# Микроэконометрика Системы уравнений

#### Потанин Богдан Станиславович

старший преподаватель, кандидат экономических наук

2021-2022

Мотивация

• Системы бинарных уравнений предполагают одновременное оценивание параметров нескольких бинарных уравнений.

#### Мотивация

- Системы бинарных уравнений предполагают одновременное оценивание параметров нескольких бинарных уравнений.
- Например, можно одновременно оценивать модели, предсказывающие, будет ли индивид курить и употреблять алкоголь. В таком случае эффективность оценок параметров каждого из уравнений может быть повышена за счет учета информации о связи между этими уравнениями: решениями о курении и употреблении алкоголя.

#### Мотивация

- Системы бинарных уравнений предполагают одновременное оценивание параметров нескольких бинарных уравнений.
- Например, можно одновременно оценивать модели, предсказывающие, будет ли индивид курить и употреблять алкоголь. В таком случае эффективность оценок параметров каждого из уравнений может быть повышена за счет учета информации о связи между этими уравнениями: решениями о курении и употреблении алкоголя.
- Как правило предполагается, что уравнения связаны через случайные ошибки. Например, положительная корреляция случайных ошибок уравнений курения и употребления алкоголя может быть связана с наличием общих, не наблюдаемых характеристик, влияющих на принятие соответствующих решений (интеллект, психологические особенности и т.д.).

#### Мотивация

- Системы бинарных уравнений предполагают одновременное оценивание параметров нескольких бинарных уравнений.
- Например, можно одновременно оценивать модели, предсказывающие, будет ли индивид курить и употреблять алкоголь. В таком случае эффективность оценок параметров каждого из уравнений может быть повышена за счет учета информации о связи между этими уравнениями: решениями о курении и употреблении алкоголя.
- Как правило предполагается, что уравнения связаны через случайные ошибки. Например, положительная корреляция случайных ошибок уравнений курения и употребления алкоголя может быть связана с наличием общих, не наблюдаемых характеристик, влияющих на принятие соответствующих решений (интеллект, психологические особенности и т.д.).
- С помощью иерархических систем можно в явном виде учитывать эндогенность одной бинарной переменной, влияющие на другую бинарную переменную. Например, можно оценивать влияние высшего образования на вероятность занятости с учетом эндогенности образования за счет оценивания дополнительного уравнения на наличие высшего образования.

# Системы бинарных уравнений Общая постановка

• Рассмотрим систему из Ј бинарных уравнений:

$$y_{ji}^* = x_{ji}\beta_j + \varepsilon_{ji}$$

Общая постановка

ullet Рассмотрим систему из J бинарных уравнений:

$$y_{ji}^*=x_{ji}eta_j+arepsilon_{ji}$$
 $y_i=egin{cases} 1 ext{, если }y_{ji}^*>0\ 0 ext{, в противном случае} \end{cases}$ 

#### Общая постановка

ullet Рассмотрим систему из J бинарных уравнений:

$$y_{ji}^* = x_{ji} eta_j + arepsilon_{ji}$$
  $y_i = egin{cases} 1$ , если  $y_{ji}^* > 0 \ 0$ , в противном случае

• Уравнения системы различаются регрессорами  $x_{ji}$ , коэффициентами  $\beta_j$  и случайными ошибками  $\varepsilon_{ji}$ .

Общая постановка

Рассмотрим систему из J бинарных уравнений:

$$y_{ji}^* = x_{ji} eta_j + arepsilon_{ji}$$
  $y_i = egin{cases} 1$ , если  $y_{ji}^* > 0 \ 0$ , в противном случае

- Уравнения системы различаются регрессорами  $x_{ji}$ , коэффициентами  $\beta_j$  и случайными ошибками  $\varepsilon_{ji}$ .
- ullet Случайные ошибки  $arepsilon_i$  независимы между наблюдениями (по i), но могут быть зависимы между уравнениями (по j).

• Рассмотрим систему из Ј бинарных уравнений:

$$y_{ji}^* = x_{ji}eta_j + arepsilon_{ji}$$
  $y_i = egin{cases} 1$ , если  $y_{ji}^* > 0 \ 0$ , в противном случае

- Уравнения системы различаются регрессорами  $x_{ji}$ , коэффициентами  $\beta_j$  и случайными ошибками  $\varepsilon_{ji}$ .
- Случайные ошибки  $\varepsilon_i$  независимы между наблюдениями (по i), но могут быть зависимы между уравнениями (по j).
- ullet Из соображений идентифицируемости предполагается, что  $E(arepsilon_{ji})=0$  и  $Var(arepsilon_{ji})=1.$

Общая постановка

ullet Рассмотрим систему из J бинарных уравнений:

$$y_{ji}^* = x_{ji}eta_j + arepsilon_{ji}$$
  $y_i = egin{cases} 1$ , если  $y_{ji}^* > 0 \ 0$ , в противном случае

- Уравнения системы различаются регрессорами  $x_{ji}$ , коэффициентами  $\beta_j$  и случайными ошибками  $\varepsilon_{ji}$ .
- Случайные ошибки  $\varepsilon_i$  независимы между наблюдениями (по i), но могут быть зависимы между уравнениями (по j).
- ullet Из соображений идентифицируемости предполагается, что  $E(arepsilon_{ji})=0$  и  $Var(arepsilon_{ji})=1.$
- ullet Для простоты без потери общности далее будем рассматривать двумерную систему бинарных уравнений J=2.

#### Общая постановка

• Предположим, что совместное распределение случайных ошибок является многомерным нормальным:

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_{1i} \\ \varepsilon_{2i} \end{bmatrix} \sim \mathcal{N} \left( \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{bmatrix} \right),$$

#### Общая постановка

• Предположим, что совместное распределение случайных ошибок является многомерным нормальным:

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_{1i} \\ \varepsilon_{2i} \end{bmatrix} \sim \mathcal{N} \left( \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{bmatrix} \right),$$

где  $\rho$  является коэффициентом корреляции между случайными ошибками уравнений.

#### Общая постановка

• Предположим, что совместное распределение случайных ошибок является многомерным нормальным:

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_{1i} \\ \varepsilon_{2i} \end{bmatrix} \sim \mathcal{N} \left( \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{bmatrix} \right),$$

где  $\rho$  является коэффициентом корреляции между случайными ошибками уравнений.

#### Общая постановка

• Предположим, что совместное распределение случайных ошибок является многомерным нормальным:

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_{1i} \\ \varepsilon_{2i} \end{bmatrix} \sim \mathcal{N} \left( \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{bmatrix} \right),$$

где  $\rho$  является коэффициентом корреляции между случайными ошибками уравнений.

$$P(y_{1i} = 1, y_{2i} = 1 | x_{1i}, x_{2i}) = P(-\varepsilon_{1i} < x_{1i}\beta_1, -\varepsilon_{2i} < x_{2i}\beta_2 | x_{1i}, x_{2i}) = \Phi(x_{1i}\beta_1, x_{2i}\beta_2; \rho)$$

#### Общая постановка

• Предположим, что совместное распределение случайных ошибок является многомерным нормальным:

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_{1i} \\ \varepsilon_{2i} \end{bmatrix} \sim \mathcal{N} \left( \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{bmatrix} \right),$$

где  $\rho$  является коэффициентом корреляции между случайными ошибками уравнений.

$$P(y_{1i} = 1, y_{2i} = 1 | x_{1i}, x_{2i}) = P(-\varepsilon_{1i} < x_{1i}\beta_1, -\varepsilon_{2i} < x_{2i}\beta_2 | x_{1i}, x_{2i}) = \Phi(x_{1i}\beta_1, x_{2i}\beta_2; \rho)$$

$$P(y_{1i} = 1, y_{2i} = 0 | x_{1i}, x_{2i}) = P(-\varepsilon_{1i} < x_{1i}\beta_1, \varepsilon_{2i} < -x_{2i}\beta_2 | x_{1i}, x_{2i}) = \Phi(x_{1i}\beta_1, -x_{2i}\beta_2; -\rho)$$

