

Bootstrap pour un tirage à plusieurs degrés avec tirage à probabilités inégales des unités primaires

Guillaume Chauvet

École Nationale de la Statistique et de l'Analyse de l'Information

Journées de Méthodologie Statistique
Cité internationale universitaire de Paris
31/03/2015

- 1 Le Bootstrap
- 2 Tirage à plusieurs degrés
- 3 Etude par simulations
- 4 Perspectives

Le Bootstrap

Principe du Bootstrap

Soit (X_1, \dots, X_n) un échantillon $\sim i.i.d. \mathcal{L}(\mu, \sigma^2)$.

On estime $\theta = f(\mu)$ par $\hat{\theta} = f(\bar{X}_n)$ avec $\bar{X}_n = n^{-1} \sum_{i=1}^n X_i$.

On tire un rééchantillon (X_1^*, \dots, X_m^*) de façon *i.i.d* dans $\{X_1, \dots, X_n\}$.

On répète le rééchantillonnage B fois, et on estime $V(\hat{\theta})$ par

$$v_{BOOT}(\hat{\theta}) = \frac{1}{B-1} \sum_{b=1}^B \left(\hat{\theta}^{*b} - \frac{1}{B} \sum_{c=1}^B \hat{\theta}^{*c} \right)^2.$$

Idee naïve pour un échantillon S tiré selon un plan de sondage $p(\cdot)$: on obtient une estimation de variance en tirant des rééchantillons avec remise dans les valeurs échantillonnées $\{y_1, \dots, y_n\}$.

Principe du Bootstrap

Soit (X_1, \dots, X_n) un échantillon $\sim_{i.i.d.} \mathcal{L}(\mu, \sigma^2)$.

On estime $\theta = f(\mu)$ par $\hat{\theta} = f(\bar{X}_n)$ avec $\bar{X}_n = n^{-1} \sum_{i=1}^n X_i$.

On tire un rééchantillon (X_1^*, \dots, X_m^*) de façon **i.i.d** dans $\{X_1, \dots, X_n\}$.

On répète le rééchantillonnage B fois, et on estime $V(\hat{\theta})$ par

$$v_{BOOT}(\hat{\theta}) = \frac{1}{B-1} \sum_{b=1}^B \left(\hat{\theta}^{*b} - \frac{1}{B} \sum_{c=1}^B \hat{\theta}^{*c} \right)^2.$$

~~Idee naïve pour un échantillon S tiré selon un plan de sondage $p(\cdot)$: on obtient une estimation de variance en tirant des rééchantillons avec remise dans les valeurs échantillonnées $\{y_1, \dots, y_n\}$.~~

Cas d'une enquête

Dans le cas d'un sondage dans U de taille N , l'alea est porté par le vecteur $(I_1, \dots, I_N)^T$ des indicatrices de sélection :

- SRS sans remise : tirages non indépendants, identiquement distribués,
- Sondage stratifié : tirages indépendants, non identiquement distribués,
- Sondage à probabilités inégales : tirages souvent non indépendants, non identiquement distribués,

Il existe une vaste littérature pour adapter les méthodes de Bootstrap en Sondages (Shao and Tu, 1995 ; Davison and Sardy, 2007).

L'objectif est ici d'étudier une méthode simple de Bootstrap, via :

$$(I_1, \dots, I_N) \Rightarrow (X_1, \dots, X_{n_I}) \text{ approximativement i.i.d.}$$

Tirage à plusieurs degrés

Principe du tirage à plusieurs degrés

La population U est partitionnée en N_I grosses unités appelées **Unités Primaires** (UP). Les individus de U sont les **Unités Secondaires** (US) :

- Premier degré : un échantillon S_I d'UP est sélectionné.
- Second degré : un échantillon d'US est tiré dans chaque $UP \in S_I$.

Exemples d'enquêtes issues d'un plan à plusieurs degrés :

- 1 Enquête Panel Politique de la Ville (PPV) : sélection d'un échantillon de quartiers (UP), puis de logements (US), puis d'individus (UT) (Dieu-saert et Henry, 2012).
- 2 Enquête épidémiologique : estimation de la contamination au plomb en tirant un échantillon d'hôpitaux (UP), puis d'enfants (US) dont les logements sont inspectés (Lucas, 2013).
- 3 Enquête PISA : sélection d'un échantillon de collèges (UP), puis d'un échantillon d'élèves de 15 ans (US).

Tirage multinomial des UP

L'échantillon S_I^{WR} est obtenu à partir de n_I tirages indépendants dans U_I .

Soit π_{Ii} le nombre moyen de sélections pour u_i .

L'estimateur de Hansen-Hurvitz du total Y vaut

$$\hat{Y}_{WR} = \sum_{j=1}^{n_I} \frac{\hat{Y}_{i(j)}}{\pi_{Ii(j)}} \equiv \frac{1}{n_I} \sum_{j=1}^{n_I} X_j. \quad (1)$$

On estime $\theta = f(Y)$ par $\hat{\theta}_{WR} = f(\hat{Y}_{WR})$.

