{\pi}_i^2(S_1)$.

Celles-ci sont *aléatoires* (ce n'est pas un estimateur du type HORVITZ-THOMSON habituel) \Rightarrow estimateur potentiellement **biaisé**.

$$c) \hat{T}_3(Y) = \sum_{i \in S_2 \cap S_1} \frac{Y_i}{\tilde{b}_i(S_1)} + \sum_{i \in S_2 \cap \bar{S}_1} \frac{Y_i}{\tilde{a}_i(S_1)}$$

avec : $\tilde{\pi}_i^{2/S_1}(S_1) = \tilde{a}_i(S_1)1_{i \in \bar{S}_1} + \tilde{b}_i(S_1)1_{i \in S_1}$.

Cet estimateur (à coefficients *aléatoires*) sera sans biais.

$$d) \hat{T}_4(Y) = \sum_{i \in S_2} \frac{Y_i}{\pi_i^{*2}}, \text{ avec : } \pi_i^{*2} = \frac{1}{1 - \pi_i^1} E(\tilde{\pi}_i^2(S_1)1_{i \in S_1})$$

C'est le véritable estimateur de HORVITZ-THOMSON (à coefficients *fixes*).

Utilise les vraies probabilités d'inclusion π_i^{*2} .

Malheureusement celles-ci sont **très difficiles à calculer explicitement**.



5. Etudes par simulations dans le cadre des enquêtes d'évaluation de la Depp

- Deux degrés : 1-écoles et 2-élèves (un nombre fixé d'élèves par école)
- Stratification des écoles en 5 strates (3 types d'écoles + 2 strates pour les petites écoles)
- Tirage des écoles avec des *probabilités proportionnelles à leur taille*
- **Sondage aléatoire simple d'élèves** dans chaque école tirée (32)
- Taille de l'échantillon d'élèves : 4500 (reprise du cadre PISA)

Simulation

➤ Bases de données :

- On utilise les bases d'établissements français ("écoles") pour 2000 et 2009
- 1ère restriction : seulement les écoles présentes en 2000 *ET* 2009
- 2ème restriction : seulement les écoles **DANS LA MÊME STRATE** en 2000 et 2009.
- 6672 écoles (568 456 élèves en 2009).

➤ Principe :

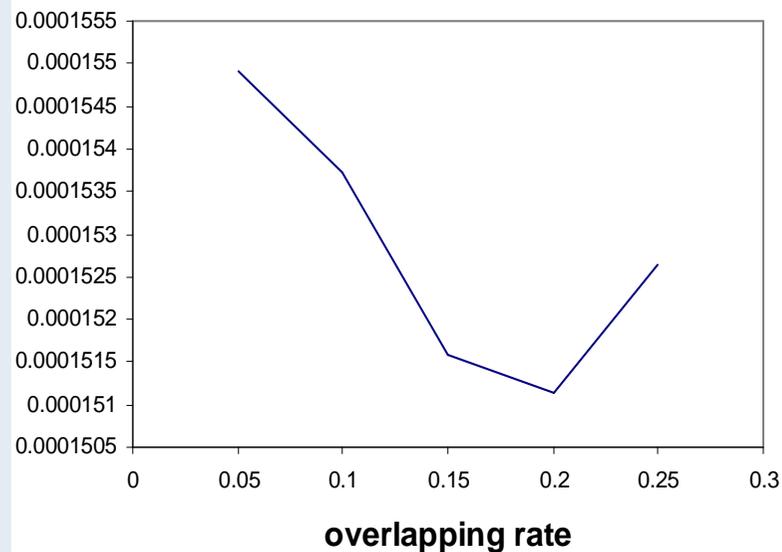
- On n'impose à S_2 (2009) que des conditions de **recouvrement** et de **taille fixe** (pas d'autres conditions d'équilibrage).
- Simulation 1 : tirage de S_1 (année 2000), calcul de $\tilde{\pi}_i^2$ et comparaison en termes de distance avec π_i^2 . Influence sur la distance du taux de recouvrement et du type de distance (Euclidienne ou Chi-2).
- Simulation 2 : tirage de S_1 , tirage de S_2 / S_1 , estimation du total de variables connues selon 3 types d'estimateurs. Qualité des estimateurs selon le taux de recouvrement et le type de distance.



