

#### 高知工科大学 経済・マネジメント学群

# 計量経済学応用

4. 回帰分析

た内 勇生







yanai.yuki@kochi-tech.ac.jp



## RCTの問題点

- どんな処置でもランダム化していいのか?
  - ▶ 病院に行くかどうか、実験者がコイントスで決めていいのか?
  - どんな処置を与えてもいいのか?
- ランダム化できない問題もあるのでは?
  - ▶ RCT ができない問題は研究できない・すべきでないのか?
  - 実験外の観察からしか得られない情報(データ)もあるのでは?
- ランダム化されていない処置の効果を推定したい!

# Topic 4 の目標

- 因果推論に回帰分析を利用する方法を身につけよう
  - ▶ 回帰係数は条件付き期待値の差
  - ▶ 重回帰でセレクションバイアスを除去する
  - ▶ 回帰分析の「誤用」によるバイアスに気をつける
    - 欠落変数バイアス
    - 処置後変数バイアス
  - ▶ DAG とバックドア基準

#### 回帰分析について、今回説明しないこと

- 回帰分析の基礎は「計量経済学」で学習済み
  - ▶ 因果推論についても少し説明したが、その部分は後で詳しく復習する
- ・以下の内容は(おおむね)理解していると仮定する
  - ▶ 回帰分析とは何か
    - 回帰係数の求め方、最小二乗法、回帰解剖
  - 回帰分析における統計的検定
    - 回帰分析で検証する仮説
    - 仮説の検証方法:回帰係数の値と標準誤差の大きさと統計的に有意な結果の関係
  - ▶ Rで回帰分析を実行する方法
    - lm() で回帰式を推定する
    - summary() または broom::tidy() で結果を読む
    - ggplot2::ggplot() または coefplot::coefplot() で推定結果を可視化する

# 回帰分析

因果効果の推定のために

#### 記号の設定

- 個体 i = 1, 2, ..., N
- 結果変数(応答変数) $Y_i$
- 処置変数(説明変数)  $D_i$
- ・処置変数以外の説明変数(コントロール変数, **共変量**, **交 絡変数**) $X_{1i}, X_{2i}, ..., X_{ki}$

# 期待值 (expectation)\*

 $oldsymbol{\cdot} Y_i$  が連続型確率変数で確率密度関数が f(y) で表されるとき、Y の期待値  $\mathbb{E}[Y]$  は

$$\mathbb{E}[Y_i] = \int_{\mathcal{Y}} y \, f(y) \, dy$$

ullet Y が離散型確率変数のとき、Y の期待値  $\mathbb{E}[Y_i]$  は

$$\mathbb{E}[Y_i] = \sum_{y} y \Pr(Y_i = y)$$

#### 条件付き期待値\*

- $X_i = x$  に条件付けたY の期待値  $\mathbb{E}[Y_i \mid X_i = x]$  は
  - ► Y が連続型変数のとき:

$$\mathbb{E}[Y_i \mid X_i = x] = \int_{\mathcal{Y}} y f(y \mid X_i = x) \ dy$$

► Y が離散型変数のとき:

$$\mathbb{E}[Y_i \mid X_i = x] = \sum_{y} y \Pr(Y_i = y \mid X_i = x)$$

■[Y<sub>i</sub> | X<sub>i</sub>] は X の関数

## 繰り返し期待値の法則\*

- $\bullet \ \mathbb{E}\left[\mathbb{E}[Y_i \mid X_i]\right] = \mathbb{E}[Y_i]$ 
  - ▶ 離散の場合の証明 (連続の場合も同様に証明できる)

$$\mathbb{E}\left[\mathbb{E}[Y_i \mid X_i]\right] = \mathbb{E}\left[\sum_{y} y \Pr(Y_i = y \mid X_i)\right]$$