L'échantillon (X_1, \dots, X_{n_I}) est i.i.d. (Särndal et al., 1992).

On peut appliquer la méthode du bootstrap des UP (Rao et Wu, 1988) en rééchantillonnant de façon i.i.d dans $\{X_1, \dots, X_{n_I}\}$.

On estime $V(\hat{\theta})$ par $v_{BOOT}(\hat{\theta}) = \frac{1}{B-1} \sum_{b=1}^B \left(\hat{\theta}^{*b} - \frac{1}{B} \sum_{c=1}^B \hat{\theta}^{*c} \right)^2$. On capte la variance associée à l'ensemble des degrés de tirage.

Tirage sans remise des UP

L'échantillon S_I^R est obtenu par tirage sans remise dans U_I , avec π_{Ii} la probabilité d'inclusion de u_i dans S_I .

L'estimateur de Horvitz-Thompson du total Y vaut

$$\hat{Y}_R = \sum_{u_i \in S_I^R} \frac{\hat{Y}_i}{\pi_{Ii}} \quad \text{avec} \quad \hat{Y}_i \text{ un estimateur SB de } Y_i. \quad (2)$$

Idee : si la méthode de tirage dans U_I est proche d'un tirage multinomial, la méthode du Bootstrap des UP devrait être encore valide pour estimer la variance de $\hat{\theta}_R = f(\hat{Y}_R)$.

Avantage : méthode très simple. On a seulement besoin de bootstrapper les estimateurs \hat{Y}_i par UP. Pas besoin d'estimateurs de variance dans les UP.

Principal résultat

Sous des hypothèses raisonnables

- + $n_I \rightarrow \infty$, $\frac{n_I}{\sqrt{N_I}} \rightarrow 0$ et $m \rightarrow \infty$,
- + S_I^R est sélectionné par tirage réjectif (Hajek, 1964),
- + f homogène de degré α , différentiable sur \mathbb{R}^q avec des dérivées partielles bornées et $f'(N^{-1}Y) \neq 0$,

alors il existe un couplage entre S_I^R et S_I^{WR} tel que :

$$\frac{V(\hat{\theta}_R)}{V(\hat{\theta}_{WR})} \longrightarrow 1, \quad (3)$$

$$\frac{V^*(\hat{\theta}_R^*)}{V^*(\hat{\theta}_{WR}^*)} \longrightarrow_{Pr} 1. \quad (4)$$

Etude par simulations

Population simulée

Nous générons une population contenant $N_I = 2,000$ UP, de façon à ce que le CV des tailles d'UP soit égal à 0.06. Dans chaque population, nous générons pour chaque US $k \in u_i$:

$$y_{1k} = \lambda + \sigma v_i + \{\rho^{-1}(1 - \rho)\}^{0.5} \sigma (\alpha \epsilon_k + \eta_k), \quad (5)$$

$$y_{2k} = \lambda + \sigma v_i + \{\rho^{-1}(1 - \rho)\}^{0.5} \sigma (\alpha \epsilon_k + \nu_k), \quad (6)$$

où $v_i, \epsilon_k, \eta_k \sim \mathcal{N}(0, 1)$. Les paramètres λ, σ, ρ et α sont choisis de façon à obtenir

- un coefficient de corrélation intra-grappes approximativement égal à 0.1, 0.2 ou 0.3,
- un coefficient de corrélation entre y_1 et y_2 approximativement égal à 0.60.

Plan de sondage et paramètres d'intérêt

Dans chaque population, nous sélectionnons $B = 1,000$ échantillons selon un plan à deux degrés autopondéré, avec :

- un tirage réjectif au premier degré avec $0.01 \leq f_I \leq 0.25$,
- un **tirage systématique** de taille $n_0 = 5$ ou 20 au second degré.

On estime la variance des estimateurs par substitution des paramètres

$$R = \frac{\mu_{y1}}{\mu_{y2}}$$

$$r = \frac{\sum_{k \in U} (y_{1k} - \mu_{y1})(y_{2k} - \mu_{y2})}{\sqrt{\sum_{k \in U} (y_{1k} - \mu_{y1})^2} \sqrt{\sum_{k \in U} (y_{2k} - \mu_{y2})^2}},$$

en utilisant le tirage avec remise des UP. La vraie variance est approximée en utilisant en utilisant un tirage indépendant de $C = 20,000$ échantillons.

