

Université d'Orléans - Master Econométrie et Statistique  
Appliquée  
Econométrie des Variables Qualitatives

Christophe HURLIN

Correction Examen Mai 2008. C. Hurlin

Exercice 1 : Modèle Logit Ordonné

Soit  $y_i$  une variable multinomiale associée à l'individu  $i$  pouvant prendre 3 modalités, notées respectivement 0,1 et 2. On admet que cette variable admet une représentation telle que :

$$y_i = \begin{cases} 0 & \text{si } y_i^* < \gamma_1 \\ 1 & \text{si } \gamma_1 \leq y_i^* < \gamma_2 \\ 2 & \text{si } y_i^* \geq \gamma_2 \end{cases} \quad \forall i = 1, \dots, N \quad (1)$$

où la variable latente  $y_i^*$  vérifie :

$$y_i^* = \alpha + \beta_1 x_i + \beta_2 z_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

où  $x_i$  et  $z_i$  désignent deux variables explicatives. On admet que les termes d'erreur  $\varepsilon_i$  sont *i.i.d.* et sont distribués selon une loi logistique de variance égale à  $\sigma_\varepsilon^2$ .

**Question 1** (2 points) : On note

$$\tilde{\varepsilon}_i = \frac{\varepsilon_i}{\sigma_\varepsilon} \frac{\pi}{\sqrt{3}} \quad (3)$$

Par construction,  $\text{var}(\tilde{\varepsilon}_i) = 1$ , dès lors si l'on admet que  $\tilde{\varepsilon}_i$  suit une loi logistique standard, on montre que :

$$\Pr(y_i = 0) = \Lambda \left[ \frac{\pi}{\sigma_\varepsilon \sqrt{3}} (\gamma_1 - \beta_0 - \beta_1 x_i - \beta_2 z_i) \right] \quad (4)$$

$$\begin{aligned} \Pr(y_i = 1) &= \Lambda \left[ \frac{\pi}{\sigma_\varepsilon \sqrt{3}} (\gamma_2 - \beta_0 - \beta_1 x_i - \beta_2 z_i) \right] \\ &\quad - \Lambda \left[ \frac{\pi}{\sigma_\varepsilon \sqrt{3}} (\gamma_1 - \beta_0 - \beta_1 x_i - \beta_2 z_i) \right] \end{aligned} \quad (5)$$

$$\Pr(y_i = 2) = 1 - \Lambda \left[ \frac{\pi}{\sigma_\varepsilon \sqrt{3}} (\gamma_2 - \beta_0 - \beta_1 x_i - \beta_2 z_i) \right] \quad (6)$$

**Question 2** (1 point) : Par définition, on a :

$$\alpha_j = \frac{\pi}{\sigma_\varepsilon \sqrt{3}} \beta_j \quad j = \{1, 2\} \quad (7)$$

$$c_j = \frac{\pi}{\sigma_\varepsilon \sqrt{3}} \gamma_j \quad j = \{1, 2\} \quad (8)$$

On ne peut à la fois identifier les seuils et la constante, dès lors on doit imposer une normalisation de type

$$\alpha_0 = 0 \quad (9)$$

**Question 3** (1.5 point) : On admet que les réalisations des estimateurs sont :

$$\hat{\alpha}_0 = 0 \quad \hat{\alpha}_1 = 4 \quad \hat{\alpha}_2 = -2 \quad \hat{c}_1 = 0.5 \quad \hat{c}_2 = 1 \quad (10)$$

Dès lors pour l'individu tel que  $x_i = 1$  et  $z_i = 1.75$ , noté l'index  $w_i \alpha$ , vaut :

$$w_i \hat{\alpha} = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 x + \hat{\alpha}_2 z = 0.5 \quad (11)$$

Par conséquent on obtient :

$$\widehat{\Pr}(y_i = 0) = \Lambda(\hat{c}_1 - w_i \hat{\alpha}) = \frac{1}{1 + \exp[-(0.5 - 0.5)]} = 0.5 \quad (12)$$

$$\begin{aligned} \widehat{\Pr}(y_i = 1) &= \Lambda(\hat{c}_2 - w_i \hat{\alpha}) - \Lambda(\hat{c}_1 - w_i \hat{\alpha}) \\ &= \frac{1}{1 + \exp[-(1 - 0.5)]} - \frac{1}{1 + \exp[-(0.5 - 0.5)]} = 0.1225 \end{aligned} \quad (13)$$

On peut alors vérifier que la somme des trois probabilités est égale à l'unité puisque :

$$\widehat{\Pr}(y_i = 2) = 1 - \Lambda(\hat{c}_2 - w_i \hat{\alpha}) = 1 - \frac{1}{1 + \exp[-(1 - 0.5)]} = 0.3775 \quad (14)$$

**Question 4** (2 points) : On sait que de façon générale on a :

$$L(y_i, \alpha, c_1, c_2) = \prod_{j=0}^2 [\Lambda(c_{j+1} - w_i \alpha) - \Lambda(c_j - w_i \alpha)]^{y_{ij}} \quad (15)$$

ou encore

$$\begin{aligned} L(y_i, \alpha, c_1, c_2) &= \Lambda(c_1 - w_i \alpha)^{y_{i0}} \\ &\quad \times [\Lambda(c_2 - w_i \alpha) - \Lambda(c_1 - w_i \alpha)]^{y_{i1}} \\ &\quad \times [1 - \Lambda(c_2 - w_i \alpha)]^{y_{i2}} \end{aligned} \quad (16)$$

où la variable dichotomique  $y_{ij}$  est définie par :

$$y_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{si } y_i = j \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad \forall i = 1, \dots, N \quad \forall j = 0, 1, 2$$