$$= \sum_{x} \left[ \sum_{y} y \Pr(Y_i = y \mid X_i = x) \right] \Pr(X_i = x)$$

$$= \sum_{x} \sum_{y} y \Pr(Y_i = y \mid X_i = x) \Pr(X_i = x)$$

$$= \sum_{y} y \left[ \sum_{x} \Pr(Y_i = y, X_i = x) \right]$$

$$= \sum_{y} y \Pr(Y_i = y) = \mathbb{E}[Y_i].$$

# 回帰 (regression)

- ・結果変数 Y を説明変数に回帰する
  - ▶ 回帰関数: $\mathbb{E}[Y \mid D, X_1, X_2, ..., X_k]$ 
    - 回帰関数は、説明変数(処置および共変量)で条件付けた Y の条件付き期待値
- ・回帰関数は説明変数の関数

$$\mathbb{E}[Y \mid D, X_1, X_2, ..., X_k] = f(D, X_1, X_2, ..., X_k)$$

▶ 回帰関数が線形関数だと仮定すると

$$\mathbb{E}[Y_i \mid D_i, X_{1i}, X_{2i}, \dots, X_{ki}] = \alpha + \delta D_i + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_k X_{ki}$$

# 单回帰 (simple regression)

- YをDに回帰する (regress Y on D)
  - ▶ 回帰関数: E[Y | D]
    - 回帰関数は、説明変数 D で条件付けた Y の条件付き期待値
  - ► 回帰関数が線形関数だと**仮定**すると

$$\mathbb{E}[Y_i \mid D_i] = \alpha + \delta D_i$$

#### 観測値は回帰関数と誤差・残差で構成される

$$Y_i = \mathbb{E}[Y_i \mid D_i] + \varepsilon_i$$

$$y_i = \mathbb{E}[Y_i \mid D_i = d_i] + (y_i - \mathbb{E}[Y_i \mid D_i = d_i])$$

- ▶ 残差: $e_i = y_i \mathbb{E}[Y_i \mid D_i = d_i]$ 
  - 誤差についての仮定
    - $\blacklozenge \mathbb{E}[\varepsilon_i] = 0$
    - $\bullet$  Cov $(D, \varepsilon) = \mathbb{E}[D\varepsilon] = 0$

$$y_i = \mathbb{E}[Y_i \mid D_i = d_i] + e_i = \alpha + \delta d_i + e_i$$

# 「傾き」は条件付き期待値の差(1)

$$Y_i = \alpha + \delta D_i + \varepsilon_i$$

- 。処置が二値変数のとき:  $D_i \in \{0,1\}$ 
  - $\mathbb{E}[Y_i \mid D_i = 0] = \mathbb{E}[\alpha + \delta \cdot 0 + \varepsilon_i] = \alpha$
  - $\mathbb{E}[Y_i \mid D_i = 1] = \mathbb{E}[\alpha + \delta \cdot 1 + \varepsilon_i] = \alpha + \delta$
- $\mathbb{E}[Y_i | D_i = 1] \mathbb{E}[Y_i | D_i = 0] = \delta$ 
  - $m \delta$ : 処置 D の値がOから1に変わったとき、結果変数 Y の期待値がどれだけ増えるかを表す

# 「傾き」は条件付き期待値の差 (2)

$$Y_i = \alpha + \delta D_i + \varepsilon_i$$

- ・処置  $D_i$  が二値変数ではないとき: $D_i \in \mathbb{R}$ 
  - $\mathbb{E}[Y_i \mid D_i = d] = \mathbb{E}[\alpha + \delta \cdot d + \varepsilon_i] = \alpha + \delta d$
  - $\mathbb{E}[Y_i \mid D_i = d+1] = \mathbb{E}[\alpha + \delta \cdot (d+1) + \varepsilon_i] = \alpha + \delta d + \delta$
- $\mathbb{E}[Y_i | D_i = d + 1] \mathbb{E}[Y_i | D_i = d] = \delta$ 
  - $oldsymbol{\delta}$ : 処置変数 D の値が1単位分増えたとき、結果変数 Y の期待値がどれだけ増えるかを表す

# 回帰係数は群間の平均値の差

$$Y_i = \alpha + \delta D_i + \varepsilon_i$$

・処置が二値変数のとき:  $D_i \in \{0,1\}$ 

$$\delta = \mathbb{E}[Y_i \mid D_i = 1] - \mathbb{E}[Y_i \mid D_i = 0]$$

$$= \mathbb{E}[Y_i(1) \mid D_i = 1] - \mathbb{E}[Y_i(0) \mid D_i = 0]$$

► 回帰直線の傾き:処置群と統制群の観測された平均値 の差(によって推定される期待値の差)

