# Машинное обучение в экономике Эффекты воздействия

#### Потанин Богдан Станиславович

доцент, научный сотрудник, кандидат экономических наук

2023-2024

### Введение

#### Основные рассматриваемые темы

#### • Основные понятия:

- Потенциальные исходы.
- Эффект воздействия, средний эффект воздействия, локальный средний эффект воздействия и условный средний эффект воздействия.
- Допущения о независимости, об условной независимости и об экзогенности инструмента.

### • Методы оценивания:

- Оценивание средних эффектов воздействия с помощью условных математических ожиданий, взвешивания на обратные условные вероятности и метода с двойной устойчивостью.
- Оценивание локального среднего эффекта с помощью двойного машинного обучения.
- Оценивание условных средних эффектов воздействия с помощью S-learner, T-learner, X-learner и метода трансформации классов.

### Повторение теории вероятностей

#### Некоторые важные результаты

- Рассмотрим случайные векторы Y, X и Z с конечными математическими ожиданиями, а также функцию g(.), такую, что математическое ожидание g(X) существует.
- При введенных предпосылках справедливы следующие формулы.

$$E[E(Y|X)] = E[Y] \qquad E[g(X)Y|X] = g(X)E[Y|X]$$

$$\mathsf{E}\left[g(X)Y\right] = \mathsf{E}\left[g(X)\mathsf{E}\left(Y|X\right)\right] \qquad \mathsf{E}\left[\mathsf{E}\left(Y|X,Z\right)|X\right] = \mathsf{E}\left[Y|X\right]$$

• Если случайные величины  $X_1,...,X_n$  одинаково распределены и имеют конечное математическое ожидание, то  $\mathsf{E}(X_i) = \mathsf{E}(X_j)$  при любых  $i,j \in \{1,...,n\}$ , а значит:

$$\mathsf{E}\left(\overline{X}_{n}\right) = \mathsf{E}\left(\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}X_{i}\right) = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\mathsf{E}\left(X_{i}\right) = \frac{1}{n}\left(\underbrace{\mathsf{E}(X_{1}) + \ldots + \mathsf{E}(X_{n})}_{n \text{ раз складываем }\mathsf{E}(X_{i})}\right) = \mathsf{E}\left(X_{i}\right)$$

Кроме того, в силу закона больших чисел  $\overline{X}_n \stackrel{p}{\to} E(X_i)$ .

- Если g(.) непрерывная функция и  $X_1,...,X_n$  последовательность случайных векторов такая, что  $X_n \stackrel{p}{\to} x$ , где  $x \in R^m$ , то по **теореме о непрерывном отображении** (СМТ) выполняется  $g(X_n) \stackrel{p}{\to} g(x)$ .
- ullet В частности, по **теореме Слуцкого** если  $X_n \xrightarrow{p} x$  и  $Y_n \xrightarrow{p} y$ , где  $x,y \in R^m$ , то:

$$X_n + Y_n \xrightarrow{p} x + y$$
  $X_n - Y_n \xrightarrow{p} x - y$   $X_n \times Y_n \xrightarrow{p} x \times y$   $X_n/Y_n \xrightarrow{p} x/y$ , где  $y \neq 0$ 

# Эффект воздействия

#### Определение

• Предположим, что одновременно существуют два гипотетически **режима** (counterfactual states) целевой переменной, обозначаемых  $Y_{0i}$  и  $Y_{1i}$ . Но в данных мы наблюдаем только один из них, в зависимости от значения бинарной **переменной воздействия** (treatment)  $T_i$ .

$$Y_i = egin{cases} Y_{1i}, \; \mathsf{если} \;\; T_i = 1 \ Y_{0i}, \; \mathsf{если} \;\; T_i = 0 \end{cases} \;\;\;\; = T_i Y_{1i} + \left(1 - T_i 
ight) Y_{0i}$$

• Эффект воздействия (treatment effect)  $T_i$  на  $Y_i$  определяется как:

$$\mathsf{TE}_i = Y_{1i} - Y_{0i}$$

- Например,  $Y_i$  может отражать факт соверешения покупки клиентом, а  $T_i$  факт наличия персонального предложения по бесплатной доставке товара на дом.
- Фундаментальная проблема причинно-следственного анализа (fundamental problem of casual inference) на практике мы не можем посчитать эффект воздействия  $TE_i$ , поскольку не способны одновременно наблюдать оба потенциальных исхода:  $Y_{0i}$  и  $Y_{1i}$ .
- Например, мы не знаем, как клиент мог бы повести себя и в случае наличия  $Y_{1i}$  и в случае отсутствия  $Y_{i0}$  предложения о доставке  $T_i$ , поскольку он либо получает это предложение (воздействие)  $T_i = 1$ , либо нет  $T_i = 0$ .