Echantillon de taille $n_0 = 5$ au second degré

		$\rho = 0.1$		$\rho = 0.2$		$\rho = 0.3$	
		RB	L+U	RB	L+U	RB	L+U
Total	$f_I = 1\%$	0.02	93.1	0.02	92.9	0.01	93.8
	$f_I = 2.5\%$	-0.01	94.2	0.01	93.7	0.01	94.7
	$f_I = 5\%$	0.01	94.7	0.02	95.7	0.02	95.7
	$f_I = 10\%$	0.04	94.8	0.04	94.4	0.04	95.5
	$f_I = 25\%$	0.08	96.0	0.13	95.4	0.17	96.0
Ratio	$f_I = 1\%$	0.03	93.5	0.00	93.5	0.02	93.2
	$f_I = 2.5\%$	-0.01	93.2	0.01	94.5	0.02	94.2
	$f_I = 5\%$	0.02	95.6	0.00	93.9	0.00	95.8
	$f_I = 10\%$	0.02	94.8	0.01	95.2	0.00	95.3
	$f_I = 25\%$	0.02	95.7	0.04	94.6	0.02	94.4
Coef. of correlation	$f_I = 1\%$	-0.03	92.8	0.00	92.0	0.01	93.4
	$f_I = 2.5\%$	0.01	93.4	0.02	93.6	0.04	92.5
	$f_I = 5\%$	0.01	93.7	0.01	93.7	-0.03	94.1
	$f_I = 10\%$	0.01	95.9	0.01	94.9	0.03	94.7
	$f_I = 25\%$	0.03	95.7	0.06	95.5	0.04	95.3

Echantillon de taille $n_0 = 20$ au second degré

		$\rho = 0.1$		$\rho = 0.2$		$\rho = 0.3$	
		RB	L+U	RB	L+U	RB	L+U
Total	$f_I = 1\%$	-0.01	94.3	0.00	93.9	0.01	94.4
	$f_I = 2.5\%$	0.02	94.5	0.04	95.7	0.04	94.1
	$f_I = 5\%$	0.03	95.3	0.06	95.4	0.06	96.4
	$f_I = 10\%$	0.10	95.8	0.10	95.3	0.13	95.1
	$f_I = 25\%$	0.23	96.7	0.25	97.0	0.29	96.7
Ratio	$f_I = 1\%$	-0.01	93.0	-0.01	93.6	0.01	93.9
	$f_I = 2.5\%$	0.03	93.8	0.02	94.8	0.01	93.6
	$f_I = 5\%$	0.01	94.6	0.03	94.4	0.02	95.8
	$f_I = 10\%$	0.04	95.5	0.03	95.1	0.04	94.6
	$f_I = 25\%$	0.14	95.8	0.15	96.9	0.13	96.0
Coef. of correlation	$f_I = 1\%$	0.00	95.1	0.00	93.7	-0.02	93.3
	$f_I = 2.5\%$	0.02	94.3	0.02	94.7	0.01	94.2
	$f_I = 5\%$	0.01	95.1	0.04	93.2	0.03	94.8
	$f_I = 10\%$	0.06	94.1	0.07	95.5	0.05	95.8
	$f_I = 25\%$	0.14	97.3	0.15	96.3	0.19	96.6

Perspectives

Hypothèses principales :

$$+ n_I \rightarrow \infty, \frac{n_I}{\sqrt{N_I}} \rightarrow 0 \text{ et } m \rightarrow \infty,$$

Condition forte sur n_I : grande et fortement négligeable devant N_I . A affaiblir en $\frac{n_I}{N_I} \rightarrow 0$ comme dans le cas de probabilités égales (Chauvet, 2014).

Perspectives

Hypothèses principales :

+ S_I^R est sélectionné par tirage réjectif (Hajek, 1964),

Plans proches du plan réjectif? Méthode de Hanurav-Vijayan (programmée par défaut dans SAS)?

Perspectives

Hypothèses principales :

- + f homogène de degré α , différentiable sur \mathbb{R}^q avec des dérivées partielles bornées et $f'(N^{-1}Y) \neq 0$,

Restreindre à un voisinage de μ_y , mais nécessaire de bien contrôler $\hat{Y}_R - Y$.

Références

- Chauvet, G. (2014). Coupling methods for multistage sampling. Soumis.
- Davison, A.C. and Sardy, S. (2007). Resampling variance estimation in Surveys with missing data. *Journal of Official Statistics*, 23, 371-386.
- Dieusaert, P. and Henry, M. (2014). L'enquête Panel Politique de la Ville. 8ème Colloque francophone sur les Sondages, Dijon.
- Hajek, J. (1964). Asymptotic theory of rejective sampling with varying probabilities from a finite population. *The Annals of Mathematical Statistics*, 35, 1491-1523.
- Lucas, J-P. (2013). Contamination des logements par le plomb : prévalence des logements à risque et identification des déterminants de la contamination. PhD dissertation, Université de Nantes.
- Rao, J.N.K and Wu, C.F.J. (1988). Resampling inference with complex survey data. *Journal of the American Statistical Association*, 83, 231-241.
- Särndal, C.-E., Swensson, B. and Wretman, J.H. (1992). *Model Assisted Survey Sampling*. New-York, Springer-Verlag.
- Shao, J. and Tu, D. (1995). *The Jackknife and the Bootstrap*. New-York, Springer.