#### 因果効果と回帰係数

• 観測された平均値の差:

$$\delta = \mathbb{E}[Y_i(1) \mid D_i = 1] - \mathbb{E}[Y_i(0) \mid D_i = 0]$$

$$= \mathbb{E}[Y_i(1) \mid D_i = 1] - \mathbb{E}[Y_i(0) \mid D_i = 1]$$

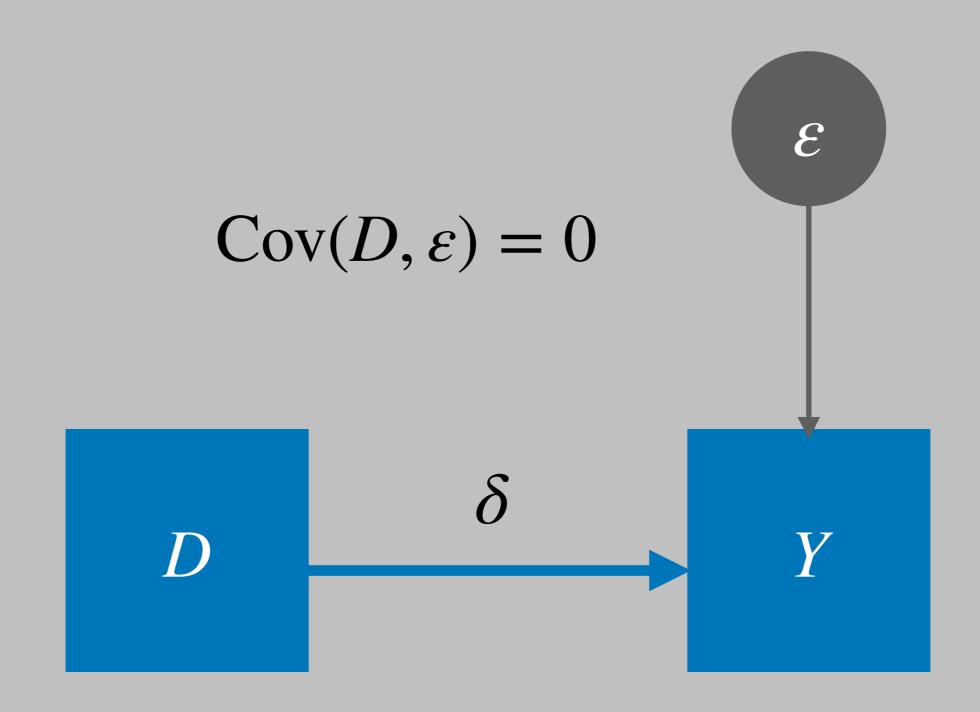
$$+ \mathbb{E}[Y_i(0) \mid D_i = 1] - \mathbb{E}[Y_i(0) \mid D_i = 0]$$

$$= \mathsf{ATT} + セレクションバイアス$$

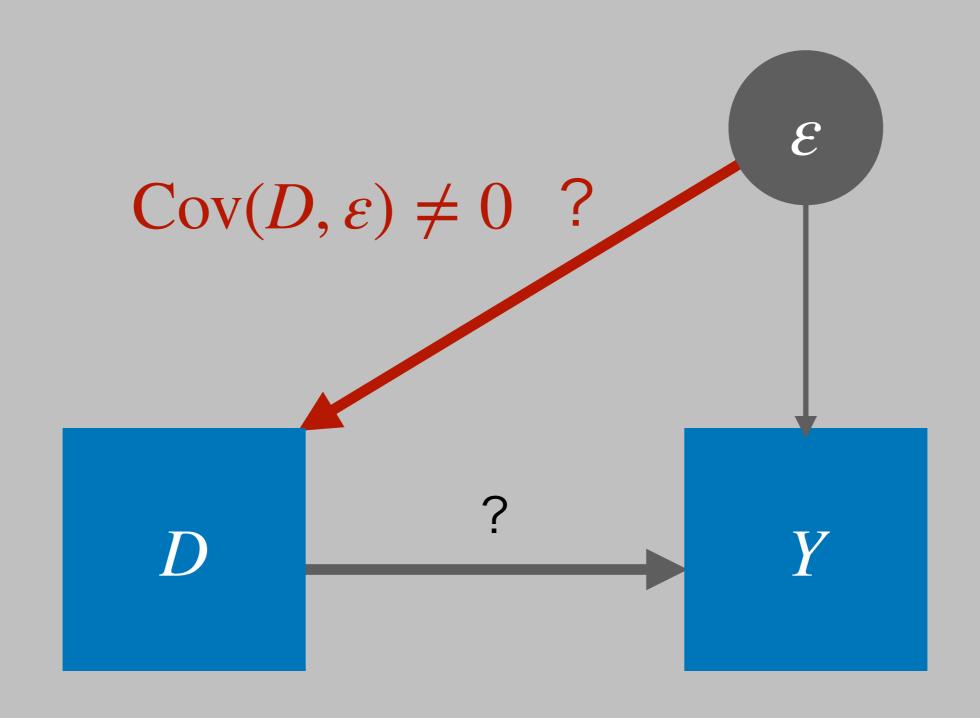
- tv
- ▶ 平均独立が成り立つなら:

$$\begin{split} \delta &= \mathbb{E}[Y_i(1) \mid D_i = 1] - \mathbb{E}[Y_i(0) \mid D_i = 0] \\ &= \mathbb{E}[Y_i(1)] - \mathbb{E}[Y_i(0)] \\ &= \mathsf{ATE} \end{split}$$

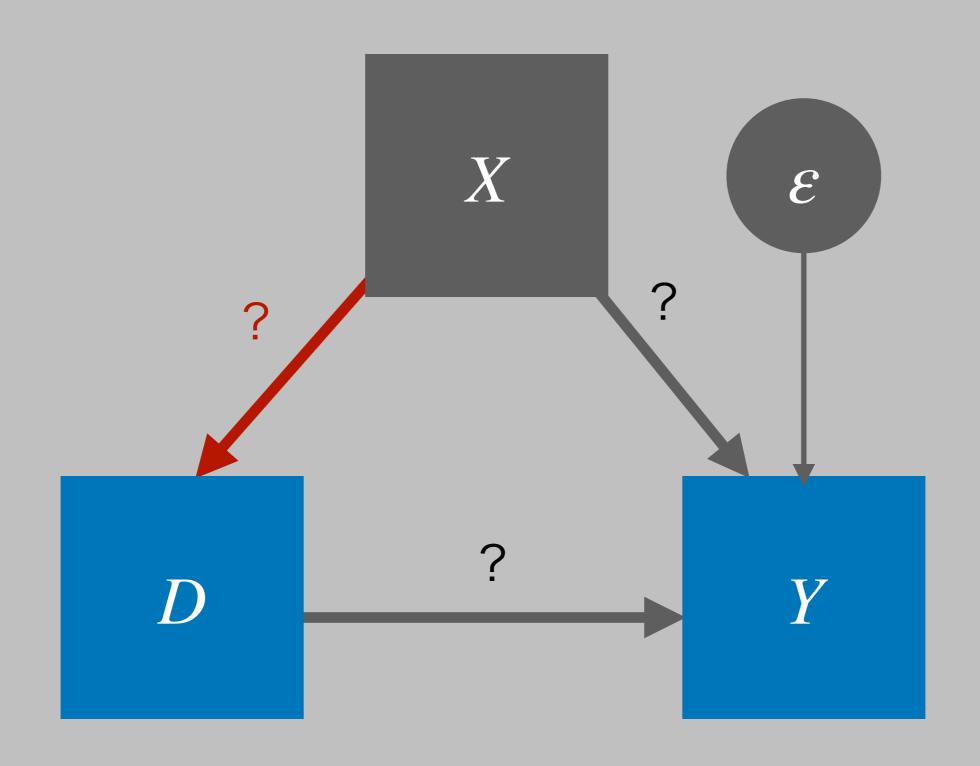
# ここで考えている関係



#### セルフセレクションがあったら?



# セルフセレクションがあったら?



# 重回帰 (multiple regression)

- セレクションを考慮に入れた回帰式を作る
  - ► Y は D と X の関数
    - 回帰関数:DとXで条件付けたYの期待値

$$\mathbb{E}[Y_i \mid D_i, X_i] = \alpha + \delta D_i + \beta X_i$$

$$y_i = \mathbb{E}[Y_i \mid D_i = d_i, X_i = x_i] + e_i = \alpha + \delta d_i + \beta x_i + e_i$$