#### Общая постановка

 Предположим, что совместное распределение случайных ошибок является многомерным нормальным:

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_{1i} \\ \varepsilon_{2i} \end{bmatrix} \sim \mathcal{N} \left( \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{bmatrix} \right),$$

где  $\rho$  является коэффициентом корреляции между случайными ошибками уравнений.

$$P(y_{1i} = 1, y_{2i} = 1 | x_{1i}, x_{2i}) = P(-\varepsilon_{1i} < x_{1i}\beta_1, -\varepsilon_{2i} < x_{2i}\beta_2 | x_{1i}, x_{2i}) = \Phi(x_{1i}\beta_1, x_{2i}\beta_2; \rho)$$

$$P(y_{1i} = 1, y_{2i} = 0 | x_{1i}, x_{2i}) = P(-\varepsilon_{1i} < x_{1i}\beta_1, \varepsilon_{2i} < -x_{2i}\beta_2 | x_{1i}, x_{2i}) = \Phi(x_{1i}\beta_1, -x_{2i}\beta_2; -\rho)$$

$$P(y_{1i} = 0, y_{2i} = 1 | x_{1i}, x_{2i}) = P(\varepsilon_{1i} < -x_{1i}\beta_1, -\varepsilon_{2i} < x_{2i}\beta_2 | x_{1i}, x_{2i}) = \Phi(-x_{1i}\beta_1, x_{2i}\beta_2; -\rho)$$

#### Общая постановка

 Предположим, что совместное распределение случайных ошибок является многомерным нормальным:

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_{1i} \\ \varepsilon_{2i} \end{bmatrix} \sim \mathcal{N} \left( \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{bmatrix} \right),$$

где  $\rho$  является коэффициентом корреляции между случайными ошибками уравнений.

$$\begin{split} &P(y_{1i}=1,y_{2i}=1|x_{1i},x_{2i}) = P(-\varepsilon_{1i} < x_{1i}\beta_1, -\varepsilon_{2i} < x_{2i}\beta_2|x_{1i},x_{2i}) = \Phi\left(x_{1i}\beta_1, x_{2i}\beta_2; \rho\right) \\ &P(y_{1i}=1,y_{2i}=0|x_{1i},x_{2i}) = P(-\varepsilon_{1i} < x_{1i}\beta_1, \varepsilon_{2i} < -x_{2i}\beta_2|x_{1i},x_{2i}) = \Phi\left(x_{1i}\beta_1, -x_{2i}\beta_2; -\rho\right) \\ &P(y_{1i}=0,y_{2i}=1|x_{1i},x_{2i}) = P(\varepsilon_{1i} < -x_{1i}\beta_1, -\varepsilon_{2i} < x_{2i}\beta_2|x_{1i},x_{2i}) = \Phi\left(-x_{1i}\beta_1, x_{2i}\beta_2; -\rho\right) \\ &P(y_{1i}=0,y_{2i}=0|x_{1i},x_{2i}) = P(\varepsilon_{1i} < -x_{1i}\beta_1, \varepsilon_{2i} < -x_{2i}\beta_2|x_{1i},x_{2i}) = \Phi\left(-x_{1i}\beta_1, -x_{2i}\beta_2; -\rho\right) \end{split}$$

#### Общая постановка

• Предположим, что совместное распределение случайных ошибок является многомерным нормальным:

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_{1i} \\ \varepsilon_{2i} \end{bmatrix} \sim \mathcal{N} \left( \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{bmatrix} \right),$$

где  $\rho$  является коэффициентом корреляции между случайными ошибками уравнений.

$$P(y_{1i}=1,y_{2i}=1|x_{1i},x_{2i})=P(-arepsilon_{1i}< x_{1i}eta_1,-arepsilon_{2i}< x_{2i}eta_2|x_{1i},x_{2i})=\Phi\left(x_{1i}eta_1,x_{2i}eta_2;
ho
ight)$$
  $P(y_{1i}=1,y_{2i}=0|x_{1i},x_{2i})=P(-arepsilon_{1i}< x_{1i}eta_1,arepsilon_{2i}< -x_{2i}eta_2|x_{1i},x_{2i})=\Phi\left(x_{1i}eta_1,-x_{2i}eta_2;-
ho
ight)$   $P(y_{1i}=0,y_{2i}=1|x_{1i},x_{2i})=P(arepsilon_{1i}<-x_{1i}eta_1,-arepsilon_{2i}< x_{2i}eta_2|x_{1i},x_{2i})=\Phi\left(-x_{1i}eta_1,x_{2i}eta_2;-
ho
ight)$   $P(y_{1i}=0,y_{2i}=0|x_{1i},x_{2i})=P(arepsilon_{1i}<-x_{1i}eta_1,arepsilon_{2i}<-x_{2i}eta_2|x_{1i},x_{2i})=\Phi\left(-x_{1i}eta_1,-x_{2i}eta_2;
ho
ight)$  Где  $\Phi(a,b;
ho)$  является функцией распределения двумерного стандартного нормального распределения с коэффициентом корреляции  $ho$ .

Оценивание

ullet Для краткости обозначим  $P_{j,k,i} = P(y_{1i} = j, y_{2i} = k)$ , где  $j,k \in \{0,1\}$ .

#### Оценивание

- ullet Для краткости обозначим  $P_{j,k,i} = P(y_{1i} = j, y_{2i} = k)$ , где  $j,k \in \{0,1\}$ .
- Как правило, для оценивания используется метод максимального правдоподобия, предполагающий максимизацию следующей функции правдоподобия по  $\beta_1$ ,  $\beta_2$  и  $\rho$ :

$$L(\beta_1, \beta_2, \rho; x_1, x_2) = \prod_{i}^{n} P_{y_{1i}, y_{2i}, i} =$$

#### Оценивание

- ullet Для краткости обозначим  $P_{j,k,i} = P(y_{1i} = j, y_{2i} = k)$ , где  $j,k \in \{0,1\}$ .
- Как правило, для оценивания используется метод максимального правдоподобия, предполагающий максимизацию следующей функции правдоподобия по  $\beta_1$ ,  $\beta_2$  и  $\rho$ :

$$\begin{split} L\left(\beta_{1},\beta_{2},\rho;x_{1},x_{2}\right) &= \prod_{i}^{n} P_{y_{1i},y_{2i},i} = \\ &= \prod_{i=1}^{n} \Phi\left((2y_{1i}-1)x_{1i}\beta_{1},(2y_{2i}-1)x_{2i}\beta_{2};(2y_{1i}-1)(2y_{2i}-1)\rho\right) \end{split}$$

#### Оценивание

- ullet Для краткости обозначим  $P_{j,k,i} = P(y_{1i} = j, y_{2i} = k)$ , где  $j,k \in \{0,1\}$ .
- Как правило, для оценивания используется метод максимального правдоподобия, предполагающий максимизацию следующей функции правдоподобия по  $\beta_1$ ,  $\beta_2$  и  $\rho$ :

$$\begin{split} L\left(\beta_{1},\beta_{2},\rho;x_{1},x_{2}\right) &= \prod_{i}^{n} P_{y_{1i},y_{2i},i} = \\ &= \prod_{i=1}^{n} \Phi\left((2y_{1i}-1)x_{1i}\beta_{1},(2y_{2i}-1)x_{2i}\beta_{2};(2y_{1i}-1)(2y_{2i}-1)\rho\right) \end{split}$$

• При  $\rho \neq 0$  оценки данной модели более эффективны, чем оценки, полученные за счет оценивания каждого из бинарных уравнений по отдельности, поскольку мы учитываем дополнительную информацию о связи между уравнениями.