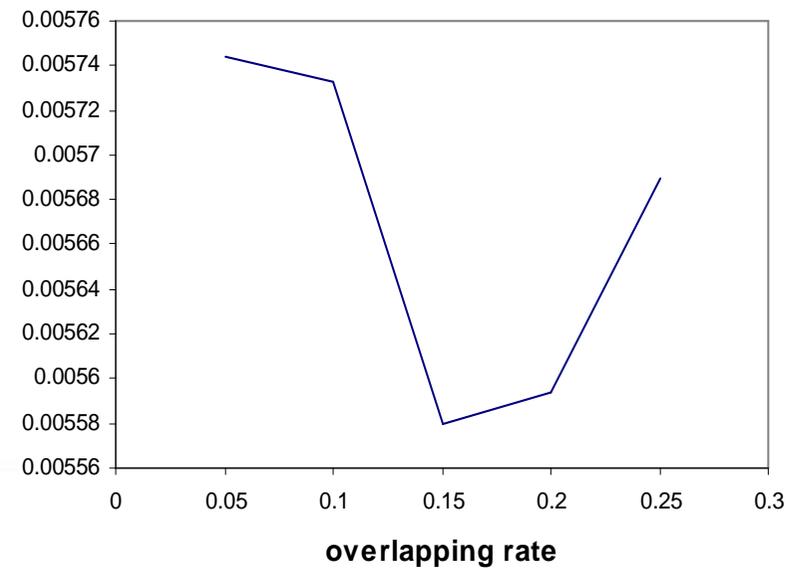
Simulation 1 - résultats

- Remarque : le taux de recouvrement est *borné* (à environ 25 % dans notre cas).

RMSE (Euclidian distance)



CHI2 (Chi-square distance)





Simulation 2 - résultats

- 100 répliquions de S_1 , 100 répliquions de S_2 pour chaque S_1

		EUCLIDIAN - overlapping rate 10%								
variable	POP	ESTIM1			ESTIM2			ESTIM3		
		E()	s.e.	B	E()	s.e.	B	E()	s.e.	B
girls	274501	274543	(82)	0.0%	274531	(82)	0.0%	274521	(84)	0.0%
foreign	19790	19824	(48)	0.2%	19827	(48)	0.2%	19782	(49)	0.0%
grade9	157871	157922	(67)	0.0%	157912	(68)	0.0%	157876	(70)	0.0%
grade10	351164	351154	(66)	0.0%	351154	(66)	0.0%	351208	(73)	0.0%
SES1	209998	210024	(83)	0.0%	210016	(83)	0.0%	210062	(85)	0.0%
SES2	135900	135907	(62)	0.0%	135909	(62)	0.0%	135927	(63)	0.0%
SES3	74391	74404	(50)	0.0%	74404	(50)	0.0%	74392	(52)	0.0%
SES4	122978	122936	(78)	0.0%	122929	(78)	0.0%	122924	(79)	0.0%

Simulation 2 - résultats

		EUCLIDIAN - overlapping rate 15%								
variable	POP	ESTIM1			ESTIM2			ESTIM3		
		E()	s.e.	B	E()	s.e.	B	E()	s.e.	B
girls	274501	274480	(83)	0.0%	274721	(83)	0.1%	274471	(86)	0.0%
foreign	19790	19842	(50)	0.3%	19874	(50)	0.4%	19809	(51)	0.1%
grade9	157871	157819	(67)	0.0%	158029	(68)	0.1%	157842	(72)	0.0%
grade10	351164	351190	(65)	0.0%	351438	(66)	0.1%	351117	(72)	0.0%
SES1	209998	210080	(82)	0.0%	210306	(83)	0.1%	209918	(86)	0.0%
SES2	135900	135910	(62)	0.0%	136040	(62)	0.1%	135916	(64)	0.0%
SES3	74391	74456	(51)	0.1%	74522	(51)	0.2%	74397	(52)	0.0%
SES4	122978	122851	(77)	-0.1%	122925	(77)	0.0%	122988	(77)	0.0%

Simulation 2 - résultats

		EUCLIDIAN - overlapping rate 20%								
variable	POP	ESTIM1			ESTIM2			ESTIM3		
		E()	s.e.	B	E()	s.e.	B	E()	s.e.	B
girls	274501	274587	(82)	0.0%	274639	(82)	0.1%	274466	(87)	0.0%
foreign	19790	19856	(51)	0.3%	19858	(51)	0.3%	19794	(54)	0.0%
grade9	157871	157875	(67)	0.0%	157814	(69)	0.0%	157920	(77)	0.0%
grade10	351164	351116	(65)	0.0%	351309	(67)	0.0%	351048	(74)	0.0%
SES1	209998	209917	(82)	0.0%	209952	(83)	0.0%	209970	(87)	0.0%
SES2	135900	135974	(62)	0.1%	136021	(62)	0.1%	135911	(65)	0.0%
SES3	74391	74384	(51)	0.0%	74406	(51)	0.0%	74379	(54)	0.0%
SES4	122978	122939	(77)	0.0%	122966	(77)	0.0%	122940	(79)	0.0%

