

Exercices de démonstrations et corrections

June 2021

- 1 Montrez que les probabilités d'inclusion du premier et du second ordre peuvent s'écrire : $\pi_k = 1 - (1 - p_k)^m$ et $\pi_{kl} = 1 - (1 - p_k)^m - (1 - p_l)^m + (1 - p_k - p_l)^m$**

Solution: Montrons que $\pi_k = 1 - (1 - p_k)^m$ $k \in U$

Par definition, $\pi_k = \mathbb{P}(k \in s)$

Et $\mathbb{P}(k \notin s) = \text{Proba que } k \text{ ne soit tiré à aucun des tirages}$

$\mathbb{P}(k \notin s) = (1 - p_k) \dots (1 - p_k)$

$\mathbb{P}(k \notin s) = (1 - p_k)^m$

Ainsi $\pi_k = \mathbb{P}(k \in s) = (1 - (1 - p_k)^m)$

Montrons que $\pi_{kl} = 1 - (1 - p_k)^m - (1 - p_l)^m + (1 - p_k - p_l)^m$, $k, l \in U, k \neq l$

Par definition, $\pi_{kl} = \mathbb{P}(k \in s \text{ et } l \in s)$

$\pi_{kl} = \mathbb{P}(B) + \mathbb{P}(A) - \mathbb{P}(A \cup B)$

$\pi_{kl} = (1 - (1 - p_k)^m) + (1 - (1 - p_l)^m) - \mathbb{P}(A \cup B)$

$\pi_{kl} = \mathbb{P}(B) + \mathbb{P}(A) - (1 - \mathbb{P}(A \cap B))$

$\pi_{kl} = \mathbb{P}(B) + \mathbb{P}(A) - (1 - (1 - p_k - p_l)^m)$

$\pi_{kl} = (1 - (1 - p_k)^m) + (1 - (1 - p_l)^m) - (1 - (1 - p_k - p_l)^m)$

Ainsi, $\pi_{kl} = 1 - (1 - p_k)^m - (1 - p_l)^m + (1 - p_k - p_l)^m$

- 2 Montrez que l'estimateur $\hat{V}(\hat{t}_{y\text{HT}})$ défini ci-dessous est un estimateur sans biais de la variance de l'estimateur HT d'un total**

$$\hat{V}(\hat{t}_{y\text{HT}}) = \sum_{k \in s} \sum_{l \in s} \frac{\Delta_{kl}}{\pi_{kl}} \frac{y_k}{\pi_k} \frac{y_l}{\pi_l}.$$

Rappelons que :

$$V(\hat{t}_{y\text{HT}}) = \sum_{k \in U} \sum_{l \in U} \Delta_{kl} \frac{y_k}{\pi_k} \frac{y_l}{\pi_l} \quad (1)$$

Solution: Montrons que $\mathbb{E}(\hat{V}(\hat{t}_{y\text{HT}})) = V(\hat{t}_{y\text{HT}})$

Réécrivons $\hat{V}(\hat{t}_{y\text{HT}}) = \sum_{k \in U} \sum_{l \in U} \frac{\Delta_{kl}}{\pi_{kl}} \frac{y_k}{\pi_k} \frac{y_l}{\pi_l} I_k I_l$

$$\begin{aligned}
\mathbb{E}(\hat{V}(\hat{t}_{y\text{HT}})) &= \sum_{k \in U} \sum_{l \in U} \frac{\Delta_{kl}}{\pi_{kl}} \frac{y_k}{\pi_k} \frac{y_l}{\pi_l} \mathbb{E}(I_k I_l) \\
&= \mathbb{E}(\hat{V}(\hat{t}_{y\text{HT}})) = \sum_{k \in U} \sum_{l \in U} \frac{\Delta_{kl}}{\pi_{kl}} \frac{y_k}{\pi_k} \frac{y_l}{\pi_l} \mathbb{E}(\mathbb{1}_{\{k, l\}}) \\
&= \mathbb{E}(\hat{V}(\hat{t}_{y\text{HT}})) = \sum_{k \in U} \sum_{l \in U} \frac{\Delta_{kl}}{\pi_{kl}} \frac{y_k}{\pi_k} \frac{y_l}{\pi_l} \pi_{kl} \\
&= \mathbb{E}(\hat{V}(\hat{t}_{y\text{HT}})) = \sum_{k \in U} \sum_{l \in U} \Delta_{kl} \frac{y_k}{\pi_k} \frac{y_l}{\pi_l} = V(\hat{t}_{y\text{HT}})
\end{aligned}$$