Dès lors la valeur de cette vraisemblance pour un individu pour lequel on observe  $y_i = 1$ ,  $x_i = 1$ ,  $z_i = 2$  lorsque l'on suppose que les paramètres sont égaux à leurs valeurs estimés est défini par :

$$\begin{aligned} L(y_i, \alpha, c_1, c_2) &= \Lambda(\hat{c}_2 - w_i \hat{\alpha}) - \Lambda(\hat{c}_1 - w_i \hat{\alpha}) \\ &= \Lambda(1 - 0.5) - \Lambda(0.5 - 0.5) \\ &= \Pr[y_i = 1] = 0.1225 \end{aligned} \quad (17)$$

**Question 5** (1 point) : On observe que  $\alpha_1 > 0$ , dès lors lorsque la variable  $x_1$  augmente d'une unité, la probabilité  $\Pr(y_i = 2)$  augmente (cf. cours)

**Question 6** (2 points) : Quels sont les effets marginaux associés à la hausse d'une unité de la variable  $x$ . On effectuera les calculs pour l'individu de référence tel que  $x_i = 1$  et  $z_i = 2$ .

$$\begin{aligned}\frac{\partial \Pr(y_1 = 0)}{\partial x_i} &= -\frac{\exp(w_i \hat{\alpha} - \hat{c}_1)}{[1 + \exp(w_i \hat{\alpha} - \hat{c}_1)]^2} \times \hat{\alpha}_1 \\ &= -\frac{\exp(0)}{[1 + \exp(0)]^2} \times 4 = -2\end{aligned}\quad (18)$$

$$\begin{aligned}\frac{\partial \Pr(y_1 = 1)}{\partial x_i} &= \left\{ \frac{\exp(w_i \hat{\alpha} - \hat{c}_1)}{[1 + \exp(w_i \hat{\alpha} - \hat{c}_1)]^2} - \frac{\exp(w_i \hat{\alpha} - \hat{c}_2)}{[1 + \exp(w_i \hat{\alpha} - \hat{c}_2)]^2} \right\} \times \hat{\alpha}_1 \\ &= \left\{ \frac{\exp(0)}{[1 + \exp(0)]^2} - \frac{\exp(-0.5)}{[1 + \exp(-0.5)]^2} \right\} \times 4 = 0.2264\end{aligned}\quad (19)$$

$$\begin{aligned}\frac{\partial \Pr(y_1 = 2)}{\partial x_i} &= \frac{\exp(w_i \hat{\alpha} - \hat{c}_1)}{[1 + \exp(w_i \hat{\alpha} - \hat{c}_2)]^2} \times \hat{\alpha}_1 \\ &= \frac{\exp(4)}{[1 + \exp(-0.5)]^2} \times 4 = 1.7736\end{aligned}\quad (20)$$

## Exercice 2 : Scoring et Défaillances d'Entreprises (8 points)

**Question 1** (1 point) : cf. cours

**Question 2** (1 point) : On montre que pour cet individu :

$$\widehat{\Pr}(y_i = 1) = \Phi(x_i \hat{\beta}) = 0.3476 \quad (21)$$

La cote est alors égale à :

$$\hat{c}_i = \frac{\widehat{\Pr}(y_i = 1)}{1 - \widehat{\Pr}(y_i = 1)} = 0.5328 \quad (22)$$

**Question 3** (1 point) : Calculez l'effet marginal sur la probabilité de défaillance de l'entreprise décrite à la question précédente d'une hausse marginale du ratio dette sur actif total.

$$\frac{\partial \Pr(y_i = 1)}{\partial TDTA_i} = \phi(x_i \hat{\beta}) \times \beta_{TDTA} \quad (23)$$

Pour l'individu de référence, on a :

$$x_i \hat{\beta} = -0.3915 \quad (24)$$

et donc par conséquent :

$$\frac{\partial \Pr(y_i = 1)}{\partial TDTA_i} = \phi(-0.3915) \times 2.927 = 1.0819 \quad (25)$$

Commentaire : cf. cours

**Question 5** (3 points) : On considère les 87<sup>ème</sup>, 88<sup>ème</sup> et 89<sup>ème</sup> firmes de l'échantillon pour lesquelles on a obtenu dans le modèle Logit les valeurs suivantes :

i	$YD_i$	$Index_i$	$\Pr[YD_i = 1]$
87	0	-3.06	0.044
88	1	-0.99	0.269
89	1	-0.66	0.339

On sait que si l'on note  $F(z_{88})$  la valeur de la vraisemblance associée à l'individu 88, où  $z_{88} = x_{88}\beta$  :

$$\widehat{F}(z_{88}) = \frac{\sum_{i=87}^{89} w_i(z_{88}) y_i}{\sum_{i=88}^{89} w_i(z_{88})} \quad \text{avec } w_i(z_{88}) = K\left(\frac{z_i - z_{88}}{h}\right) \quad (26)$$

Etant donné, les valeurs observées de  $y_i$ , on a :

$$\widehat{F}(z_{88}) = \frac{w_{88}(z_{88}) + w_{89}(z_{88})}{\left[ \sum_{i=88}^{89} w_i(z_{88}) \right]} \quad (27)$$

Dans le cas d'une fonction kernel gaussienne  $\forall i = 1, \dots, N$  :

$$K\left(\frac{z_i - z_1^0}{h}\right) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{1}{2} \left(\frac{z_i - z_{88}}{h}\right)^2\right] \quad (28)$$

On obtient ainsi :

$$w_{87}(z_{88}) = 0.1934 \quad (29)$$

$$w_{88}(z_{88}) = 0.3989 \quad (30)$$

$$w_{89}(z_{88}) = 0.3917 \quad (31)$$

Dès lors :

$$\widehat{F}(z_{88}) = 0.8035 \quad (32)$$