# 「傾き」は条件付き期待値の差 (3)

$$y_i = \alpha + \delta d_i + \beta x_i + e_i$$

- 。処置が二値変数のとき:  $D_i \in \{0,1\}$ 
  - $\mathbb{E}[Y_i \mid D_i = 0, \ X_i = x] = \mathbb{E}[\alpha + \delta \cdot 0 + \beta x + e_i] = \alpha + \beta x$
  - $\mathbb{E}[Y_i \mid D_i = 1, \ X_i = x] = \mathbb{E}[\alpha + \delta \cdot 1 + \gamma x + e_i] = \alpha + \delta + \beta x$
- $\mathbb{E}[Y_i \mid D_i = 1, X_i = x] \mathbb{E}[Y_i \mid D_i = 0, X_i = x] = \delta$ 
  - $\delta: X = x$  のとき、処置 D の値が0から1に変わると結果変数 Y の期待値はどれだけ増えるかを表す

## 因果効果と重回帰における「傾き」

$$\delta = \mathbb{E}[Y_i \mid D_i = 1, \ X_i = x] - \mathbb{E}[Y_i \mid D_i = 0, \ X_i = x]$$

$$= \mathbb{E}[Y_i(1) \mid D_i = 1, \ X_i = x] - \mathbb{E}[Y_i(0) \mid D_i = 0, \ X_i = x]$$
ここで

$$\begin{cases} \mathbb{E}[Y_i(1) \mid D_i = 1, \ X_i = x] = \mathbb{E}[Y_i(1) \mid D_i = 0, \ X_i = x] \\ \text{fig.} \\ \mathbb{E}[Y_i(0) \mid D_i = 1, \ X_i = x] = \mathbb{E}[Y_i(0) \mid D_i = 0, \ X_i = x] \end{cases}$$

が成り立つなら、

$$\delta = \mathbb{E}[Y_i(1) \mid X_i = x] - \mathbb{E}[Y_i(0) \mid X_i = x]$$
$$= \mathbb{E}[Y_i(1) - Y_i(0) \mid X_i = x]$$

ightharpoonup 回帰係数  $\delta:X$  で条件付けた ATE

#### 条件付き平均独立

• 条件付き平均独立 (conditional mean independence; conditional mean exchangeability)

$$\mathbb{E}[Y_i(1) \mid D_i = 1, X = x] = \mathbb{E}[Y_i(1) \mid D_i = 0, X = x] = \mathbb{E}[Y_i(1) \mid X = x]$$
 かつ

$$\mathbb{E}[Y_i(0) \mid D_i = 1, X = x] = \mathbb{E}[Y_i(0) \mid D_i = 0, X = x] = \mathbb{E}[Y_i(0) \mid X = x]$$

• 条件付き平均独立が成り立つとき:

$$\mathbb{E}[Y_i \mid D_i = 1, X_i] - \mathbb{E}[Y_i \mid D_i = 0, X_i]$$

$$= \mathbb{E}[Y_i(1) \mid D_i = 1, X_i] - \mathbb{E}[Y_i(0) \mid D_i = 0, X_i]$$

$$= \mathbb{E}[Y_i(1) \mid X_i] - \mathbb{E}[Y_i(0) \mid X_i]$$

$$\mathbb{E}\left(\mathbb{E}[Y_i(1) \mid X_i] - \mathbb{E}[Y_i(0) \mid X_i]\right) = \mathbb{E}[Y_i(1)] - \mathbb{E}[Y_i(0)] = ATE$$

#### 条件付き独立・条件付き交換可能性

- セレクションバイアスの原因が X だけで、X の影響さえ取り除けば D の値はランダムに決まると**仮定**すると:潜在的結果と処置は、

  - ト 条件付き交換可能性:p(Y(0), Y(1) | D = 1, X) = p(Y(0), Y(1) | D = 0, X) = p(Y(0), Y(1) | X)
- $\cdot$ セレクションバイアスの原因が $X_1, X_2, ..., X_k$ なら、
- 条件付き独立 ⇒ 条件付き平均独立
- 調査・観察研究の問題:セレクションバイアスの原因をすべて特定し、観察するのが難しい