# Средний эффект воздействия Определение

• На практике часто рассматривается средний эффект воздействия:

$$ATE = E(TE_i) = E(Y_{1i} - Y_{0i}) = E(Y_{1i}) - E(Y_{0i})$$

- ullet Представим, что  $Y_i$  отражает зарплату индивида, а  $T_i$  факт наличия высшего образования.
- Тогда  $Y_{1i}$  отражает зарплату индивида в случае, когда у него есть высшее образование (экзогенно заданное), а  $Y_{0i}$  в случае, когда у него нет высшего образования.
- У каждого индивида одновременно существуют две гипотетические зарплаты  $Y_{0i}$  и  $Y_{1i}$ , но мы наблюдаем лишь одну из них  $Y_i$ , в зависимости от наличия  $T_i=1$  или отсутствия  $T_i=0$  высшего образования, поэтому мы не можем посчитать эффект воздействия  $\mathsf{TE}_i=Y_{1i}-Y_{0i}$ .
- Однако, при определенных предпосылках мы можем оценить средний эффект воздействия ATE, который можно интерпретировать как среднюю разницу в заработных платах среди людей в состояниях, когда у них есть высшее образование и в случаях, когда у них нет высшего образования.
- Для простоты дальнейшего изложения будем придерживаться допущения о том, что  $Y_{ji}$ ,  $Y_{jt}$ ,  $T_i$  и  $T_t$  независимы при любых  $i \neq t$ , где  $j \in \{0,1\}$ .

## Средний эффект воздействия

#### Условное распределение потенциальных исходов

- Для того, чтобы корректно оценивать и интерпретировать ATE, крайне важно различать безусловные  $Y_{1i}$ ,  $Y_{0i}$  и условные  $(Y_{1i}|T_i=1)$ ,  $(Y_{0i}|T_i=0)$  распределения потенциальных исходов.
- Рассмотрим очень простой пример, в котором индивиды без высшего образования всегда зарабатывают две тысячи рублей  $Y_{0i}=2$ , а с высшим образованием с равной вероятностью зарабатывают одну или три тысячи рублей  $P(Y_{1i}=1)=P(Y_{1i}=3)=0.5$ .
- В данном случае легко рассчитать эффекты воздействия и средний эффект воздействия:

$$\mathsf{TE}_i = Y_{1i} - Y_{0i} = Y_{1i} - 2 = egin{cases} 3-2 ext{, если } Y_{1i} = 3 \ 1-2 ext{, если } Y_{1i} = 1 \end{cases} = egin{cases} 1 ext{, если } Y_{1i} = 3 \ -1 ext{, если } Y_{1i} = 1 \end{cases}$$
 ATE  $= \mathsf{E}\left(Y_{1i}\right) - \mathsf{E}\left(Y_{0i}\right) = (0.5 \times 1 + 0.5 \times 3) - 2 = 2 - 2 = 0$ 

• Предположим, что индивид получает высшее образование  $T_i=1$ , только если оно позволяет увеличить доходы  $Y_{1i}>Y_{0i}$ . Тогда разница в условных на уровень образования ожидаемых зарплатах не будет отражать средний эффект воздействия:

$$\mathsf{E}\left(Y_{1i}|T_{i}=1\right) - \mathsf{E}\left(Y_{0i}|T_{i}=0\right) = \mathsf{E}\left(Y_{1i}|Y_{1i}>Y_{0i}\right) - \mathsf{E}\left(Y_{0i}|Y_{1i}< Y_{0i}\right) = 3 - 2 = 1 \neq \mathsf{ATE}$$

• В данном случае  $\mathsf{E}\left(Y_{1i}|T_i=1\right)$  и  $\mathsf{E}\left(Y_{0i}|T_i=0\right)$  отражают ожидаемые зарплаты среди людей фактически получившив и не получивших высшее образование соответственно.

#### Формулировка

• Из предыдущего примера мы заключили, что в общем случае:

$$\mathsf{ATE} = \mathsf{E}(Y_{1i}) - \mathsf{E}(Y_{0i}) \neq \mathsf{E}(Y_{1i}|T_i = 1) - \mathsf{E}(Y_{0i}|T_i = 0)$$

- Однако, на практике в некоторых частных случаях мы можем предположить, что ожидаемый исход не зависит от воздействия, то есть  $\mathsf{E}(Y_{1i}|T_i=1)=\mathsf{E}(Y_{1i})$  и  $\mathsf{E}(Y_{0i}|T_i=0)=\mathsf{E}(Y_{0i})$ .
- Например, для измеренеия среднего эффекта воздействия вакцины на излечение от болезни, пациентов случайным образом распределеняют между группой воздействия, получающей лекарство, и контрольной группой, принимающей плацебо.
- В результате то, излечится ли (гипотетически) пациент при принятии вакцины  $Y_{1i}$  и без нее  $Y_{0i}$  не зависит от того, получит ли он ее фактически  $T_i = 1$ , поскольку она выдается случайным образом.
- Введем допущение о независимости (mean independence):

$$E(Y_{1i}|T_i=1)=E(Y_{1i})$$
  $E(Y_{0i}|T_i=0)=E(Y_{0i})$ 

- Это допущение обычно соблюдается в рамках контролируемых случайных экспериментов.
- При выполнении допущения о независимости:

$$ATE = E(Y_{1i}|T_i = 1) - E(Y_{0i}|T_i = 0)$$

#### Оценивание среднего эффекта воздействия

- Предположим, что в данных  $n_1$  наблюдений попали в группу воздействия  $T_i = 1$ , а  $n_0$  наблюдений оказались в контрольной группе  $T_i = 0$ .
- При соблюдении допущения о независимости вследствие закона больших чисел получаем состоятельные оценки:

$$\hat{E}(Y_{1i}) = \frac{1}{n_1} \sum_{i:T_i=1} Y_{1i} \qquad \qquad \hat{E}(Y_{0i}) = \frac{1}{n_0} \sum_{i:T_i=0} Y_{0i}$$