#### Оценивание

- ullet Для краткости обозначим  $P_{j,k,i} = P(y_{1i} = j, y_{2i} = k)$ , где  $j,k \in \{0,1\}$ .
- Как правило, для оценивания используется метод максимального правдоподобия, предполагающий максимизацию следующей функции правдоподобия по  $\beta_1$ ,  $\beta_2$  и  $\rho$ :

$$\begin{split} L\left(\beta_{1},\beta_{2},\rho;x_{1},x_{2}\right) &= \prod_{i}^{n} P_{y_{1i},y_{2i},i} = \\ &= \prod_{i=1}^{n} \Phi\left((2y_{1i}-1)x_{1i}\beta_{1},(2y_{2i}-1)x_{2i}\beta_{2};(2y_{1i}-1)(2y_{2i}-1)\rho\right) \end{split}$$

- При  $\rho \neq 0$  оценки данной модели более эффективны, чем оценки, полученные за счет оценивания каждого из бинарных уравнений по отдельности, поскольку мы учитываем дополнительную информацию о связи между уравнениями.
- Для того, чтобы понять, есть ли смысл в оценивании системы, достаточно протестировать гипотезу  $H_0: \rho=0$ , например, LR-тестом. Если нулевая гипотеза не отвергается, то без потери в эффективности уравнения можно оценивать по отдельности.

#### Предельные эффекты

• Для расчета предельных эффектов будем пользоваться следующими формулами:

$$\frac{\partial \Phi\left(a,b;\rho\right)}{\partial a} = \phi\left(a\right) \Phi\left(\frac{b-\rho a}{\sqrt{1-\rho^2}}\right), \quad \frac{\partial \Phi\left(a,b;\rho\right)}{\partial b} = \phi\left(b\right) \Phi\left(\frac{a-\rho b}{\sqrt{1-\rho^2}}\right)$$

#### Предельные эффекты

• Для расчета предельных эффектов будем пользоваться следующими формулами:

$$\frac{\partial \Phi\left(a,b;\rho\right)}{\partial a} = \phi\left(a\right) \Phi\left(\frac{b-\rho a}{\sqrt{1-\rho^2}}\right), \quad \frac{\partial \Phi\left(a,b;\rho\right)}{\partial b} = \phi\left(b\right) \Phi\left(\frac{a-\rho b}{\sqrt{1-\rho^2}}\right)$$

• Предельные эффекты на маржинальные вероятности  $P(y_{1i} = 1|x_{1i})$  и  $P(y_{2i} = 1|x_{2i})$  рассчитываются точно так же, как в обычной пробит модели.

#### Предельные эффекты

• Для расчета предельных эффектов будем пользоваться следующими формулами:

$$\frac{\partial \Phi\left(a,b;\rho\right)}{\partial a} = \phi\left(a\right) \Phi\left(\frac{b-\rho a}{\sqrt{1-\rho^2}}\right), \quad \frac{\partial \Phi\left(a,b;\rho\right)}{\partial b} = \phi\left(b\right) \Phi\left(\frac{a-\rho b}{\sqrt{1-\rho^2}}\right)$$

- Предельные эффекты на маржинальные вероятности  $P(y_{1i} = 1|x_{1i})$  и  $P(y_{2i} = 1|x_{2i})$  рассчитываются точно так же, как в обычной пробит модели.
- Рассмотрим предельный эффект регрессора  $v_i$ , входящего и в  $x_{1i}$  и в  $x_{2i}$  с коэффициентами  $\beta_{1v}$  и  $\beta_{2v}$  соответственно, на совместную вероятность:

$$\frac{\partial P\big(y_{1i}=1,y_{2i}=1|x_{1i},x_{2i}\big)}{\partial v}=\frac{\partial \Phi\left(x_{1i}\beta_{1},x_{2i}\beta_{2};\rho\right)}{\partial v}=$$

#### Предельные эффекты

• Для расчета предельных эффектов будем пользоваться следующими формулами:

$$\frac{\partial \Phi\left(a,b;\rho\right)}{\partial a} = \phi\left(a\right) \Phi\left(\frac{b-\rho a}{\sqrt{1-\rho^2}}\right), \quad \frac{\partial \Phi\left(a,b;\rho\right)}{\partial b} = \phi\left(b\right) \Phi\left(\frac{a-\rho b}{\sqrt{1-\rho^2}}\right)$$

- Предельные эффекты на маржинальные вероятности  $P(y_{1i} = 1|x_{1i})$  и  $P(y_{2i} = 1|x_{2i})$  рассчитываются точно так же, как в обычной пробит модели.
- Рассмотрим предельный эффект регрессора  $v_i$ , входящего и в  $x_{1i}$  и в  $x_{2i}$  с коэффициентами  $\beta_{1v}$  и  $\beta_{2v}$  соответственно, на совместную вероятность:

$$\begin{split} \frac{\partial P(y_{1i}=1,y_{2i}=1|x_{1i},x_{2i})}{\partial v} &= \frac{\partial \Phi\left(x_{1i}\beta_{1},x_{2i}\beta_{2};\rho\right)}{\partial v} = \\ &= \beta_{1\nu}\phi\left(x_{1}\beta_{1}\right)\Phi\left(\frac{x_{2}\beta_{2}-\rho x_{1}\beta_{1}}{\sqrt{1-\rho^{2}}}\right) + \beta_{2\nu}\phi\left(x_{2}\beta_{2}\right)\Phi\left(\frac{x_{1}\beta_{1}-\rho x_{2}\beta_{2}}{\sqrt{1-\rho^{2}}}\right) \end{split}$$

#### Предельные эффекты

• Для расчета предельных эффектов будем пользоваться следующими формулами:

$$\frac{\partial \Phi\left(a,b;\rho\right)}{\partial a} = \phi\left(a\right)\Phi\left(\frac{b-\rho a}{\sqrt{1-\rho^2}}\right), \quad \frac{\partial \Phi\left(a,b;\rho\right)}{\partial b} = \phi\left(b\right)\Phi\left(\frac{a-\rho b}{\sqrt{1-\rho^2}}\right)$$

- Предельные эффекты на маржинальные вероятности  $P(y_{1i} = 1|x_{1i})$  и  $P(y_{2i} = 1|x_{2i})$  рассчитываются точно так же, как в обычной пробит модели.
- Рассмотрим предельный эффект регрессора  $v_i$ , входящего и в  $x_{1i}$  и в  $x_{2i}$  с коэффициентами  $\beta_{1v}$  и  $\beta_{2v}$  соответственно, на совместную вероятность:

$$\begin{split} \frac{\partial P(y_{1i}=1,y_{2i}=1|x_{1i},x_{2i})}{\partial v} &= \frac{\partial \Phi\left(x_{1i}\beta_{1},x_{2i}\beta_{2};\rho\right)}{\partial v} = \\ &= \beta_{1\nu}\phi\left(x_{1}\beta_{1}\right)\Phi\left(\frac{x_{2}\beta_{2}-\rho x_{1}\beta_{1}}{\sqrt{1-\rho^{2}}}\right) + \beta_{2\nu}\phi\left(x_{2}\beta_{2}\right)\Phi\left(\frac{x_{1}\beta_{1}-\rho x_{2}\beta_{2}}{\sqrt{1-\rho^{2}}}\right) \end{split}$$

Если знаки  $\beta_{1\nu}$  и  $\beta_{2\nu}$  совпадают, то таким же будем и знак предельного эффекта.

Иерархическая модель

• Предположим, что одна зависимая бинарная переменная в системе влияет на другую:

$$y_{1i}^* = x_{1i}\beta_1 + \alpha y_{2i} + \varepsilon_{1i}$$
  
$$y_{2i}^* = x_{2i}\beta_2 + \varepsilon_{2i},$$

Иерархическая модель

• Предположим, что одна зависимая бинарная переменная в системе влияет на другую:

$$y_{1i}^* = x_{1i}\beta_1 + \alpha y_{2i} + \varepsilon_{1i}$$
  
 $y_{2i}^* = x_{2i}\beta_2 + \varepsilon_{2i},$ 

где без потери общности так же можно было бы предположить, что  $y_{2i}$  входит в  $x_{1i}$ .