6. Remarques finales, conclusion et travaux à venir

- Il est difficile d'imposer des conditions à un échantillon à tirer prenant en compte un échantillon tiré antérieurement. ***Il n'y a pas de solutions exactes, seulement des solutions approchées.***
- *On peut en déduire une ligne directrice pour l'avenir :* un échantillon tiré à une date donnée **doit anticiper les tirages ultérieurs et les contraintes qui s'y appliqueront, de manière à les intégrer sous forme de conditions d'équilibrage appropriées.**
- Les simulations montrent qu'il est possible de mettre en œuvre l'approche de l'"équilibrage inverse" et de vérifier ainsi les propriétés de la méthode.
- De nouvelles simulations devraient être faites (cas plus généraux, mise en œuvre de méthodes de résolution numériques).

Marc CHRISTINE (Insee, DCSRI), Thierry ROCHER (Depp)

Page 38



- Approfondissement de cas particuliers :
 - Stratification de l'univers
 - Cas où l'on a une strate exhaustive pour S_1 ou S_2
 - Cas où l'univers de référence est modifié entre les deux périodes.

- Questions théoriques à résoudre :
 - Calcul des **vraies** probabilités d'inclusion finale dans S_2
 - Utilisation d'estimateurs et de conditions d'équilibrage avec des **coefficients aléatoires**, dépendant de S_1 .

- Une question majeure : *calcul et estimation de la **variance des estimateurs**.*

- Mise en œuvre en situation réelle.



*Merci pour votre attention
et vos remarques !*

marc.christine@insee.fr

thierry.rocher@education.gouv.fr



*To remind about Balanced
sampling*



A. Objects

- Increase the « representativeness » of a sample...
- ...according to particular variables...
- ...which are assumed to be highly correlated with the variables of interest...
- ...in order to improve the precision of estimates of the total of those variables.



What does "representativeness" mean ?

- The aim is the sample to be the best « scale model » of the whole population.
 - A very simple method to obtain it : stratification with *proportional allocation*. In that case, the sample has the same structure as the whole population according to some categories.
- => balanced sampling generalizes this approach (and allows to consider the case of continuous variables).



B. Mathematical definition

A sample s is balanced on a variable X if and only if :

The HORVITZ-THOMSON estimator for the total of X (called ***balancing variable***) takes the same value as the true total (***known***) of X over the whole population.



- A sampling design is balanced if and only if any sample S drawn according to this design is balanced :

$$\forall s \quad : \quad \sum_{k \in s} \frac{X_k}{\pi_k} = \sum_{k \in U} X_k$$

This is called "*balancing condition*".

- Nota : X may be a vector of variables.
- Generally, with any other variable Y, the above equality is only true with *expectancy*, when one tries to obtain unbiased estimate for the total of Y (Horvitz-Thompson estimator).



Examples

- To balance on the variable *equal to 1* is equivalent to the "adjustment" of the size of the sample to the size N of the population (***the sum of sample weights is N***).
- To balance on the variable "*inclusion probability*" is equivalent to ensure a ***fixed size sampling design***.
- To balance on the *variables indicating the belonging to different strata* is equivalent to ensure a ***stratified sampling with a given size of the sample in each stratum***.



Important remarks

- Balanced sampling can be implemented *with any given set of inclusion probabilities*.
- The sample weights remain unchanged (inverse of the inclusion probabilities)...
- ... in opposition to *calibration procedures* where original weights are changed.
- It is necessary *to know auxiliary information on the whole population* considered as sampling frame (totals of X).

C. A fictional example of balanced sampling



Population = 10 individuals.

Sample of size 3.

Sampling with equal probabilities, value $\frac{3}{10}$.

Individuals	Balancing variable X	Inclusion probability
1	30	3/10
2	45	3/10
3	30	3/10
4	15	3/10
5	40	3/10
6	35	3/10
7	35	3/10
8	20	3/10
9	50	3/10
10	50	3/10
TOTAL	350	

Simple random sampling.