 Тогда по теореме Слуцкого состоятельная оценка среднего эффекта воздействия может быть получена как:

$$\widehat{\mathsf{ATE}} = \hat{\mathsf{E}}(Y_{1i}) - \hat{\mathsf{E}}(Y_{0i}) = \frac{1}{n_1} \sum_{i:T_i=1} Y_{1i} - \frac{1}{n_0} \sum_{i:T_i=0} Y_{0i}$$

• Например, если среди n=100 пациентов  $n_0=60$  получили плацебо и  $n_1=40$  получили вакцину, причем среди получивших плацебо излечились 15, а среди получивших вакцину 20, то:

$$\widehat{\mathsf{ATE}} = (1/40) \times 20 - (1/60) \times 15 = 0.5 - 0.25 = 0.25$$

• Вывод – согласно полученной оценке в среднем вакцина повышает вероятность исцеления на 0.25.

#### Технический комментарий о числе наблюдений в группе воздействия и контрольной группе

- При оценивании  $\mathsf{E}(Y_{1i})$  и  $\mathsf{E}(Y_{0i})$  для простоты изложения ранее и далее предполагается, что  $n_1$  и  $n_0$  являются константами.
- Однако, за пределами контролируемых экспериментов размеры группы воздействия и контрольной группы, как правило, являются случайными величинами:

$$n_1 = \sum_{i=1}^n T_i$$
  $n_0 = \sum_{i=1}^n 1 - T_i$ 

• Воспользуемся закономом больших чисел (в числителе и знаменателе) и теоремой Слуцкого:

$$\hat{E}(Y_{1i}) = \frac{1}{n_1} \sum_{i:T_i=1}^{n} Y_{1i} = \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} T_i Y_{1i}}{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} T_i} \xrightarrow{P} \frac{E(T_i Y_{1i})}{E(T_i)} =$$

$$= \frac{E(Y_{1i}|T_i=1)P(T_i=1) + 0 \times P(T_i=0)}{P(T_i=1)} = E(Y_{1i}|T_i=1)$$

• По аналогии нетрудно показать, что  $\hat{\mathbb{E}}(Y_{0i}) \stackrel{p}{\longrightarrow} \mathbb{E}(Y_{0i}|T_i=0)$ , откуда при допущении о независимости следует состоятельность введенной ранее оценки:

$$\widehat{\mathsf{ATE}} = \hat{\mathsf{E}}\left(\mathsf{Y}_{1i}\right) - \hat{\mathsf{E}}\left(\mathsf{Y}_{0i}\right) \xrightarrow{p} \mathsf{E}(\mathsf{Y}_{1i}|\mathsf{T}_i = 1) - \mathsf{E}(\mathsf{Y}_{0i}|\mathsf{T}_i = 0) = \underbrace{\mathsf{E}(\mathsf{Y}_{1i}) - \mathsf{E}(\mathsf{Y}_{0i})}_{\mathsf{допущение 0 He3abucumocth}} = \mathsf{ATE}$$

#### АВ-тестирование

- Часто под **AB-тестированием** понимается проверка гипотезы  $H_0$ : ATE = 0 при допущении о независимости.
- Например, представим, что клиентская база продавца составляет 1000 человек. Из них он случайным образом отобрал 100 и предоставил им специальное предложение, согласно которому при покупке телефона они получат в подарок наушники.
- Из 100 человек, получивших предложение, покупку совершили 50, а из оставшихся 900 покупку осуществили 360 человек.
- Оценим средний эффект воздействия, то есть насколько, всреднем, возросла вероятность покупки благодаря предоставлению предложения:

$$\widehat{\mathsf{ATE}} = 50/100 - 360/900 = 0.1$$

• Протестируем гипотезу  $H_0: ATE = 0$  против альтернативы  $H_1: ATE > 0$  с помощью теста о разнице долей, тестовая статистика которого, при верной нулевой гипотезе, в асимптотике имеет стандартное нормальное распределение:

$$Z = \frac{0.1}{\sqrt{0.410 \times (1 - 0.410)(1/100 + 1/900)}} \approx 1.93$$
 p-value =  $1 - \Phi(Z) \approx 0.03$ 

#### Формулировка

• **Проблема** – если допущение о независимости не соблюдается, то введенная ранее оценка  $\widehat{\mathsf{ATE}}$  окажется несостоятельной, поскольку:

$$\widehat{\mathsf{ATE}} \overset{p}{\to} \mathsf{E}(Y_{1i}|T_i=1) - \mathsf{E}(Y_{0i}|T_i=0) \neq \underbrace{\mathsf{E}(Y_{1i}) - \mathsf{E}(Y_{0i})}_{\mathsf{ATE}}$$