#### Иерархическая модель

• Предположим, что одна зависимая бинарная переменная в системе влияет на другую:

$$y_{1i}^* = x_{1i}\beta_1 + \alpha y_{2i} + \varepsilon_{1i}$$
  
 $y_{2i}^* = x_{2i}\beta_2 + \varepsilon_{2i},$ 

где без потери общности так же можно было бы предположить, что  $y_{2i}$  входит в  $x_{1i}$ .

• Обычно  $y_{2i}$  именуют эндогенным бинарным регрессором. Ирерхические модели позволяют в явном виде учесть эндогенность  $y_{2i}$  по отношению к уравнению  $y_{1i}$ .

#### Иерархическая модель

• Предположим, что одна зависимая бинарная переменная в системе влияет на другую:

$$y_{1i}^* = x_{1i}\beta_1 + \alpha y_{2i} + \varepsilon_{1i}$$
  
 $y_{2i}^* = x_{2i}\beta_2 + \varepsilon_{2i},$ 

где без потери общности так же можно было бы предположить, что  $y_{2i}$  входит в  $x_{1i}$ .

- Обычно  $y_{2i}$  именуют эндогенным бинарным регрессором. Ирерхические модели позволяют в явном виде учесть эндогенность  $y_{2i}$  по отношению к уравнению  $y_{1i}$ .
- В подобных системах представляет интерес оценивание условных вероятностей:

$$P(y_{1i}=k|x_{1i},x_{2i},y_{2i}=j)$$
, где  $k,j\in\{0,1\}$ 

#### Иерархическая модель

• Предположим, что одна зависимая бинарная переменная в системе влияет на другую:

$$y_{1i}^* = x_{1i}\beta_1 + \alpha y_{2i} + \varepsilon_{1i}$$
  
 $y_{2i}^* = x_{2i}\beta_2 + \varepsilon_{2i},$ 

где без потери общности так же можно было бы предположить, что  $y_{2i}$  входит в  $x_{1i}$ .

- Обычно  $y_{2i}$  именуют эндогенным бинарным регрессором. Ирерхические модели позволяют в явном виде учесть эндогенность  $y_{2i}$  по отношению к уравнению  $y_{1i}$ .
- В подобных системах представляет интерес оценивание условных вероятностей:

$$P(y_{1i}=k|x_{1i},x_{2i},y_{2i}=j)$$
, где  $k,j\in\{0,1\}$ 

• Данные вероятности нетрудно рассчитать по формуле Байеса, например:

$$P(y_{1i}=1|x_{1i},x_{2i},y_{2i}=1) = \frac{P(y_{1i}=1,y_{2i}=1|x_{1i},x_{2i})}{P(y_{2i}=1|x_{1i},x_{2i})} = \frac{\Phi(x_{1i}\beta_1+\alpha,x_{2i}\beta_2;\rho)}{\Phi(x_{2i}\beta_2)}$$

Иерархическая модель: предельный эффекты и эффект воздействия

• Предельный эффект условной вероятности по  $y_{2i}$  рассчитывается как разница условных вероятностей:

$$P(y_{1i} = 1|x_{1i}, x_{2i}, y_{2i} = 1) - P(y_{1i} = 1|x_{1i}, x_{2i}, y_{2i} = 0) =$$

Иерархическая модель: предельный эффекты и эффект воздействия

• Предельный эффект условной вероятности по  $y_{2i}$  рассчитывается как разница условных вероятностей:

$$\begin{aligned} P(y_{1i} = 1 | x_{1i}, x_{2i}, y_{2i} = 1) - P(y_{1i} = 1 | x_{1i}, x_{2i}, y_{2i} = 0) = \\ &= \frac{\Phi(x_{1i}\beta_1 + \alpha, x_{2i}\beta_2; \rho)}{\Phi(x_{2i}\beta_2)} - \frac{\Phi(x_{1i}\beta_1, -x_{2i}\beta_2; -\rho)}{1 - \Phi(x_{2i}\beta_2)} \end{aligned}$$

## Многомерная пробит модель

Иерархическая модель: предельный эффекты и эффект воздействия

• Предельный эффект условной вероятности по  $y_{2i}$  рассчитывается как разница условных вероятностей:

$$P(y_{1i} = 1 | x_{1i}, x_{2i}, y_{2i} = 1) - P(y_{1i} = 1 | x_{1i}, x_{2i}, y_{2i} = 0) =$$

$$= \frac{\Phi(x_{1i}\beta_1 + \alpha, x_{2i}\beta_2; \rho)}{\Phi(x_{2i}\beta_2)} - \frac{\Phi(x_{1i}\beta_1, -x_{2i}\beta_2; -\rho)}{1 - \Phi(x_{2i}\beta_2)}$$

• Недостаток предельного эффекта с точки зрения содержательной интерпретации заключается в том, что он отражает влияние  $y_{2i}$  на  $y_{1i}$  не только непосредственно, то есть через  $\alpha$ , но и косвенно – через условное распределение случайной ошибки  $\varepsilon_{2i}|\varepsilon_{2i}>-x_{2i}\beta_2$ .

## Многомерная пробит модель

Иерархическая модель: предельный эффекты и эффект воздействия

• Предельный эффект условной вероятности по  $y_{2i}$  рассчитывается как разница условных вероятностей:

$$P(y_{1i}=1|x_{1i},x_{2i},y_{2i}=1)-P(y_{1i}=1|x_{1i},x_{2i},y_{2i}=0)= \ =rac{\Phi\left(x_{1i}eta_{1}+lpha,x_{2i}eta_{2};
ho
ight)}{\Phi\left(x_{2i}eta_{2}
ight)}-rac{\Phi\left(x_{1i}eta_{1},-x_{2i}eta_{2};-
ho
ight)}{1-\Phi\left(x_{2i}eta_{2}
ight)}$$

- Недостаток предельного эффекта с точки зрения содержательной интерпретации заключается в том, что он отражает влияние  $y_{2i}$  на  $y_{1i}$  не только непосредственно, то есть через  $\alpha$ , но и косвенно через условное распределение случайной ошибки  $\varepsilon_{2i}|\varepsilon_{2i}>-x_{2i}\beta_2$ .
- Средний эффект воздействия  $y_{2i}$  на подвергнутых воздействию (ATET) измеряет то, как  $y_{2i}$  подействовал непосредственно на тех, у кого  $y_{2i} = 1$ :

$$P(x_{1i}\beta + \alpha + \varepsilon_{1i} > 0 | x_{1i}, x_{2i}, x_{2i}\beta_2 + \varepsilon_{2i} > 0) - P(x_{1i}\beta + \varepsilon_{1i} > 0 | x_{1i}, x_{2i}, x_{2i}\beta_2 + \varepsilon_{2i} > 0) =$$

## Многомерная пробит модель

Иерархическая модель: предельный эффекты и эффект воздействия

• Предельный эффект условной вероятности по  $y_{2i}$  рассчитывается как разница условных вероятностей:

$$P(y_{1i} = 1 | x_{1i}, x_{2i}, y_{2i} = 1) - P(y_{1i} = 1 | x_{1i}, x_{2i}, y_{2i} = 0) =$$
 $= \frac{\Phi(x_{1i}\beta_1 + \alpha, x_{2i}\beta_2; \rho)}{\Phi(x_{2i}\beta_2)} - \frac{\Phi(x_{1i}\beta_1, -x_{2i}\beta_2; -\rho)}{1 - \Phi(x_{2i}\beta_2)}$ 

- Недостаток предельного эффекта с точки зрения содержательной интерпретации заключается в том, что он отражает влияние  $y_{2i}$  на  $y_{1i}$  не только непосредственно, то есть через  $\alpha$ , но и косвенно через условное распределение случайной ошибки  $\varepsilon_{2i}|\varepsilon_{2i}>-x_{2i}\beta_2$ .
- Средний эффект воздействия  $y_{2i}$  на подвергнутых воздействию (ATET) измеряет то, как  $y_{2i}$  подействовал непосредственно на тех, у кого  $y_{2i} = 1$ :

$$P(x_{1i}\beta + \alpha + \varepsilon_{1i} > 0 | x_{1i}, x_{2i}, x_{2i}\beta_{2} + \varepsilon_{2i} > 0) - P(x_{1i}\beta + \varepsilon_{1i} > 0 | x_{1i}, x_{2i}, x_{2i}\beta_{2} + \varepsilon_{2i} > 0) =$$

$$= \frac{\Phi(x_{1i}\beta_{1} + \alpha, x_{2i}\beta_{2}; \rho)}{\Phi(x_{2i}\beta_{2})} - \frac{\Phi(x_{1i}\beta_{1}, x_{2i}\beta_{2}; \rho)}{\Phi(x_{2i}\beta_{2})} = \frac{\Phi(x_{1i}\beta_{1} + \alpha, x_{2i}\beta_{2}; \rho) - \Phi(x_{1i}\beta_{1}, x_{2i}\beta_{2}; \rho)}{\Phi(x_{2i}\beta_{2})}$$

### Модели мультиномиального выбора мотивация

• Иногда зависимая переменная может быть номинальной, то есть принимать одно из конечного числа взаимоисключающих значений.

