Données manquantes

Analyse multidimensionnelle appliquée

Léo Belzile

HEC Montréal

automne 2022

Données manquantes

Plusieurs champs d'une base de donnée peuvent être manquants

- non-réponse
- valeurs erronées (erreur d'encodage)
- perte de suivi et censure
- plusieurs versions de formulaires (question optionnelles)

Pourquoi s'en préoccuper?

La plupart des procédures ne gèrent que les cas complets (toute observation avec des valeurs manquantes est éliminée).

Les données manquantes réduisent l'information disponible.

Sans traitement adéquat, les estimations sont biaisées

Références

- van Buuren, S. (2018). Flexible imputation of missing data, CRC Press, 2e édition.
- Little, R. et D. Rubin (2019). Statistical Analysis with Missing Data,
 Wiley, 3e édition
- Schafer, J. L. (1997). Analysis of Incomplete Multivariate Data.
 Chapman & Hall / CRC.

Classification des données manquantes (MCAR)

Cas 1: Données manquantes de façon complètement aléatoire (*missing completely at random*)

La probabilité que la valeur soit manquante ne dépend ni de la valeur, ni de celles des autres variables.

Exemple: questionnaire trop long, la personne ne répond pas à tout (sans lien avec les questions posées).

Hypothèse souvent irréaliste en pratique.

Classification des données manquantes (MAR)

Cas 2: données manquantes de façon aléatoire (*missing at random*): la probabilité que la valeur soit manquante ne dépend pas de la valeur *une fois qu'on a contrôlé pour les autres variables*.

Exemple: les hommes sont plus susceptibles dans l'ensemble de divulguer leur âge que les femmes.

Classification des données manquantes (MNAR)

Cas 3: données manquantes de façon non-aléatoire (*missing not at random*): la probabilité que la mesure soit manquante dépend de la valeur elle-même, pas déterminable avec d'autres variables

Exemple: une personne transgenre ne répond pas à la question genre (si seulement deux choix, homme/femme) et aucune autre question ne se rattache au genre ou à l'identité sexuelle.

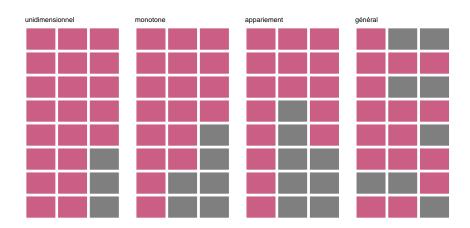
Comment déterminer le type de données manquantes

Une personne ne divulgue pas son salaire? Données manquante de manière aléatoire ou non aléatoire?

Hypothèse pas testable, dépend du contexte et des variables auxiliaires disponibles.

Il y a souvent une structure aux données manquantes.

Types de schémas pour données manquantes



Valeur logique

Les données manquantes ont souvent une valeur logique:

un client qui n'a pas de carte de crédit a un solde de 0!

D'où l'importance des validations d'usage et du nettoyage préliminaire de la base de données.

naltyse des cas complet

Retirer les observations avec données manquantes pour conserver les cas complets.

- Valide uniquement pour MCAR, sinon estimations biaisées.
- On perd de la précision en utilisant moins d'observations.

Méthode par défaut dans les logiciels.

Méthodes d'imputation: imputation simple

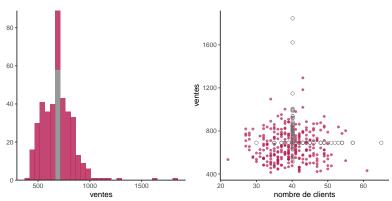
Le concept d'imputation est à la fois séduisant et dangereux (Dempster et Rubin, 1983)

Imputation: emplacer les valeurs manquantes par un seul nombre. Par exemple, la moyenne (variables continues) ou le mode (variables catégorielles).

Approche pas recommandée (pourquoi?)

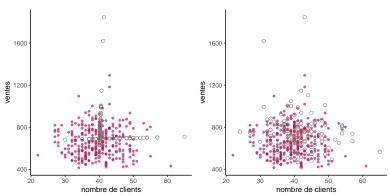
Imputation par la moyenne

Dilution de la relation (corrélation) entre variables explicatives. Réduction de la variabilité.



Modèles prédictifs

L'imputation par régression (gauche) mène à une sous-estimation de l'incertitude en raison de l'augmentation de la corrélation.



Problèmes de l'imputation simple

On ne tient pas compte du fait que des valeurs ont été remplacées (on fait comme si c'était de vraies observations).

On sous-évalue la variabilité des données

les écarts-type des estimations sont trop petits.

Faut-il toujours imputer?

Il faut utiliser son jugement.

Une observation imputée ne remplacera jamais une vraie observation.

- Si la proportion d'observations manquantes est petite (moins de 5%), on pourrait faire une analyse avec les cas complets (et valider au besoin en utilisant l'imputation multiple).
- Si la proportion de valeurs manquantes est 30% et que cette proportion baisse à 3% lorsque vous éliminez quelques variables peu importantes pour votre étude, alors procédez à leur élimination.

Inspection des valeurs manquantes

Il est donc nécessaire d'examiner la configuration des valeurs manquantes avant de faire quoi que ce soit.

```
data(manquantes, package = 'hecmulti')
summary(manquantes)
# Pourcentage de valeurs manquantes
apply(manquantes, 2, function(x){mean(is.na(x))})
# Voir les configurations de valeurs manquantes
md.pattern(missing1) # graphique diapo suivante
```

Table 1: Nombre et pourcentage de valeurs manquantes par variable.

	x1	x2	х3	х4	х5	х6	у
nombre	192	49	0	184	0	0	0
pourcentage	38.4	9.8	0	36.8	0	0	0

Configuration des valeurs manquantes

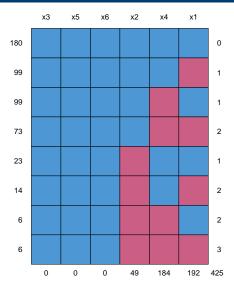
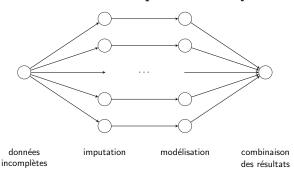


Figure 1: Configurations des valeurs manquantes pour manquantes.