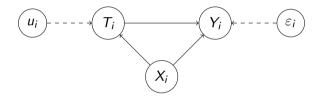
- Обычно оно нарушается в неконтролируемых экспериментах, например, когда имеется самоотбор в число тех, кто решил принять участие в новой программе лояльности магазина или вследствие конкурсного отбора в университеты.
- Решение ввести менее сильное допущение, чем допущение о независимости.
- Введем допущение об условной независимости (conditional mean independence), согласно которому:

$$\mathsf{E}(Y_{1i}|X_i,\,T_i=1)=\mathsf{E}(Y_{1i}|X_i)\qquad \mathsf{E}(Y_{0i}|X_i,\,T_i=0)=\mathsf{E}(Y_{0i}|X_i)$$

- Например, мы можем предположить, что при прочем равном возрасте и интеллекте  $X_i$  информация о полученном уровне образования  $T_i$  не влияет на наши ожидания по поводу того, сколько бы индивид зарабатывал в случаях, когда у него есть  $Y_{1i}$  и когда у него нет  $Y_{0i}$  высшего образования.
- В приведенной формулировке допущение об условной независимости также подразумевает предпосылку об общем носителе, согласно которой  $0 < P(T_i = 1 | X_i) < 1$ . В противном случае  $X_i$  может принимать такие значения, при которых события  $T_i = 1$  и  $T_i = 0$  невозможны.

Интерпретация

• Обычно допущение об условной независимости соблюдается, когда  $X_i$  отражает все факторы, которые могут быть статистически связаны и с  $T_i$ , и с  $Y_{ji}$ .



- Предполагается, что связь между  $T_i$  и  $Y_i$  обусловлена наблюдаемыми в данных переменными  $X_i$ , именуемыми **смешивающими** (confounders).
- Прерывистыми линиями отображены связи  $T_i$  и  $Y_i$  с агрегированными ненаблюдаемыми переменными  $u_i$  и  $\varepsilon_i$ .

#### Пример

- ullet Представим, что мы оцениваем эффект воздействия высшего образования  $T_i$  на зарплату  $Y_i$ .
- ullet В состоянии без высшего образования индивид зарабатывает  $Y_{0i}=1.$
- Зарплата при наличии высшего образования описывается как:

$$Y_{1i} = 1 + X_i \implies \mathsf{TE}_i = 1 + X_i - 1 = X_i \implies \mathsf{ATE} = \mathsf{E}(X_i) = 0.5$$
 Где  $X_i$  отражает любовь индивида к обучению, причем  $P(X_i = 0) = P(X_i = 1) = 0.5$ .

Вероятность получения образования зависит только от любви к обучению:

$$P(T_i = 1|X_i = 1) = 0.75$$
  $P(T_i = 1|X_i = 0) = 0.5$ 

ullet Допущение о независимости не соблюдается, так как  $\mathsf{E}(Y_{1i})$  и  $\mathsf{E}(Y_{1i}|T_i=1)$  не совпадают:

$$\mathsf{E}(Y_{1i}) = 1 + \mathsf{E}(X_i) = 1 + 0.5 = 1.5$$

$$\mathsf{E}(Y_{1i}|T_i = 1) = 1 + 1 \times P(X_i = 1|T_i = 1) + 0 \times P(X_i = 0|T_i = 1) = 1$$

$$1 + \frac{P(T_i = 1|X_i = 1)P(X_i = 1)}{P(T_i = 1|X_i = 1) + P(T_i = 1|X_i = 0)P(X_i = 0)} = 1 + \frac{0.75 \times 0.5}{0.75 \times 0.5 + 0.5 \times 0.5} = 1.6$$

ullet Однако, соблюдается допущение об условной независимости, поскольк  $Y_{0i}$  константа, а также:

$$E(Y_{1i}|X_i, T_i = 1) = 1 + E(X_i|X_i, T_i = 1) = 1 + X_i = E(Y_{1i}|X_i)$$

Оценивание с помощью условных математических ожиданий

• При соблюдении допущения об условной независимости:

$$ATE = E(Y_{1i}) - E(Y_{0i}) = E(E(Y_{1i}|X_i) - E(Y_{0i}|X_i)) =$$

$$= E(E(Y_{1i}|X_i, T_i = 1) - E(Y_{0i}|X_i, T_i = 0)) =$$

$$= E(E(T_iY_{1i} + (1 - T_i)Y_{0i}|X_i, T_i = 1) - E(T_iY_{1i} + (1 - T_i)Y_{0i}|X_i, T_i = 0)) =$$

$$= E(E(Y_i|X_i, T_i = 1) - E(Y_i|X_i, T_i = 0)) \implies \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} E(Y_i|X_i, T_i = 1) - E(Y_i|X_i, T_i = 0) \stackrel{P}{\rightarrow} ATE$$

- **Проблема** условные математические ожидания  $\mathsf{E}(Y_i|X_i,T_i)$  неизвестны.
- Решение поскольку  $Y_i$  всегде наблюдается в данных, то можно получить состоятельные оценки  $\hat{E}(Y_i|X_i,T_i)$ , например, методами машинного обучения.
- В итоге средний эффект воздействия оценивается как:

$$\widehat{ATE} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} \hat{E}(Y_i | X_i, T_i = 1) - \hat{E}(Y_i | X_i, T_i = 0)$$