### Модели мультиномиального выбора мотивация

- Иногда зависимая переменная может быть номинальной, то есть принимать одно из конечного числа взаимоисключающих значений.
- Часто рассматриваются номинальные переменные, отражающие выбор индивида, например, в отношении:

# Модели мультиномиального выбора

- Иногда зависимая переменная может быть номинальной, то есть принимать одно из конечного числа взаимоисключающих значений.
- Часто рассматриваются номинальные переменные, отражающие выбор индивида, например, в отношении:
  - типа получаемого образования: техническое, гуманитарное или никакого

### Модели мультиномиального выбора мотивация

- Иногда зависимая переменная может быть номинальной, то есть принимать одно из конечного числа взаимоисключающих значений.
- Часто рассматриваются номинальные переменные, отражающие выбор индивида, например, в отношении:
  - типа получаемого образования: техническое, гуманитарное или никакого
  - марки приобретаемого телефона

# Модели мультиномиального выбора

- Иногда зависимая переменная может быть номинальной, то есть принимать одно из конечного числа взаимоисключающих значений.
- Часто рассматриваются номинальные переменные, отражающие выбор индивида, например, в отношении:
  - типа получаемого образования: техническое, гуманитарное или никакого
  - марки приобретаемого телефона
  - типа используемого браузера

# Модели мультиномиального выбора Мотивация

- Иногда зависимая переменная может быть номинальной, то есть принимать одно из конечного числа взаимоисключающих значений.
- Часто рассматриваются номинальные переменные, отражающие выбор индивида, например, в отношении:
  - типа получаемого образования: техническое, гуманитарное или никакого
  - марки приобретаемого телефона
  - типа используемого браузера
  - бронируемого отеля из числа доступных в городе альтернатив

# Модели мультиномиального выбора Мотивация

- Иногда зависимая переменная может быть номинальной, то есть принимать одно из конечного числа взаимоисключающих значений.
- Часто рассматриваются номинальные переменные, отражающие выбор индивида, например, в отношении:
  - типа получаемого образования: техническое, гуманитарное или никакого
  - марки приобретаемого телефона
  - типа используемого браузера
  - бронируемого отеля из числа доступных в городе альтернатив
  - музыкального сервиса

# Модели мультиномиального выбора Мотивация

- Иногда зависимая переменная может быть номинальной, то есть принимать одно из конечного числа взаимоисключающих значений.
- Часто рассматриваются номинальные переменные, отражающие выбор индивида, например, в отношении:
  - типа получаемого образования: техническое, гуманитарное или никакого
  - марки приобретаемого телефона
  - типа используемого браузера
  - бронируемого отеля из числа доступных в городе альтернатив
  - музыкального сервиса
- Модели мультиномиального (множественного) выбора позволяет оценить вероятности выбора индивидом той или иной альтернативы, а также то, как различные факторы влияют на эти вероятности.

## Модели мультиномиального выбора

Общая постановка

• Индивид выбирает одну из J альтернатив:

$$y_{ii}^* = x_i \beta_j + \varepsilon_{ji}$$

 $y_{ji}^*=x_ieta_j+arepsilon_{ji},$  где  $y_{ji}^*$  отражает склонность к выбору j-й альтернативы i-м индивидом.

## Модели мультиномиального выбора

#### Общая постановка

ullet Индивид выбирает одну из J альтернатив:

$$y_{ii}^* = x_i \beta_j + \varepsilon_{ji},$$

где  $y_{ji}^st$  отражает склонность к выбору j-й альтернативы i-м индивидом.

• Индивид выбирает альтернативу, к выбору которой он проявил наибольшую склонность:

$$y_i = \begin{cases} 1 \text{ если } y_{1i}^* > y_{2i}^*, y_{1i}^* > y_{3i}^*, ..., y_{1i}^* > y_{Ji}^* \\ 2 \text{ если } y_{2i}^* > y_{1i}^*, y_{2i}^* > y_{3i}^*, ..., y_{2i}^* > y_{Ji}^* \\ \vdots \\ J \text{ если } y_{Ji}^* > y_{1i}^*, y_{Ji}^* > y_{2i}^*, ..., y_{Ji}^* > y_{(J-1)i}^* \end{cases}$$

#### Общая постановка

ullet Индивид выбирает одну из J альтернатив:

$$y_{ii}^* = x_i \beta_j + \varepsilon_{ji},$$

где  $y_{ji}^*$  отражает склонность к выбору j-й альтернативы i-м индивидом.

• Индивид выбирает альтернативу, к выбору которой он проявил наибольшую склонность:

$$y_i = \begin{cases} 1 \text{ если } y_{1i}^* > y_{2i}^*, y_{1i}^* > y_{3i}^*, ..., y_{1i}^* > y_{Ji}^* \\ 2 \text{ если } y_{2i}^* > y_{1i}^*, y_{2i}^* > y_{3i}^*, ..., y_{2i}^* > y_{Ji}^* \\ \vdots \\ J \text{ если } y_{Ji}^* > y_{1i}^*, y_{Ji}^* > y_{2i}^*, ..., y_{Ji}^* > y_{(J-1)i}^* \end{cases}$$

• На практике мы наблюдаем только  $y_i$ , то есть для каждого индивида наблюдается лишь наиболее предпочтительный для него выбор.

### Формулировка

• В мультиномиальной логит модели предполагается, что случайные ошибки  $\varepsilon_{ji}$  независимы и одинаково распределены в соответствии с распределением Гумбеля, имеющим следующие функцию распределения и функцию плотности:

$$F_{\varepsilon_{ji}}(t) = e^{-e^{-t}}, \qquad f_{\varepsilon_{ji}}(x) = e^{-t-e^{-t}}, \quad E(\varepsilon_{ji}) \approx 0.577$$

### Формулировка

• В мультиномиальной логит модели предполагается, что случайные ошибки  $\varepsilon_{ji}$  независимы и одинаково распределены в соответствии с распределением Гумбеля, имеющим следующие функцию распределения и функцию плотности:

$$F_{\varepsilon_{ji}}(t) = e^{-e^{-t}}, \qquad f_{\varepsilon_{ji}}(x) = e^{-t-e^{-t}}, \quad E(\varepsilon_{ji}) \approx 0.577$$

• С помощью формулы свертки можно вывести выражение для условной вероятности выбора *k*-й альтернативы:

$$P(y_i = k|x_i) = P(y_{ik}^* > y_{i1}^*, ..., y_{ik}^* > y_{iJ}^*) =$$

### Формулировка

• В мультиномиальной логит модели предполагается, что случайные ошибки  $\varepsilon_{ji}$  независимы и одинаково распределены в соответствии с распределением Гумбеля, имеющим следующие функцию распределения и функцию плотности:

$$F_{\varepsilon_{ji}}(t) = e^{-e^{-t}}, \qquad f_{\varepsilon_{ji}}(x) = e^{-t-e^{-t}}, \quad E(\varepsilon_{ji}) \approx 0.577$$