There are $C_{10}^3 = 120$ possible samples, each of them with the probability $\frac{1}{120}$.

For instance :

The sample (2, 5, 9) gives the estimate for the total : $\frac{10}{3}(45 + 40 + 50) = 450$.

Balanced sampling on the total of X with equal probabilities.

The balanced samples are those for which : $\sum_{i \in s} \frac{X_i}{3/10} = 350$, that is : $\sum_{i \in s} X_i = 105$.

It is possible to show that there are **only 12 balanced samples** :

(1, 2, 3) (1, 5, 6) (1, 5, 7) (2, 5, 8) (3, 5, 6) (3, 5, 7)
(4, 5, 9) (4, 5, 10) (6, 8, 9) (6, 8, 10) (7, 8, 9) (7, 8, 10)



Individuals	Balancing variable X	Inclusion probability
1	30	3/10
2	45	3/10
3	30	3/10
4	15	3/10
5	40	3/10
6	35	3/10
7	35	3/10
8	20	3/10
9	50	3/10
10	50	3/10
TOTAL	350	



⇒ To draw a balanced sample on the variable X, keeping the same inclusion probabilities, *given and fixed for any individual in the population*, leads to define a new sampling design, that is *a new random distribution on the set of samples of size 3*.

This new distribution :

- assigns a null probability to all samples but those in the above list
- assigns a probability to the samples of this list in order that any first order inclusion probability keeps the value $\frac{3}{10}$.

If one wants to calculate the probabilities to be assigned to each of those 12 samples, one might have to solve a system with 10 equations (defining the inclusion probabilities for each individual) with 12 unknown variables.

There might be no solution or several ones !

Marc CHRISTINE (Insee, DCSRI), Thierry ROCHER (Depp)

Let us modify the initial data as following :



Individuals	Balancing variable X	Inclusion probability
1	30	3/10
2	45	3/10
3	30	3/10
4	15	3/10
5	40	3/10
6	35	3/10
7	35	3/10
8	20	3/10
9	50	3/10
10	51	3/10
TOTAL	351	

The balanced samples are those for which : $\sum_{i \in s} \frac{X_i}{3/10} = 351$, that is : $\sum_{i \in s} X_i = 105,3$.

It can be seen that there is no balanced sample on this total with those inclusion probabilities.

However, we can find *approached solutions* : all samples giving an estimated value for the total of X very close to 351 : the 12 above samples give the approached solution.

Marc CHRISTINE (Insee, DCSRI), Thierry ROCHER (Depp)
Xlèmes Journées de Méthodologie Statistique de l'Insee – 24 – 26 janvier 2012





D. A new method : the « CUBE »

- Method devised and implemented by J-C. DEVILLE and Y. TILLE (2000).
- Further developments by G. CHAUVET (« fast CUBE »).
- Macro CUBE written in SAS 8.
- Macro and guidelines for users are available and free on the Website of Insee :

[http : //www.insee.fr/fr/nom_def_met/outils_stat/macro.htm](http://www.insee.fr/fr/nom_def_met/outils_stat/macro.htm)



E. Balance sheet of the method

ADVANTAGES

- It allows to keep any given set of inclusion probabilities.
- It allows to use balancing conditions on a set of different variables (age, gender, income...) and therefore increases the representativeness of the sample.
- It allows to build unbiased estimators for any total (and not only for the balancing variables), since inclusion probabilities are not changed.
- It reduces the variance of those estimators since balancing variables are correlated with variables of interest.



DIFFICULTIES

- It is not always possible to obtain exact balanced samples => to be satisfied with approached solutions.
- Balancing constraints are more or less satisfied at last => not to demand too much (if too many constraints, the selection of samples might become deterministic).
- Do not forget that a fixed size sample is a particular balancing condition.
- If the sampling frame size is too large, it may take a long time for computation (but a new procedure called « FAST CUBE » has been developed recently).





Main relations.

$$\pi_i^2 = E \pi_i^{2/S_1}$$

$$P \{i \in S_1 \cap S_2\} = E [\mathbf{1}_{i \in S_1} \pi_i^{2/S_1}]$$

$$P \{i \in S_2 / i \in S_1\} = \frac{E [\mathbf{1}_{i \in S_1} \pi_i^{2/S_1}]}{\pi_i^1}$$

$$P \{i \in S_2 / i \notin S_1\} = \frac{E [\mathbf{1}_{i \notin S_1} \pi_i^{2/S_1}]}{1 - \pi_i^1}$$