3 Calculez la variance de l'estimateur de Hansen-Hurwitz (HH)

L'estimateur HH peut s'écrire

$$\hat{t}_{y\text{HH}} = \sum_{k \in U} \frac{y_k}{m p_k} R_k,$$

où R_k est la variable aléatoire égale au nombre de fois l'unité k a été sélectionnée. Le vecteur $(R_1, \dots, R_N)'$ suit une loi multinomiale de paramètres m et $(p_1, \dots, p_N)'$.

La covariance entre R_k et R_l est égale à $(R_k, R_l) = -m p_k p_l$ pour $k \neq l$. La variance de l'estimateur HH est donc égale à

$$\begin{aligned}
V(\hat{t}_{y\text{HH}}) &= \sum_{k \in U} \left(\frac{y_k}{m p_k} \right)^2 V(R_k) + \sum_{k \in U} \sum_{l \neq k \in U} \frac{y_k}{m p_k} \frac{y_l}{m p_l} (R_k, R_l) \\
&= \sum_{k \in U} \left(\frac{y_k}{m p_k} \right)^2 m p_k (1 - p_k) - \sum_{k \in U} \sum_{l \neq k \in U} \frac{y_k}{m p_k} \frac{y_l}{m p_l} m p_k p_l \\
&= \sum_{k \in U} \left(\frac{y_k}{m p_k} \right)^2 m p_k - \sum_{k \in U} \left(\frac{y_k}{m p_k} \right)^2 m p_k^2 - \sum_{k \in U} \sum_{l \neq k \in U} \frac{1}{m} y_k y_l \\
&= \frac{1}{m} \sum_{k \in U} \left(\frac{y_k}{p_k} \right)^2 p_k - \frac{1}{m} \left(\sum_{k \in U} y_k - \sum_{k \in U} \sum_{l \neq k \in U} y_k y_l \right) \\
&= \frac{1}{m} \left(\sum_{k \in U} \left(\frac{y_k}{p_k} \right)^2 p_k - t_{yU}^2 \right)
\end{aligned}$$

4 Montrez que l'estimateur $\hat{V}(\hat{t}_{y\text{HH}})$ défini ci-dessous est un estimateur sans biais de la variance de l'estimateur HH d'un total

$$\hat{V}(\hat{t}_{y\text{HH}}) = \frac{1}{m(m-1)} \left(\sum_{k \in U} \left(\frac{y_k}{p_k} \right)^2 R_k - m \hat{t}_{y\text{HH}}^2 \right)$$

Solution: Montrons que $\mathbb{E}(\hat{V}(\hat{t}_{y\text{HH}})) = V(\hat{t}_{y\text{HH}})$

$$\mathbb{E}(\hat{V}(\hat{t}_{y\text{HH}})) = \mathbb{E} \left[\frac{1}{m(m-1)} \left(\sum_{k \in U} \left(\frac{y_k}{p_k} \right)^2 R_k - m \hat{t}_{y\text{HH}}^2 \right) \right]$$

