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 β_j и случайными ошибками ε_{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 β_j и случайными ошибками ε_{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 β_j и случайными ошибками ε_{ji} .
- Случайные ошибки ε_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 β_j и случайными ошибками ε_{ji} .
- Случайные ошибки ε_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 ρ 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 ρ 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 ρ является коэффициентом корреляции между случайными ошибками уравнений.

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

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 ρ является коэффициентом корреляции между случайными ошибками уравнений.

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

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

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 ρ является коэффициентом корреляции между случайными ошибками уравнений.

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

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

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

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 ρ является коэффициентом корреляции между случайными ошибками уравнений.

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

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 ρ является коэффициентом корреляции между случайными ошибками уравнений.

$$P(y_{1i}=1,y_{2i}=1|x_{1i},x_{2i})=P(-arepsilon_{1i}< x_{1i}eta_1,-arepsilon_{2i}< x_{2i}eta_2|x_{1i},x_{2i})=\Phi\left(x_{1i}eta,x_{2i}eta;
ho
ight)$$
 $P(y_{1i}=1,y_{2i}=0|x_{1i},x_{2i})=P(-arepsilon_{1i}< x_{1i}eta_1,arepsilon_{2i}< -x_{2i}eta_2|x_{1i},x_{2i})=\Phi\left(x_{1i}eta,-x_{2i}eta;-
ho
ight)$
 $P(y_{1i}=0,y_{2i}=1|x_{1i},x_{2i})=P(arepsilon_{1i}<-x_{1i}eta_1,-arepsilon_{2i}< x_{2i}eta_2|x_{1i},x_{2i})=\Phi\left(-x_{1i}eta,x_{2i}eta;-
ho
ight)$
 $P(y_{1i}=0,y_{2i}=0|x_{1i},x_{2i})=P(arepsilon_{1i}<-x_{1i}eta_1,arepsilon_{2i}<-x_{2i}eta_2|x_{1i},x_{2i})=\Phi\left(-x_{1i}eta,-x_{2i}eta;
ho
ight)$
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 β_1 , β_2 и ρ :

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

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 β_1 , β_2 и ρ :

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

$$= \prod_{i=1}^{n} \Phi\left((2y_{1i} - 1)x_{1i}\beta_1, (2y_{2i} - 1)x_{2i}\beta_1; (2y_{1i} - 1)(2y_{2i} - 1)\rho\right)$$

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 β_1 , β_2 и ρ :

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

$$= \prod_{i=1}^{n} \Phi\left((2y_{1i} - 1)x_{1i}\beta_1, (2y_{2i} - 1)x_{2i}\beta_1; (2y_{1i} - 1)(2y_{2i} - 1)\rho\right)$$

• 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 β_1 , β_2 и ρ :

$$\ln L(\beta_1, \beta_2, \rho; \mathbf{x}_1, \mathbf{x}_2) = \prod_{i}^{n} P_{y_{1i}, y_{2i}, i} =$$

$$= \prod_{i=1}^{n} \Phi\left((2y_{1i} - 1)\mathbf{x}_{1i}\beta_1, (2y_{2i} - 1)\mathbf{x}_{2i}\beta_1; (2y_{1i} - 1)(2y_{2i} - 1)\rho\right)$$

- 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 β_{1v} и β_{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 β_{1v} и β_{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 β_{1v} и β_{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:

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

• 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 α , 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:

$$P(y_{1i} = 1 | x_{1i}, x_{2i}, y_{2i} = 1) - P(y_{1i} = 1 | x_{1i}, x_{2i}, y_{2i} = 0) = \ = rac{\Phi(x_{1i}eta_1 + lpha, x_{2i}eta_2;
ho)}{\Phi(x_{2i}eta_2)} - rac{\Phi(x_{1i}eta_1, -x_{2i}eta_2; -
ho)}{1 - \Phi(x_{2i}eta_2)}$$

- 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 α , но и косвенно через условное распределение случайной ошибки $\varepsilon_{2i}|\varepsilon_{2i}>x_{2i}\beta_2$.
- Эффект воздействия y_{2i} на подвергнутых воздействию (TET) 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:

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

- 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 α , но и косвенно через условное распределение случайной ошибки $\varepsilon_{2i}|\varepsilon_{2i}>x_{2i}\beta_2$.
- Эффект воздействия y_{2i} на подвергнутых воздействию (TET) 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 выбора 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 выбора 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 выбора 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 выбора 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 выбора 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 выбора 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 выбора 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 ε_{ji} независимы и одинаково распределены в соответствии с распределением Гумбеля, имеющим следующие функцию распределения и функцию плотности:

$$F_{\varepsilon_{ji}}(t)=e^{-e^{-t}}, \qquad f_{\varepsilon_{ji}}(x)=e^{-t-e^{-t}}, \quad E(\varepsilon_{ji})=0$$

Формулировка

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

$$F_{\varepsilon_{ji}}(t) = e^{-e^{-t}}, \qquad f_{\varepsilon_{ji}}(x) = e^{-t-e^{-t}}, \quad E(\varepsilon_{ji}) = 0$$

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

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

Формулировка

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

$$F_{\varepsilon_{ji}}(t) = e^{-e^{-t}}, \qquad f_{\varepsilon_{ji}}(x) = e^{-t-e^{-t}}, \quad E(\varepsilon_{ji}) = 0$$

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

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

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

Формулировка

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

$$F_{arepsilon_{jj}}(t)=e^{-e^{-t}}, \qquad f_{arepsilon_{ji}}(x)=e^{-t-e^{-t}}, \quad E(arepsilon_{ji})=0$$

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

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

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

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

Формулировка

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

$$F_{\varepsilon_{ji}}(t) = e^{-e^{-t}}, \qquad f_{\varepsilon_{ji}}(x) = e^{-t-e^{-t}}, \quad E(\varepsilon_{ji}) = 0$$

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

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

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

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

• 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 β_j любого вектора ν 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 β_j любого вектора ν 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 β_j любого вектора v 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 β_j любого вектора v 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 β_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 β_{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 β_{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 β_{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
- β_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
- β_j регрессионные коэффициенты, учитывающие, что не различающиеся регрессоры могут по разному влиять на вероятность выбора той или иной альтернативы
- β^* 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
- β_j регрессионные коэффициенты, учитывающие, что не различающиеся регрессоры могут по разному влиять на вероятность выбора той или иной альтернативы
- β^* 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
- β_j регрессионные коэффициенты, учитывающие, что не различающиеся регрессоры могут по разному влиять на вероятность выбора той или иной альтернативы
- β^* 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 β_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 β_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 β_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 β_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 β_j коллинеарны параметрам ковариационной матрицы случайных ошибок, что осложняет получение точных оценок β_j . Однако, это не мешает получать точные предсказания вероятностей.