Оценивание с помощью взвешивания на обратные условные вероятности

• Обратим внимание, что при соблюдении допущения об условной независимости:

$$\mathsf{E}\left(T_{i}Y_{i}/P(T_{i}=1|X_{i})|X_{i}\right) = \underbrace{\mathsf{E}\left(Y_{1i}/P(T_{i}=1|X_{i})|X_{i},\,T_{i}=1\right)P(T_{i}=1|X_{i})}_{} = \mathsf{E}\left(Y_{1i}|X_{i}\right) \implies$$

формула полной вероятности, второе слагаемое обнуляется

$$\implies \mathsf{E}\left(T_{i}Y_{i}/P(T_{i}=1|X_{i})\right) = \mathsf{E}\left(\mathsf{E}\left(T_{i}Y_{i}/P(T_{i}=1|X_{i})|X_{i}\right)\right) = \mathsf{E}\left(\mathsf{E}\left(Y_{1i}|X_{i}\right)\right) = \mathsf{E}(Y_{1i})$$

• По аналогии можно показать, что при допущении о независимости:

$$E((1-T_i) Y_i/(1-P(T_i=1|X_i)))=E(Y_{0i})$$

• В итоге получаем:

$$\mathsf{ATE} = \mathsf{E}\left(T_{i}Y_{i}/P(T_{i} = 1|X_{i})\right) - \mathsf{E}\left((1 - T_{i})Y_{i}/(1 - P(T_{i} = 1|X_{i}))\right)$$

• Из полученны результатов следует альтернативный способ оценивания ATE, именуемый оценкой с помощью взвешивания на обратные условные вероятности (inverse probability weighting):

$$\widehat{ATE} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} \frac{T_i Y_i}{\hat{P}(T_i = 1 | X_i)} - \frac{(1 - T_i) Y_i}{1 - \hat{P}(T_i = 1 | X_i)}$$

• Преимущество – достаточно с помощью методов машинного обучения оценить  $\hat{P}(T_i = 1|X_i)$ .

#### Двойная устойчивость

- Мы рассмотрели два способа оценивания АТЕ при допущении об условной независимости, первый из которых опирается на оценки  $E(Y_i|X_i,T_i)$ , а второй на оценки  $P(T_i=1|X_i)$ .
- **Проблема** точность оценок каждого из этих способов зависит от точности оценок соответствующих условных математических ожиданий или вероятностей. Если они оценены неточно, то и итоговая оценка АТЕ также будет неточной.
- Решение обеспечить двойную устойчивость, то есть совместить оба способа, чтобы оценка АТЕ оказывалась состоятельной, если по крайней мере один из них дает состоятельную оценку.

$$\widehat{\mathsf{ATE}} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} \hat{g}_{1i} - \hat{g}_{0i} + \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} \frac{T_i(Y_i - \hat{g}_{1i})}{\hat{g}_{Ti}} - \frac{(1 - T_i)(Y_i - \hat{g}_{0i})}{1 - \hat{g}_{Ti}} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} \frac{T_i Y_i}{\hat{g}_{Ti}} - \frac{(1 - T_i)(Y_i - \hat{g}_{0i})}{1 - \hat{g}_{Ti}} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} \frac{T_i Y_i}{\hat{g}_{Ti}} - \frac{(1 - T_i)Y_i}{1 - \hat{g}_{Ti}} + \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} \frac{(T_i - \hat{g}_{Ti}) \hat{g}_{0i}}{1 - \hat{g}_{Ti}} - \frac{(T_i - \hat{g}_{Ti}) \hat{g}_{1i}}{\hat{g}_{Ti}} = \frac{\hat{g}_{1i}}{n} \sum_{i=1}^{n} \frac{(T_i - \hat{g}_{Ti}) \hat{g}_{0i}}{1 - \hat{g}_{Ti}} = \frac{(T_i - \hat{g}_{Ti}) \hat{g}_{1i}}{n}$$

#### Двойное машинное обучение

• Средний эффект воздействия можно также оценить с помощью DML метода, рассмотрев уравнение:

$$Y_i = g(T_i, X_i) + \varepsilon_i$$
 ATE = E  $(g(1, X_i) - g(0, X_i))$ 

- ullet Допущение об условной независимости можно сформулировать как  $\mathsf{E}(arepsilon_i|X_i,T_i)=0.$
- Рассмотрим вклад, удовлетворяющий условию ортогональности по Нейману:

$$\psi = \frac{T_i(Y_i - g_1(X_i))}{g_T(X_i)} - \frac{(1 - T_i)(Y_i - g_0(X_i))}{1 - g_T(X_i)} + g_1(X_i) - g_0(X_i) - ATE$$

$$g_1(X_i) = E(Y_i|X = x_i, T_i = 1), \quad g_0(X_i) = E(Y_i|X = x_i, T_i = 0), \quad g_T(X_i) = P(T_i = 1|X_i)$$