$$\begin{aligned}
\mathbb{E}(\hat{V}(\hat{t}_{y\text{HH}})) &= \frac{1}{m(m-1)} \left(\sum_{k \in U} \left(\frac{y_k}{p_k} \right)^2 \mathbb{E}(R_k) - m(\mathbb{E}(\hat{t}_{y\text{HH}})^2 + \mathbb{V}(\hat{t}_{y\text{HH}})) \right) \\
\mathbb{E}(\hat{V}(\hat{t}_{y\text{HH}})) &= \frac{1}{m(m-1)} \left(\sum_{k \in U} \left(\frac{y_k}{p_k} \right)^2 m p_k - m t_y^2 - \mathbb{V}(t_{y\text{HH}}) \right) \\
\mathbb{E}(\hat{V}(\hat{t}_{y\text{HH}})) &= \frac{1}{m(m-1)} (m \mathbb{V}(t_{y\text{HH}}) - \mathbb{V}(t_{y\text{HH}}))
\end{aligned}$$

Ainsi nous avons $\mathbb{E}(\hat{V}(\hat{t}_{y\text{HH}})) = \frac{1}{m(m-1)} (m-1) \mathbb{V}(t_{y\text{HH}}) = \mathbb{V}(t_{y\text{HH}})$

5 Dans le cadre d'un plan SY on utilise $\hat{V}(\hat{t}_{y\text{HT}}) = N^2 \left(1 - \frac{n}{N}\right) \frac{S_y^2}{n}$

Rappelons que dans le cadre d'un plan simple (SI) on a ,

$$V(\hat{t}_{y\text{HT}}) = \sum_{k \in U} \sum_{l \in U} \Delta_{kl} \frac{y_k}{\pi_k} \frac{y_l}{\pi_l}.$$

Aussi dans un plan SI de taille n avec une population de taille N , les probalités de premier ordre d'inclusion sont $\pi_k = n/N$ et celles de second ordre sont $k \neq l$,

$$\pi_{kl} = \frac{n(n-1)}{N(N-1)}$$

on obtient de meme les covariances $\Delta_{kl} = \pi_{kl} - \pi_k \pi_l$ pour $k \neq l$:

$$\Delta_{kl} = -\frac{n(1-n/N)}{N(N-1)}.$$

Le plan est de taille fixe, donc nous pouvons utiliser la formuler de variance suivante :

$$V(\hat{t}_{y\text{HT}}) = -\frac{1}{2} \sum_{k \in U} \sum_{l \in U} \Delta_{kl} \left(\frac{y_k}{\pi_k} - \frac{y_l}{\pi_l} \right)^2. \quad (2)$$

De facon équivalente,

$$V(\hat{t}_{y\text{HT}}) = -\frac{1}{2} \sum_{k \in U} \sum_{l \in U, l \neq k} \Delta_{kl} \left(\frac{y_k}{\pi_k} - \frac{y_l}{\pi_l} \right)^2. \quad (3)$$

On remple les expressiosn de π_k et Δ_{kl} pour le plan SI dans l' equation (3) and obtain:

$$\begin{aligned}
V(\hat{t}_{y\text{HT}}) &= \frac{1}{2} \frac{N^2}{n^2} \frac{n(1-n/N)}{N(N-1)} \sum_{k \in U} \sum_{l \in U, l \neq k} (y_k - y_l)^2 \\
&= \frac{N^2}{n} \left(1 - \frac{n}{N}\right) \frac{1}{2N(N-1)} \sum_{k \in U} \sum_{l \in U, l \neq k} (y_k - y_l)^2.
\end{aligned} \quad (4)$$

On a :

$$\begin{aligned}
\frac{1}{2N(N-1)} \sum_{k \in U} \sum_{l \in U, l \neq k} (y_k - y_l)^2 &= \frac{1}{2N(N-1)} \sum_{k \in U} \sum_{l \in U} (y_k - y_l)^2 \\
&= \frac{1}{2N(N-1)} \sum_{k \in U} \sum_{l \in U} (y_k - \bar{y}_U + \bar{y}_U - y_l)^2 \\
&= \frac{2}{2N(N-1)} \sum_{k \in U} N(y_k - \bar{y}_U)^2 + \frac{2}{2N(N-1)} \sum_{k \in U} (y_k - \bar{y}_U) \sum_{l \in U} (\bar{y}_U - y_l) \\
&= \frac{1}{N-1} \sum_{k \in U} (y_k - \bar{y}_U)^2 \\
&= S_y^2
\end{aligned}$$