• С помощью формулы свертки можно вывести выражение для условной вероятности выбора *k*-й альтернативы:

$$P(y_{i} = k | x_{i}) = P(y_{ik}^{*} > y_{i1}^{*}, ..., y_{ik}^{*} > y_{iJ}^{*}) =$$

$$= P(x_{i}\beta_{k} + \varepsilon_{ki} > x_{i}\beta_{1} + \varepsilon_{1i}, ..., x_{i}\beta_{k} + \varepsilon_{ki} > x_{i}\beta_{J} + \varepsilon_{J} | x_{i}) =$$

### Формулировка

• В мультиномиальной логит модели предполагается, что случайные ошибки  $\varepsilon_{ji}$  независимы и одинаково распределены в соответствии с распределением Гумбеля, имеющим следующие функцию распределения и функцию плотности:

$$F_{\varepsilon_{ji}}(t) = e^{-e^{-t}}, \qquad f_{\varepsilon_{ji}}(x) = e^{-t-e^{-t}}, \quad E(\varepsilon_{ji}) \approx 0.577$$

• С помощью формулы свертки можно вывести выражение для условной вероятности выбора *k*-й альтернативы:

$$P(y_{i} = k|x_{i}) = P(y_{ik}^{*} > y_{i1}^{*}, ..., y_{ik}^{*} > y_{iJ}^{*}) =$$

$$= P(x_{i}\beta_{k} + \varepsilon_{ki} > x_{i}\beta_{1} + \varepsilon_{1i}, ..., x_{i}\beta_{k} + \varepsilon_{ki} > x_{i}\beta_{J} + \varepsilon_{J}|x_{i}) =$$

$$= P(\varepsilon_{1i} - \varepsilon_{k} < x_{k}\beta_{k} - x_{i}\beta_{1}, ..., \varepsilon_{Ji} - \varepsilon_{k} < x_{i}\beta_{k} - x_{i}\beta_{J}|x_{i}) = e^{x_{i}\beta_{k}} / \sum_{i=1}^{J} e^{x_{i}\beta_{j}}$$

### Формулировка

• В мультиномиальной логит модели предполагается, что случайные ошибки  $\varepsilon_{ji}$  независимы и одинаково распределены в соответствии с распределением Гумбеля, имеющим следующие функцию распределения и функцию плотности:

$$F_{\varepsilon_{ji}}(t) = e^{-e^{-t}}, \qquad f_{\varepsilon_{ji}}(x) = e^{-t-e^{-t}}, \quad E(\varepsilon_{ji}) \approx 0.577$$

• С помощью формулы свертки можно вывести выражение для условной вероятности выбора *k*-й альтернативы:

$$P(y_{i} = k|x_{i}) = P(y_{ik}^{*} > y_{i1}^{*}, ..., y_{ik}^{*} > y_{iJ}^{*}) =$$

$$= P(x_{i}\beta_{k} + \varepsilon_{ki} > x_{i}\beta_{1} + \varepsilon_{1i}, ..., x_{i}\beta_{k} + \varepsilon_{ki} > x_{i}\beta_{J} + \varepsilon_{J}|x_{i}) =$$

$$= P(\varepsilon_{1i} - \varepsilon_{k} < x_{k}\beta_{k} - x_{i}\beta_{1}, ..., \varepsilon_{Ji} - \varepsilon_{k} < x_{i}\beta_{k} - x_{i}\beta_{J}|x_{i}) = e^{x_{i}\beta_{k}} / \sum_{i=1}^{J} e^{x_{i}\beta_{j}}$$

• Сформировав с помощью этих вероятностей функцию правдоподобия можно получить ММП оценки параметров  $\beta_1, ..., \beta_J$ .

# Мультиномиальная логит модель Идентификация

• Вычитание из каждого из векторов регрессионных коэффициентов  $\beta_j$  любого вектора v соответствующих размеров не приведет к изменению вероятностей:

$$P(y_i = k|x_i) = \frac{e^{x_i(\beta_k - \nu)}}{\sum\limits_{j=1}^{J} e^{x_i(\beta_j - \nu)}} =$$

#### Идентификация

• Вычитание из каждого из векторов регрессионных коэффициентов  $\beta_j$  любого вектора  $\nu$  соответствующих размеров не приведет к изменению вероятностей:

$$P(y_i = k | x_i) = \frac{e^{x_i(\beta_k - v)}}{\sum_{j=1}^{J} e^{x_i(\beta_j - v)}} = \frac{e^{-x_i v} e^{x_i \beta_k}}{e^{-x_i v} \sum_{j=1}^{J} e^{x_i \beta_j}} =$$

#### Идентификация

• Вычитание из каждого из векторов регрессионных коэффициентов  $\beta_j$  любого вектора  $\nu$  соответствующих размеров не приведет к изменению вероятностей:

$$P(y_i = k | x_i) = \frac{e^{x_i(\beta_k - v)}}{\sum_{j=1}^{J} e^{x_i(\beta_j - v)}} = \frac{e^{-x_i v} e^{x_i \beta_k}}{e^{-x_i v} \sum_{j=1}^{J} e^{x_i \beta_j}} = \frac{e^{x_i \beta_k}}{\sum_{j=1}^{J} e^{x_i \beta_j}}$$

#### Идентификация

• Вычитание из каждого из векторов регрессионных коэффициентов  $\beta_j$  любого вектора  $\nu$  соответствующих размеров не приведет к изменению вероятностей:

$$P(y_i = k | x_i) = \frac{e^{x_i(\beta_k - v)}}{\sum_{j=1}^{J} e^{x_i(\beta_j - v)}} = \frac{e^{-x_i v} e^{x_i \beta_k}}{e^{-x_i v} \sum_{j=1}^{J} e^{x_i \beta_j}} = \frac{e^{x_i \beta_k}}{\sum_{j=1}^{J} e^{x_i \beta_j}}$$

• Следовательно, максимизируя функцию правдоподобия по всем  $\beta_j$  мы получим бесконечное число решений, что порождает проблему неидентифицируемости. Поэтому без потери общности полагают  $\beta_J = (0,...,0)$ , откуда:

$$P(y_i = k|x_i) = \frac{e^{x_i \beta_k}}{1 + \sum_{i=1}^{J-1} e^{x_i \beta_j}}$$

#### Предельные эффекты

• Рассмотрим предельный эффект вероятности выбора k-й альтернативы по t-му регрессору:

$$rac{\partial P(y_i=k|x_i)}{\partial x_{ti}}=P(y_i=k|x_i) imes egin{bmatrix} eta_{kt}-\sum_{j=1}^J P(y_i=j|x_i)eta_{jt} \end{bmatrix}$$
 во сколько раз возрастает вероятность

• Рассмотрим предельный эффект вероятности выбора k-й альтернативы по t-му регрессору:

$$\frac{\partial P(y_i = k|x_i)}{\partial x_{ti}} = P(y_i = k|x_i) \times \left[ \beta_{kt} - \sum_{j=1}^J P(y_i = j|x_i) \beta_{jt} \right]$$

во сколько раз возрастает вероятность

• Знак предельного эффекта не определяется знаком  $\beta_{kt}$ , за исключением двух случаев:

• Рассмотрим предельный эффект вероятности выбора k-й альтернативы по t-му регрессору:

$$rac{\partial P(y_i=k|x_i)}{\partial x_{ti}} = P(y_i=k|x_i) imes \left[eta_{kt} - \sum_{j=1}^J P(y_i=j|x_i)eta_{jt}
ight]$$
 во сколько раз возрастает вероятность

- Знак предельного эффекта не определяется знаком  $\beta_{kt}$ , за исключением двух случаев:
  - Если  $\beta_{kt} = \max(\beta_{1t},...,\beta_{Jt})$ , то предельный эффект положительный.

