#### La régression Bêta

Une alternative intéressante pour modéliser des proportions

Maxime Lacroix

28 septembre 2018

## Mise en contexte

#### Contexte

- Régression sur une variable réponse tenue entre (0,1)
- Par exemple, un taux ou une proportion
- Régression linéaire "classique" à éviter

## Première solution : transformation logit

#### Première transformation possible

$$\widetilde{y} = \log(\frac{y}{1 - y}) \tag{1}$$

- Avantage :
  - Les données ne sont plus bornées, la régression linéaire est envisageable
- Désavantages :
  - Interprétation différente
  - Fort potentiel d'hétéroscédasticité
  - Les données sont souvent asymétrique → problèmes pour les tests d'hypothèses et les intervalles de confiance.

Maxime Lacroix La régression Bêta 28 septembre 2018

Solution: Régression Bêta

#### Brève présentation

- Présentée pour la première fois en 2004 par Ferrari et Cribari-Neto
- Intérêt majeur :
  - La densité bêta prend différentes formes dépendemment des paramètres
  - Densité généralement hétéroscédastique
  - Interprétation semblable à la régression logistique

#### METTRE DES GRAPHIQUES QUI PROUVENT LE POINT 1

## Présentation mathématique

#### Densité d'une loi bêta

$$f_Y(y) = \frac{\Gamma(\alpha + \beta)}{\Gamma(\alpha)\Gamma(\beta)} y^{\alpha - 1} (1 - y)^{\beta - 1}$$
 (2)

7 / 20

De l'équation 2, Ferrari et Cribari-Neto ont proposé une nouvelle paramétrisation, en posant :

- $\mu = \frac{\alpha}{\alpha + \beta}$
- $\phi = \alpha + \beta$

### Nouvelle paramétrisation

#### Densité sous la nouvelle paramétrisation

$$f_Y(y) = \frac{\Gamma(\mu\phi)}{\Gamma((1-\mu)\phi)} y^{\mu\phi-1} (1-y)^{(1-\mu)(\phi-1)}$$
(3)

On peut donc dire que  $y \sim B(\mu, \phi)$ . L'équation 3 nous donne les propriétés suivantes :

- $E(y) = \mu$
- $Var(y) = \frac{\mu(1-\mu)}{1+\phi}$

On appelle d'ailleurs  $\phi$  le paramètre de dispersion.

## Modèle de régression

#### Définition du modèle

On peut maintenant définir le modèle pratiquement comme un GLM, c'est à dire :

Modèle de régression bêta simple

$$g(\mu_i) = x_i^t \beta = \eta_i \tag{4}$$

La fonction de lien g() peut être choisie comme pour un GLM classique, soit en utilisant le logit, le log-log, le Cauchy. C'est au choix de l'utilisateur. De base, le package betareg utilise le lien logit.

La variance de  $y_i$  est donnée par la formule suivante. On remarque facilement qu'elle dépend de  $\mu_i$ , donc il y a hétéroscédasticité.

$$VAR(y_i) = \frac{\mu_i(1 - \mu_i)}{1 + \phi} \tag{5}$$

### Paramètre de dispersion non-constant

Smithson et Verkuilen, en 2006, ont proposé un modèle où le paramètre de dispersion est non-constant. On se retrouve donc avec un autre paramètre à estimer. La régression est donnée par :

Modèle de régression bêta avec dispersion changeante

$$g_1(\mu_i) = x_i^t \beta = \eta_{1i} \tag{6}$$

$$g_2(\phi_i) = z_i^t \gamma = \eta_{2i} \tag{7}$$

11/20

## Estimation des paramètres

Les paramètres sont estimés en maximisant la vraisemblance. La fonction log-vraisemblance est aisémant calculable, elle est donnée par :

#### Fonction du log-vraisemblance

$$l_{i}(\mu_{i}, \phi_{i}) = log\Gamma(\phi_{i}) - log\Gamma(\mu_{i}\phi_{i}) - log\Gamma((1 - \mu_{i})\phi_{i}) + (\mu_{i}\phi_{i} - 1)log(y_{i}) + ((1 - \mu_{i})\phi_{i} - 1)log(1 - y_{i})$$
(8)

## **Exemple d'utilisation**

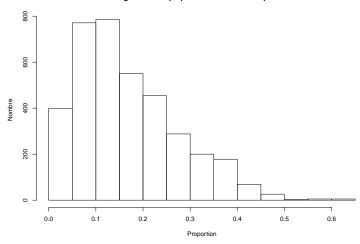
13/20

#### Jeu de données utilisé

- Titre: Proportion of seats held by women in national parliaments (%)
- Source: https://datahub.io/world-bank/sg.gen.parl.zs#resource-data
- Nombre de données : 3917
- Variables
  - Nom du pays
  - Code ISO du pays
  - Continent
  - Année
  - Proportion

14 / 20

#### Histogramme des proportions de femmes au parlement



## Implémentation en R

Supposons que l'on veut prédire la proportion de femmes en fonction du continent. Comme il s'agit d'une proportion, on peut utiliser la régression bêta. Le package betareg nous permet de faire exactement ça. L'écriture à utiliser est la suivante :

## Premier modèle : Lien logit et dispersion fixe

#### Résumé du modèle

	Estimate	Std. Error	z value	Pr(> z )
(Intercept)	-1.6992958	0.0215978	-78.678997	0
continentAmericas	0.1839680	0.0323398	5.688597	0
continentAsia	-0.1850590	0.0323821	-5.714861	0
continentEurope	0.4418774	0.0296008	14.927878	0
continent Oceania	-0.5225864	0.0625121	-8.359764	0

	Estimate	Std. Error	z value	Pr(> z )
(phi)	12.86361	0.2964138	43.39748	0

# Deuxième modèle : Lien logit et dispersion changeante

#### Résumé du modèle

	Estimate	Std. Error	z value	Pr(> z )
(Intercept)	-1.6752997	0.0238124	-70.354140	0.00e+00
continentAmericas	0.1390195	0.0341478	4.071108	4.68e-05
continentAsia	-0.2175871	0.0357081	-6.093497	0.00e + 00
continentEurope	0.4106906	0.0316832	12.962428	0.00e + 00
continentOceania	-0.4636063	0.0775094	-5.981290	0.00e + 00
	Estimate	Std. Error	z value	Pr(> z )
(Intercept)	2.4364670	0.0432605	56.320765	0.0000000
continentAmericas	0.2537546	0.0676070	3.753376	0.0001745
continentAsia	0.1552511	0.0650542	2.386489	0.0170101
continentEurope	0.1774846	0.0631738	2.809463	0.0049624
continentOceania	-0.1322834	0.1194919	-1.107049	0.2682727

# Troisième modèle : Lien log-log et dispersion constante

#### Résumé du modèle

Esti	mate Std. E	rror z value	Pr(> z )	
(Intercept)	-0.6244350	0.0097793	-63.853029	0
continentAmericas	0.0856271	0.0151200	5.663176	0
continentAsia	-0.0815253	0.0142140	-5.735580	0
continentEurope	0.2138496	0.0143437	14.908931	0
continent Oceania	-0.2192008	0.0247445	-8.858569	0

	Est	imate	Std	Error	z v	alue	Pr(> z )	
(Interce	ept)	2.5544	103	0.02304	428	110	.8546	0