Imputation multiple

Valides pour les données manquantes de manière (complètement) aléatoires.

- Procéder à plusieurs imputations aléatoires pour obtenir un échantillon complet (mice)
- 2. Ajuster le modèle d'intérêt avec chaque échantillon (with).
- 3. Combiner les résultats obtenus (pool et summary)



Combinaison des résultats

Considérons un seul paramètre θ (ex: coefficient d'une régression) et supposons qu'on procède à K imputations.

On estime les paramètres du modèle séparément pour chacun des K ensembles de données imputés, disons

- ullet $\hat{ heta}_k$ pour l'estimation du paramètre heta dans l'échantillon k et
- $\hat{\sigma}_k^2 = \mathrm{Va}(\hat{\theta}_k)$ pour l'estimation de la variance de $\hat{\theta}_k$.

Estimation du paramètre moyen

L'estimation finale de θ , dénotée $\hat{\theta}$, est obtenue tout simplement en faisant la moyenne des estimations de tous les modèles, c'est-à-dire,

$$\hat{\theta} = \frac{\hat{\theta}_1 + \dots + \hat{\theta}_K}{K}.$$

Estimation des erreurs-types

Une estimation ajustée de la variance de $\hat{\theta}$ est

$$\mathrm{Va}(\hat{\theta}) = W + \frac{K+1}{K}B,$$

ΟÙ

$$\begin{split} W &= \frac{1}{K} \sum_{k=1}^K \hat{\sigma}_k^2 = \frac{\hat{\sigma}_1^2 + \dots + \hat{\sigma}_K^2}{K}, \\ B &= \frac{1}{K-1} \sum_{k=1}^K (\hat{\theta}_k - \hat{\theta})^2. \end{split}$$

- lacktriangle W est la moyenne des variances (variance intra-groupe) et
- \blacksquare B la variance des moyennes (variance inter-groupe).

Imputation multiple

Des formules analogues existent pour les degrés de liberté, les valeurs-p, etc. ainsi que pour la cas multidimensionnel (plusieurs paramètres).

Si on procédait à une seule imputation (même en ajoutant une part d'aléatoire pour essayer de reproduire la variabilité des données), on ne serait pas en mesure d'estimer la variance inter-groupe de l'estimateur.

On peut estimer la fraction de l'information manquante sur θ avec $(1+1/K)B/{\rm Va}(\hat{\theta}).$

Imputation multiple par équations chaînées (MICE)

Avec p variables X_1,\dots,X_p spécifier un ensemble de modèles conditionnels pour chaque variable X_j en fonction de

- lacktriangle toutes les autres variables, X_{-i}
- lacksquare les valeurs observées pour cette variable, $X_{j,\mathrm{obs}}$
- 1. Initialisation: remplir les trous avec des données au hasard parmi $X_{i, \mathrm{obs}}$ pour $X_{i, \mathrm{man}}$
- 2. À l'itération t, pour chaque variable $j=1,\ldots,p$, à tour de rôle:
 - a) tirage aléatoire des paramètres $\phi_j^{(t)}$ du modèle pour $X_{j, {\rm man}}$ conditionnel à $X_{-j}^{(t-1)}$ et $X_{j, {\rm obs}}$
 - b) échantillonnage de nouvelles observations $X_{j, {\rm man}}^{(t)}$ du modèle avec paramètres $\phi_j^{(t)}$ conditionnel à $X_{-j}^{(t-1)}$ et $X_{j, {\rm obs}}$
- 3. Répéter le cycle

```
library(mice)
# Intensif en calcul, réduire "m" si nécessaire
impdata <- mice(data = manquantes,
                # argument method pour le type de modèles
                # selon les variables
                m = 50, # nombre d'imputations
                seed = 60602, # germe aléatoire
                printFlag = FALSE)
# Chaque copie est disponible (1, ..., 50)
complete(impdata, action = 1)
```

```
# ajuste le modèle avec les données imputées
adj_im <- with(
data = impdata,
expr = glm(y ~ x1 + x2 + x3 + x4 + x5 + x6,
family = binomial))
# combinaison des résultats
fit <- pool(adj_im)
summary(fit)</pre>
```

terme	estimation	erreur-type	stat	ddl	valeur-*p*
(Intercept)	-2.86	1.08	-2.65	327.28	0.01
x12	-0.90	0.58	-1.55	172.63	0.12
x13	-0.53	0.59	-0.90	164.98	0.37
x14	-0.76	0.55	-1.39	241.12	0.17
x15	-0.58	0.64	-0.91	176.76	0.36
x22	-0.03	0.44	-0.07	403.25	0.94
x23	-0.65	0.49	-1.34	353.29	0.18
x24	-2.60	0.65	-4.00	271.66	0.00
x25	-1.32	0.72	-1.84	283.49	0.07
x3	1.61	0.31	5.19	300.31	0.00
х4	2.56	0.42	6.14	185.05	0.00
x5	0.11	0.02	5.27	436.59	0.00
x62	-1.41	0.37	-3.83	408.17	0.00
x63	-2.58	0.41	-6.24	399.50	0.00