• Рассмотрим предельный эффект вероятности выбора k-й альтернативы по t-му регрессору:

$$rac{\partial P(y_i=k|x_i)}{\partial x_{ti}} = P(y_i=k|x_i) imes \left[eta_{kt} - \sum_{j=1}^J P(y_i=j|x_i)eta_{jt}
ight]$$
 во сколько раз возрастает вероятность

- Знак предельного эффекта не определяется знаком  $\beta_{kt}$ , за исключением двух случаев:
  - Если  $\beta_{kt} = \max(\beta_{1t}, ..., \beta_{Jt})$ , то предельный эффект положительный.
  - Если  $\beta_{kt} = \min(\beta_{1t}, ..., \beta_{Jt})$ , то предельный эффект отрицательный.

Предсказание

• Для осуществления предсказания необходимо рассчитать вероятность выбора индивидом каждой из альтернатив.

### Предсказание

- Для осуществления предсказания необходимо рассчитать вероятность выбора индивидом каждой из альтернатив.
- Предполагается, что индивид выбирает ту альтернативу, вероятность выбора которой является наибольшей.

### Предсказание

- Для осуществления предсказания необходимо рассчитать вероятность выбора индивидом каждой из альтернатив.
- Предполагается, что индивид выбирает ту альтернативу, вероятность выбора которой является наибольшей.
- Это эквивалентно тому, чтобы присвоить индивиду ту альтернативу, склонность к выбору которой является максимальной.

### Предсказание

- Для осуществления предсказания необходимо рассчитать вероятность выбора индивидом каждой из альтернатив.
- Предполагается, что индивид выбирает ту альтернативу, вероятность выбора которой является наибольшей.
- Это эквивалентно тому, чтобы присвоить индивиду ту альтернативу, склонность к выбору которой является максимальной.
- Например, Лаврентий выбирает между походом в кино, в театр и в оперу. Если в соответствии с нашими оценками он пойдет в кино с вероятностью 0.5, в театр с вероятностью 0.3 и в оперу с вероятностью 0.2, то мы предполагаем, что Лаврентий выберет кино.

Условная мультиномиальная логит модель (conditional multinomial logit)

• Предположим, что склонность формируется следующим образом:

$$y_{ji}^* = x_i \beta_j + x_i^j \beta^* + \varepsilon_{ji}$$

Условная мультиномиальная логит модель (conditional multinomial logit)

• Предположим, что склонность формируется следующим образом:

$$y_{ji}^* = x_i \beta_j + x_i^j \beta^* + \varepsilon_{ji}$$

где:

•  $x_i$  – регрессоры, общие для всех альтернатив

Условная мультиномиальная логит модель (conditional multinomial logit)

• Предположим, что склонность формируется следующим образом:

$$y_{ji}^* = x_i \beta_j + x_i^j \beta^* + \varepsilon_{ji}$$

где:

- $x_i$  регрессоры, общие для всех альтернатив
- $x_i^j$  регрессоры, различающиеся между альтернативами

Условная мультиномиальная логит модель (conditional multinomial logit)

• Предположим, что склонность формируется следующим образом:

$$y_{ji}^* = x_i \beta_j + x_i^j \beta^* + \varepsilon_{ji}$$

где:

- $x_i$  регрессоры, общие для всех альтернатив
- $x_i^j$  регрессоры, различающиеся между альтернативами
- $\beta_j$  регрессионные коэффициенты, учитывающие, что не различающиеся регрессоры могут по разному влиять на вероятность выбора той или иной альтернативы

Условная мультиномиальная логит модель (conditional multinomial logit)

• Предположим, что склонность формируется следующим образом:

$$y_{ji}^* = x_i \beta_j + x_i^j \beta^* + \varepsilon_{ji}$$

где:

- $x_i$  регрессоры, общие для всех альтернатив
- $x_i^j$  регрессоры, различающиеся между альтернативами
- $\beta_j$  регрессионные коэффициенты, учитывающие, что не различающиеся регрессоры могут по разному влиять на вероятность выбора той или иной альтернативы
- $\beta^*$  регрессионные коэффициенты, учитывающие, что разные регрессоры могут одинаковым образом влиять на вероятность выбора той или иной альтернативы

Условная мультиномиальная логит модель (conditional multinomial logit)

• Предположим, что склонность формируется следующим образом:

$$y_{ji}^* = x_i \beta_j + x_i^j \beta^* + \varepsilon_{ji}$$

где:

- $x_i$  регрессоры, общие для всех альтернатив
- $x_i^j$  регрессоры, различающиеся между альтернативами
- $\beta_j$  регрессионные коэффициенты, учитывающие, что не различающиеся регрессоры могут по разному влиять на вероятность выбора той или иной альтернативы
- $\beta^*$  регрессионные коэффициенты, учитывающие, что разные регрессоры могут одинаковым образом влиять на вероятность выбора той или иной альтернативы
- Например, вы можете рассматривать модель, предсказывающую выбор индивидом средства поездки на работу: машина, такси или общественный транспорт. Тогда  $x_i$  будут отражать характеристики индивида (пол, возраст, доход), а  $x_i^j$  характеристики альтернатив (стоимость и комфорт поездки на каждом из видов транспорта).

Условная мультиномиальная логит модель (conditional multinomial logit)

• Предположим, что склонность формируется следующим образом:

$$y_{ji}^* = x_i \beta_j + x_i^j \beta^* + \varepsilon_{ji}$$

где:

- $x_i$  регрессоры, общие для всех альтернатив
- $x_i^j$  регрессоры, различающиеся между альтернативами
- $\beta_j$  регрессионные коэффициенты, учитывающие, что не различающиеся регрессоры могут по разному влиять на вероятность выбора той или иной альтернативы
- $\beta^*$  регрессионные коэффициенты, учитывающие, что разные регрессоры могут одинаковым образом влиять на вероятность выбора той или иной альтернативы
- Например, вы можете рассматривать модель, предсказывающую выбор индивидом средства поездки на работу: машина, такси или общественный транспорт. Тогда  $x_i$  будут отражать характеристики индивида (пол, возраст, доход), а  $x_i^j$  характеристики альтернатив (стоимость и комфорт поездки на каждом из видов транспорта).
- Например, доход может по разному влиять на склонность к поездке на том или ином виде транспорта, а цена поездки одинаково.

Предельные эффекты в условной мультиномиальная логит модель

ullet Предельные эффекты по регрессорам  $x_i$  аналогичны рассмотренным ранее.

Предельные эффекты в условной мультиномиальная логит модель

- ullet Предельные эффекты по регрессорам  $x_i$  аналогичны рассмотренным ранее.
- ullet Для краткости обозначим  $P_{ki} = P(y_i = k | x_i, x_i^1, ..., x_i^J)$ .

Предельные эффекты в условной мультиномиальная логит модель

- ullet Предельные эффекты по регрессорам  $x_i$  аналогичны рассмотренным ранее.
- Для краткости обозначим  $P_{ki} = P(y_i = k | x_i, x_i^1, ..., x_i^J)$ .
- Предельный эффект t-го регрессора из  $x_i^k$  на условную вероятность выбора k-й альтернативы:

$$rac{\partial P_{ki}}{\partial x_{ti}^{k}} = P_{ki} \left( 1 - P_{ki} 
ight) eta_t^*$$

## Предельные эффекты в условной мультиномиальная логит модель

- Предельные эффекты по регрессорам  $x_i$  аналогичны рассмотренным ранее.
- Для краткости обозначим  $P_{ki} = P(y_i = k | x_i, x_i^1, ..., x_i^J)$ .
- Предельный эффект t-го регрессора из  $x_i^k$  на условную вероятность выбора k-й альтернативы:

$$rac{\partial P_{ki}}{\partial x_{ti}^k} = P_{ki} \left( 1 - P_{ki} 
ight) eta_t^*$$

Данный предельный эффект может отражать как, например, изменение стоимости поездки на такси влияет на вероятность поездки на такси. Знак данного предельного эффекта совпадает со знаком коэффициента  $\beta_t^*$  при стоимости поездки на такси.