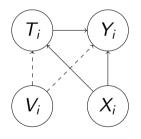
• Решая  $E(\psi)=0$  для АТЕ, а также подставляя оценки (полученные с помощью машинного обучения) неизвестных функций и применяя кросс-фиттинг, получаем оценку, обладающую свойством двойной устойчивости:

$$\widehat{\mathsf{ATE}} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{T_i(Y_i - \hat{g}_1^{(q_i)}(X_i))}{\hat{g}_T^{(q_i)}(X_i)} - \frac{(1 - T_i)(Y_i - \hat{g}_0^{(q_i)}(X_i))}{1 - \hat{g}_T^{(q_i)}(X_i)} + \hat{g}_1^{(q_i)}(X_i) - \hat{g}_0^{(q_i)}(X_i)$$

• Функции  $\hat{g}_1^{(k)}$ ,  $\hat{g}_0^{(k)}$  и  $\hat{g}_T^{(k)}$  оцениваются с помощью машинного обучения на данных, **не** вошедших в k-ю из K выборок. Также,  $q_i = k$ , если наблюдение i **не** вошло в k-ю выборку.

# Допущение об экзогенности инструментальной переменной эндогенность

• **Проблема** – на практике допущение об условной независимости часто нарушается вследствие **эндогенности**, из-за чего описанные ранее методы обычно дают несостоятельные оценки эффектов воздействия.





- Эндогенность обычно возникает из-за наличия ненаблюдаемых характеристик  $V_i$ , одновремнено влияющих и на целевую переменную  $Y_i$ , и на вероятность воздействия  $T_i=1$ .
- Решение адаптировать метод инструментальных переменных.

# Допущение об экзогенности инструментальной переменной

#### Локальный средний эффект воздействия

- Рассмотрим случай, когда эндогенный регрессор  $T_i$  и инструментальная переменная  $Z_i$  являются бинарными переменными, отражающими, например, факт наличия высшего образования у индивида и его родителей соответственно. Кроме того, временно проигнорируем все остальные признаки  $X_i$ .
- ullet По аналогии с  $Y_{1i}$  и  $Y_{0i}$  введем гипотетические состояния переменной воздействия  $T_{1i}$  и  $T_{0i}$ .

$$T_i = egin{cases} T_{1i}, ext{ если } Z_i = 1 \ T_{0i}, ext{ если } Z_i = 0 \end{cases} = Z_i T_{1i} + (1 - Z_i) T_{0i}$$

- ullet Допустим **экзогенность (валидность) инструмента** вектор  $(Y_{1i},Y_{0i},T_{1i},T_{0i})$  и инструмент  $Z_i$  независимы.
- Выделим четыре группы индивидов:

$$T_{1i}=1$$
  $T_{1i}=0$   $T_{1i}=0$   $T_{1i}=0$   $T_{1i}=0$   $T_{0i}=0$  Всегда согласные (always takers)  $T_{0i}=0$  Соблюдатели (compliers) Всегда несогласные (never takers)

• Без введения дополнительных строгих допущений, например, о том что эффект воздействия  $T_i$  на  $Y_i$  является одинаковым для всех индивидов, в общем случае оценить ATE не получится, но можно оценить локальный средний эффект воздействия LATE, отражающий ATE среди соблюдателей.

LATE = 
$$\mathsf{E}(Y_{1i} - Y_{0i} | \underbrace{T_{1i} > T_{0i}}_{\mathsf{соблюдатели}}) = \underbrace{\frac{\mathsf{E}(Y_i | Z_i = 1) - \mathsf{E}(Y_i | Z_i = 0)}{P(T_i = 1 | Z_i = 1) - P(T_i = 1 | Z_i = 0)}}_{\mathsf{F}(T_i)}$$

если нет отрицателей, есть соблюдатели и  $Z_i$  экзогенна

• Вывод – при отсутствии отрицателей, наличи соблюдателей и экзогенном инструменте  $Z_i$  для оценивания LATE достаточно оценить  $E(Y_i|Z_i)$  и  $P(T_i|Z_i)$ , для чего достаточно посчитать соответствующие доли.

# Допущение об экзогенности инструментальной переменной

#### Двойное машинное обучение

- Проблема без использования дополнительных наблюдаемых признаков  $X_i$  оценка LATE может иметь достаточно большую дисперсию. Кроме того, инструмент  $Z_i$  может коррелировать с некоторыми признаками  $X_i$ , что часто приводит к нарушению допущения об экзогенности.
- Решение воспользоваться двойным машинным обучением, позволяющим использовать инструментальную переменую  $Z_i$  вместе с признаками  $X_i$ :

$$Y_{i} = g_{Y}(Z_{i}, X_{i}) + \varepsilon_{i}^{(Y)} \qquad T_{i} = g_{T}(Z_{i}, X_{i}) + \varepsilon_{i}^{(T)} \qquad Z_{i} = g_{Z}(X_{i}) + \varepsilon_{i}^{(Z)}$$

$$g_{Y}(Z_{i}, X_{i}) = E(Y_{i}|Z_{i}, X_{i}) \qquad g_{T}(Z_{i}, X_{i}) = E(T_{i}|Z_{i}, X_{i}) \qquad g_{Z}(X_{i}) = E(Z_{i}|X_{i})$$

$$E(\varepsilon_{i}^{(Y)}|Z_{i}, X_{i}) = 0 \qquad E(\varepsilon_{i}^{(T)}|Z_{i}, X_{i}) = 0$$