Puisque $\sum_{k \in U} (y_k - \overline{y_U}) = \sum_{k \in U} y_k - N\overline{y_U} = \sum_{k \in U} y_k - \sum_{k \in U} y_k = 0$.
On obtient bien l'équation (4)

$$\hat{V}(\hat{t}_{yHT}) = N^2 \left(1 - \frac{n}{N}\right) \frac{S_y^2}{n}$$

6 Montrez que l'estimateur $\hat{V}(\hat{t}_{yHT})_{Poisson} = \sum_{k \in s} \frac{1-\pi_k}{\pi_k^2} y_k^2$ défini ci-dessous est un estimateur sans biais de la variance de l'estimateur HT d'un total dans un plan de poisson

Rappelons que :

$$V(\hat{t}_{yHT})_{Poisson} = \sum_{k \in s} \frac{1-\pi_k}{\pi_k} y_k^2$$

Solution : Montrons que $\mathbb{E}(\hat{V}(\hat{t}_{yHT}))_{Poisson} = V(\hat{t}_{yHT})_{Poisson}$

Reécrivons $\hat{V}(\hat{t}_{yHT})_{Poisson} = \sum_{k \in U} \frac{1-\pi_k}{\pi_k^2} y_k^2 I_k$

$$\begin{aligned} \mathbb{E}(\hat{V}(\hat{t}_{yHT}))_{Poisson} &= \sum_{k \in U} \frac{1-\pi_k}{\pi_k^2} y_k^2 \mathbb{E}(I_k) \\ &= \sum_{k \in U} \frac{1-\pi_k}{\pi_k^2} y_k^2 \pi_k \\ \mathbb{E}(\hat{V}(\hat{t}_{yHT}))_{Poisson} &= \sum_{k \in U} \frac{1-\pi_k}{\pi_k} y_k^2 \end{aligned}$$

7 Montrez que la variance de l'estimateur de Horvitz-Thompson dans un plan de poisson s'écrit : $V(\hat{t}_{yHT})_{poisson} = \sum_{k \in U} \left(\frac{1-\pi_k}{\pi_k}\right) y_k^2$.

Rappelons que :

$$\hat{t}_{yHT} = \sum_{k \in s} \frac{y_k}{\pi_k} \quad (5)$$

On peut écrire la variance de l'estimateur de Horvitz-Thompson sous la forme :

$$V(\hat{t}_{yHT}) = \sum_{k \in U} \left(\frac{y_k}{\pi_k}\right)^2 V(I_k) + \sum_{k \in U} \sum_{l \in U} \frac{y_k}{\pi_k} \frac{y_l}{\pi_l} Cov(I_k, I_l)$$

Dans le plan de poisson, les unités de la population sont sélectionnées dans l'échantillon de manière indépendante et donc $\pi_{kl} = \pi_k \pi_l, \forall k, l \in U, k \neq l$. Donc $\Delta_{kl} = \pi_{kl} - \pi_k \pi_l = 0 = Cov(I_k, I_l)$

On obtient donc :

$$\begin{aligned} V(\hat{t}_{yHT})_{poisson} &= \sum_{k \in U} \left(\frac{y_k}{\pi_k}\right)^2 V(I_k) \\ &= \sum_{k \in U} \left(\frac{y_k}{\pi_k}\right)^2 \pi_k (1 - \pi_k) \\ V(\hat{t}_{yHT})_{poisson} &= \sum_{k \in U} \left(\frac{1-\pi_k}{\pi_k}\right) y_k^2 \end{aligned}$$