### Предельные эффекты в условной мультиномиальная логит модель

- Предельные эффекты по регрессорам  $x_i$  аналогичны рассмотренным ранее.
- Для краткости обозначим  $P_{ki} = P(y_i = k | x_i, x_i^1, ..., x_i^J)$ .
- Предельный эффект t-го регрессора из  $x_i^k$  на условную вероятность выбора k-й альтернативы:

$$rac{\partial P_{ki}}{\partial x_{ti}^k} = P_{ki} \left( 1 - P_{ki} 
ight) eta_t^*$$

Данный предельный эффект может отражать как, например, изменение стоимости поездки на такси влияет на вероятность поездки на такси. Знак данного предельного эффекта совпадает со знаком коэффициента  $\beta_t^*$  при стоимости поездки на такси.

ullet Предельный эффект t-го регрессора из  $x_i^j$  на условную вероятность выбора k-й альтернативы:

$$\frac{\partial P_{ki}}{\partial x_{ti}^{j}} = -P_{ki}P_{ji}\beta_{t}^{*}$$

#### Предельные эффекты в условной мультиномиальная логит модель

- ullet Предельные эффекты по регрессорам  $x_i$  аналогичны рассмотренным ранее.
- Для краткости обозначим  $P_{ki} = P(y_i = k | x_i, x_i^1, ..., x_i^J)$ .
- Предельный эффект t-го регрессора из  $x_i^k$  на условную вероятность выбора k-й альтернативы:

$$\frac{\partial P_{ki}}{\partial x_{ti}^{k}} = P_{ki} \left( 1 - P_{ki} \right) \beta_{t}^{*}$$

Данный предельный эффект может отражать как, например, изменение стоимости поездки на такси влияет на вероятность поездки на такси. Знак данного предельного эффекта совпадает со знаком коэффициента  $\beta_t^*$  при стоимости поездки на такси.

ullet Предельный эффект t-го регрессора из  $x_i^j$  на условную вероятность выбора k-й альтернативы:

$$\frac{\partial P_{ki}}{\partial x_{ti}^{j}} = -P_{ki}P_{ji}\beta_{t}^{*}$$

Данный предельный эффект может отражать как, например, влияет изменение стоимости поездки на такси на вероятность поездки на машине. Знак данного предельного эффекта противоположен знаку коэффициента  $\beta_t^*$  при стоимости поездки на такси. Например, при  $\beta_t^* < 0$  мы получаем, что повышение стоимости поездки на такси приводит, при прочих равных, к увеличению вероятности поездки на машине.

Независимость от посторонних альтернатив (IIA)

• Из-за того, что случайные ошибки независимы между альтернативами, отношения вероятностей выбора для двух альтернатив не зависит от вероятностей выбора других альтернатив:

$$\frac{P(y_i = k|x_i)}{P(y_i = j|x_i)} = \frac{e^{x_i\beta_k}}{e^{x_i\beta_j}}, \quad \forall k, j \in \{1, ..., J\}$$

Независимость от посторонних альтернатив (IIA)

• Из-за того, что случайные ошибки независимы между альтернативами, отношения вероятностей выбора для двух альтернатив не зависит от вероятностей выбора других альтернатив:

$$\frac{P(y_i = k|x_i)}{P(y_i = j|x_i)} = \frac{e^{x_i\beta_k}}{e^{x_i\beta_j}}, \quad \forall k, j \in \{1, ..., J\}$$

• Это свойство мультиномиальной логит модели именуют независимостью от посторонних альтернатив, поскольку выбор между двумя альтернативами не зависит от наличия других альтернатив (IIA - independence of irrelevant alternatives), что считается нереалистичным.

Независимость от посторонних альтернатив (IIA)

• Из-за того, что случайные ошибки независимы между альтернативами, отношения вероятностей выбора для двух альтернатив не зависит от вероятностей выбора других альтернатив:

$$\frac{P(y_i = k|x_i)}{P(y_i = j|x_i)} = \frac{e^{x_i\beta_k}}{e^{x_i\beta_j}}, \quad \forall k, j \in \{1, ..., J\}$$

- Это свойство мультиномиальной логит модели именуют независимостью от посторонних альтернатив, поскольку выбор между двумя альтернативами не зависит от наличия других альтернатив (IIA independence of irrelevant alternatives), что считается нереалистичным.
- Для проверки соблюдения данного допущения применяется тест Хаусмана-Макфаддена. Нулевая гипотеза теста предполагает выполнение (IIA). Если нулевая гипотеза отклоняется, то оценки мультиномиальной логит модели могут оказаться несостоятельными.

Основные особенности

• Допущение о независимости от посторонних альтернатив можно ослабить за счет снятия допущения о независимости случайных ошибок.

#### Основные особенности

- Допущение о независимости от посторонних альтернатив можно ослабить за счет снятия допущения о независимости случайных ошибок.
- Мультиномиальная пробит модель предполагает, что случайные ошибки имеют многомерное нормальное распределение (для простоты и без потери общности положим J=3):

$$\varepsilon_{i} = \begin{bmatrix} \varepsilon_{1i} \\ \varepsilon_{2i} \\ \varepsilon_{3i} \end{bmatrix} \sim \mathcal{N} \left( \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \sigma_{1}^{2} & \rho_{12}\sigma_{1}\sigma_{2} & \rho_{13}\sigma_{1}\sigma_{2} \\ \rho_{12}\sigma_{1}\sigma_{2} & \sigma_{2}^{2} & \rho_{23}\sigma_{1}\sigma_{3} \\ \rho_{13}\sigma_{1}\sigma_{2} & \rho_{23}\sigma_{1}\sigma_{3} & \sigma_{3}^{2} \end{bmatrix} \right)$$

#### Основные особенности

- Допущение о независимости от посторонних альтернатив можно ослабить за счет снятия допущения о независимости случайных ошибок.
- Мультиномиальная пробит модель предполагает, что случайные ошибки имеют многомерное нормальное распределение (для простоты и без потери общности положим J=3):

$$\varepsilon_{i} = \begin{bmatrix} \varepsilon_{1i} \\ \varepsilon_{2i} \\ \varepsilon_{3i} \end{bmatrix} \sim \mathcal{N} \left( \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \sigma_{1}^{2} & \rho_{12}\sigma_{1}\sigma_{2} & \rho_{13}\sigma_{1}\sigma_{2} \\ \rho_{12}\sigma_{1}\sigma_{2} & \sigma_{2}^{2} & \rho_{23}\sigma_{1}\sigma_{3} \\ \rho_{13}\sigma_{1}\sigma_{2} & \rho_{23}\sigma_{1}\sigma_{3} & \sigma_{3}^{2} \end{bmatrix} \right)$$

• Из соображений идентифицируемости полагают  $y_{3i}^*=0$  и  $\sigma_1=1$ , что позволяет рассматривать совместное распределение случайных ошибок лишь первых двух альтернатив:

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_{1i} \\ \varepsilon_{2i} \end{bmatrix} \sim \mathcal{N} \left( \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & \rho_{12}\sigma_2 \\ \rho_{12}\sigma_2 & \sigma_2^2 \end{bmatrix} \right)$$

• Максимизация функция правдоподобия является достаточно сложной технической задачей, особенно при большом числе альтернатив  $J \geq 5$ . Получение оценок параметров данной модели может занять несколько часов даже на достаточно продвинутых компьютерах.

- Максимизация функция правдоподобия является достаточно сложной технической задачей, особенно при большом числе альтернатив  $J \geq 5$ . Получение оценок параметров данной модели может занять несколько часов даже на достаточно продвинутых компьютерах.
- Формально параметры модели идентифицируются, однако (грубо говоря), параметры  $\beta_j$  коллинеарны параметрам ковариационной матрицы случайных ошибок, что осложняет получение точных оценок  $\beta_j$ . Однако, это не мешает получать точные предсказания вероятностей.