• Функции  $g_Y$ ,  $g_T$  и  $g_Z$  оцениваются с помощью машинного обучения. При выполнении некоторых дополнительных технических условий двойное машинное обучение позволяет получить состоятельную и асимптотически нормальную оценку LATE (выражение оценки опущено для краткости).

$$LATE = \frac{E(g_Y(1, X_i)) - E(g_Y(0, X_i))}{E(g_T(1, X_i)) - E(g_T(0, X_i))}$$

- Преимущество 1 благодаря использованию инструментальных переменных решает проблему эндогенности, являющуюся серьезным препятствием к состоятельному оцениванию эффектов воздействия с использованием обсуждавшихся ранее методов.
- Преимущество 2 в отличие от классического линейного метода инструментальных переменных не опирается на допущения о линейной связи между переменными.

Классические подходы к оцениванию

• Средний эффект воздействия не всегда достаточно информативен для принятия конкретных решений. Поэтому в качестве альтернативы часто оценивают условный средний эффект воздействия, что в маркетинге именуется uplift моделированием.

$$\mathsf{CATE}_i = \mathsf{E}\left(Y_{1i}|X_i\right) - \mathsf{E}\left(Y_{0i}|X_i\right) = \underbrace{\mathsf{E}(Y_i|X_i,T_i=1) - \mathsf{E}(Y_i|X_i,T_i=0)}_{\mathsf{допущение of условной независимости}}$$

• При допущении об условной независимости можно получить состоятельную оценку условного среднего эффекта воздействия:

$$\widehat{\mathsf{CATE}}_i = \hat{\mathsf{E}}(Y_i|X_i,\,T_i=1) - \hat{\mathsf{E}}(Y_i|X_i,\,T_i=0)$$

- Можно либо оценить  $\hat{\mathsf{E}}(Y_i|X_i,T_i)$  по всей выборке (Single-learner/S-learner), либо отдельно  $\hat{\mathsf{E}}(Y_i|X_i,T_i=1)$  и  $\hat{\mathsf{E}}(Y_i|X_i,T_i=0)$  по группе воздействия и контрольной группе соответственно (Two-learner/T-learner).
- Однако существуют и иные, менее очевидные подходы к оцениванию САТЕ;.

Метод трансформации класса

• Скронструируем псевдоисход:

$$Y_i^* = Y_i \left( \frac{T_i}{P(T_i = 1|X_i)} + \frac{1 - T_i}{1 - P(T_i = 1|X_i)} \right)$$

- ullet Обозначим через  $\hat{Y}_i^*$  величину  $Y_i^*$ , посчитанную с использованием  $\hat{P}(T_i=1|X_i)$  вместо  $P(T_i=1|X_i)$ .
- При соблюдении допущения об условной независимости можно показать, по аналогии с тем, как это было сделано с оцениванием АТЕ с помощью взвешивания на обратные условные вероятности, что:

$$E(Y_i^*|X_i) = CATE_i$$

- Следовательно, для оценивания САТЕ; можно воспользоваться двухшаговой процедурой, часто именуемой **методом трансформации классов**.
- ullet Первый шаг вычислить  $\hat{P}(T_i=1|X_i)$  и  $\hat{Y}_i^*$ .
- ullet Второй шаг оценить  $\mathsf{E}(\hat{Y}_i^*|X_i)$  и получить  $\widehat{\mathsf{CATE}}_i = \hat{\mathsf{E}}(\hat{Y}_i^*|X_i).$

#### Интуиция X-learner

- Проблема иногда группа воздействия может включать малое число наблюдений, что осложняет оценивание  $\hat{\mathbb{E}}(Y_i|X_i,T_i=1)$  по данным группы воздействия.
- Решение рассмотрим вспомогательную переменную:

$$D_{1i} = Y_{1i} - \mathsf{E}(Y_i|X_i, T_i = 0)$$

• Обратим внимание, что при соблюдении допущения об условной независимости:

$$\mathsf{E}(D_{1i}|X_i) = \mathsf{E}(Y_{1i}|X_i) - \mathsf{E}(Y_i|X_i,\,T_i=0) = \mathsf{E}(Y_{1i}|X_i) - \mathsf{E}(Y_{0i}|X_i) = \mathsf{CATE}_i$$

- Следовательно,  $\hat{\mathbb{E}}(D_{1i}|X)$  можно рассматривать как оценку CATE<sub>i</sub>, полученную с помощью  $Y_{1i}$  и  $\hat{\mathbb{E}}(Y_i|X_i,T_i=0)$ , то есть без использования неэффективно оцениваемого по малому числу наблюдений группы воздействия  $\mathbb{E}(Y_i|X_i,T_i=1)$ .
- Проблема в данных отсутствуют наблюдения по  $D_{1i}$ .
- ullet Решение рассмотреть  $\hat{D}_{1i}=Y_{1i}-\hat{\mathbb{E}}(Y_i|X_i,T_i=0)$  и оценить  $\widehat{\mathsf{CATE}}_i=\hat{\mathbb{E}}\left(\hat{D}_{1i}|X_i
  ight).$

#### Алгоритм X-learner

- Первый шаг по аналогии с T-learner оцениваются условные математические ожидания  $\mathsf{E}(Y_i|X_i,T_i=1)$  и  $\mathsf{E}(Y_i|X_i,T_i=0)$ .
- Второгой шаг рассчитываются вспомогательные переменные:

$$\hat{D}_{1i} = Y_{1i} - \hat{E}(Y_i|X_i, T_i = 0)$$
  $\hat{D}_{0i} = \hat{E}(Y_i|X_i, T_i = 1) - Y_{0i}$ 

- ullet Третий шаг оцениваются  $\mathbb{E}\left(\hat{D}_{1i}|X_i
  ight)$  и  $\mathbb{E}\left(\hat{D}_{0i}|X_i
  ight)$ .
- Четвертый шаг оцениваются условные вероятности попадания в группу воздействия  $P(T_i = 1|X_i)$ .
- Пятый шаг с помощью взвешивания оценивается условный эффект воздействия:

$$\widehat{\mathsf{CATE}}_i = \left(1 - \hat{P}(T_i = 1|X_i)\right) \hat{\mathsf{E}}\left(\hat{D}_{1i}|X_i\right) + \hat{P}(T_i = 1|X_i)\hat{\mathsf{E}}\left(\hat{D}_{0i}|X_i\right)$$

• Интуиция взвешивания — чем меньше наблюдений в группе воздействия, тем больший вес присваивается  $\hat{\mathbb{E}}\left(\hat{D}_{1i}|X_i\right)$ , который не зависит от  $\hat{\mathbb{E}}\left(Y_i|X_i,\,T_i=1\right)$ .

# Качество оценивания условных средних эффектов воздействия

Постановка проблемы

• Для измерения качества прогнозирования условных эффектов воздействия хотелось бы использовать метрику:

$$MSE_0 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} \left( CATE_i - \widehat{CATE}_i \right)^2$$

- Проблема на практике САТЕ; неизвестно.
- Решение в качестве косвенной метрики качества прогнорзов условных эффектов воздействия использовать метрику качества точности прогнозов исхода:

$$\mathsf{MSE} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} \left( Y_i - \hat{\mathsf{E}} \left( Y_i | X_i, T_i \right) \right)^2$$

• Проблема – модель, точнее оценивающая  $Y_i$ , не обязательно будет точнее оценивать САТЕ $_i$ . Например, даже если оценки  $\hat{\mathbb{E}}\left(Y_i|X_i,T_i=1\right)$  и  $\hat{\mathbb{E}}\left(Y_i|X_i,T_i=0\right)$  обладают очень большим, но примерно одинаковым смещением, то их разница, то есть  $\widehat{\mathsf{CATE}}_i$ , может оказаться весьма точной оценкой, поскольку смещения сократятся.

# Качество оценивания условных средних эффектов воздействия

Использование псевдоисходов

• Рассмотрим псевдоисход  $Y_i^*$ , такой, что  $\mathsf{E}(Y_i^*|X_i) = \mathsf{CATE}_i$  и соблюдены некоторые дополнительные, технические условия. Например, можно использовать псевдоисход метода трансформации классов:

$$Y_i^* = Y_i \left( \frac{T_i}{P(T_i = 1|X_i)} + \frac{1 - T_i}{1 - P(T_i = 1|X_i)} \right)$$

• Рассмотрим следующую метрику качества:

$$\mathsf{MSE}^* = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left( \hat{Y}_i^* - \widehat{\mathsf{CATE}}_i \right)^2$$

- Можно показать, что при определенных условиях, в частности, больших объемах выборки, MSE\* является достаточно точной аппроксимацией MSE<sub>0</sub>.
- Существует множество иных подходов к аппроксимации MSE<sub>0</sub> с помощью метрик, зависящих от различных псевдоисходов.

# Средний эффект воздействия на подвергшихся воздействию Формулировка

- Помимо рассмотренных, существуюет множество иных характеристик потенциальных исходов, оценивание которых представляет содержательный интерес.
- Например, исследователь может быть заинтересован в оценивании среднего эффекта воздействия на подвергшихся воздействию (ATET, ATT, ATTE average treatment effect on treated):

$$\mathsf{ATET} = \mathsf{E}(Y_{1i} - Y_{0i} | T_i = 1) = \mathsf{E}(Y_{1i} | T_i = 1) - \mathsf{E}(Y_{0i} | T_i = 1)$$

- Например, если  $Y_i$  и  $T_i$  отражают зарплату и факт получения высшего образования соответственно, то ATET отражает средний эффект воздействия высшего образования на зарплату среди тех индивидов, которые фактически получили высшее образование  $T_i = 1$ .
- Общие принципы оценивания этих характеристик крайне схожи с теми, что мы рассматривали ранее. В частности, АТЕТ можно оценивать с помощью двойного машинного обучения, в том числе с применением инструментальных переменных.