# 無視可能性 (ignorability)\*

・強い意味での無視可能性 (strong ignobility) の仮定:観測された 共変量に条件付ければ、潜在的結果と処置の割付けは独立

$$p(D \mid Y(0), Y(1), X) = p(D \mid X)$$
 強い意味での無視可能性

$$\Leftrightarrow p(Y(0), Y(1) \mid D, X) = p(Y(0), Y(1) \mid X)$$
 条件付き交換可能性

$$\Rightarrow p(Y(D) \mid D, X) = p(Y(D) \mid X)$$
 (D = 0,1) 弱い無視可能性

処置の割付けは観測された変数だけに依存する (selection on observables) という仮定

#### セレクションと重回帰

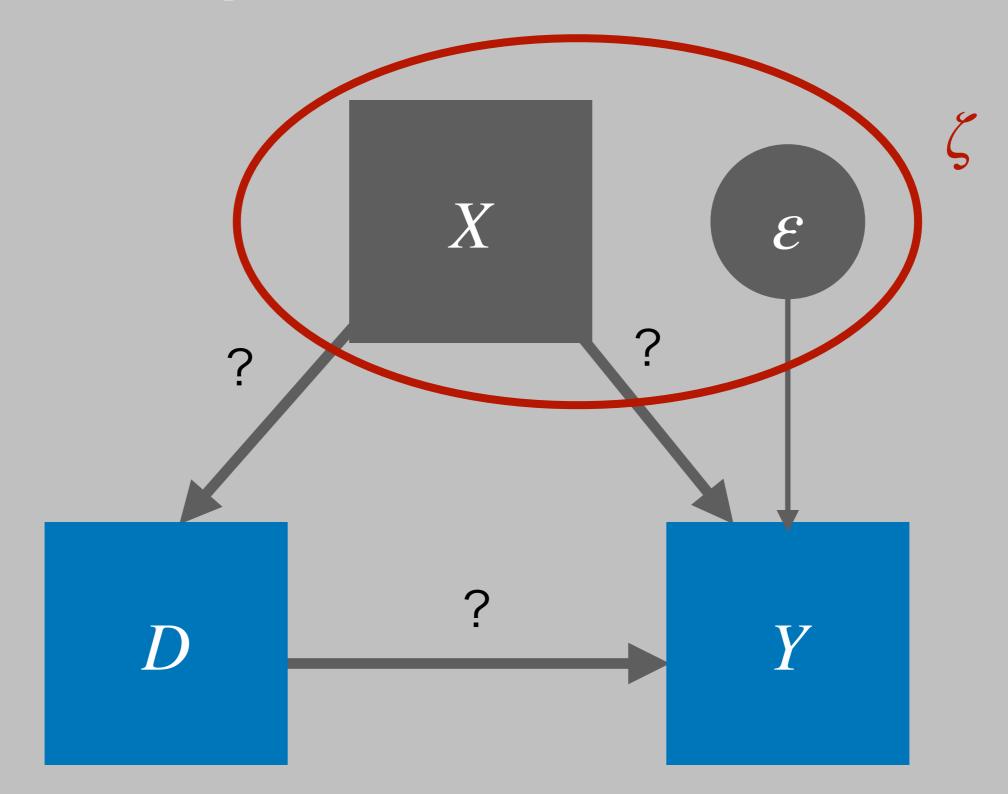
- ・セレクションバイアスがありそうな調査・観察データでも、重回 帰によってATEを推定できる
- ・そのためには、以下の2つが必要
  - ► セレクションを生み出す変数を**観測**する (無視可能性を仮定する)
  - ▶ セレクションを生み出す変数を回帰式に含める
- これができれば、セレクションバイアスは除去できる
  - 完全にできない場合、セレクションバイアスをゼロにすること はできないが、減らすことはできる
- セレクションバイアスを生み出す変数:交絡因子(共変量)

6 ©2022 Yuk

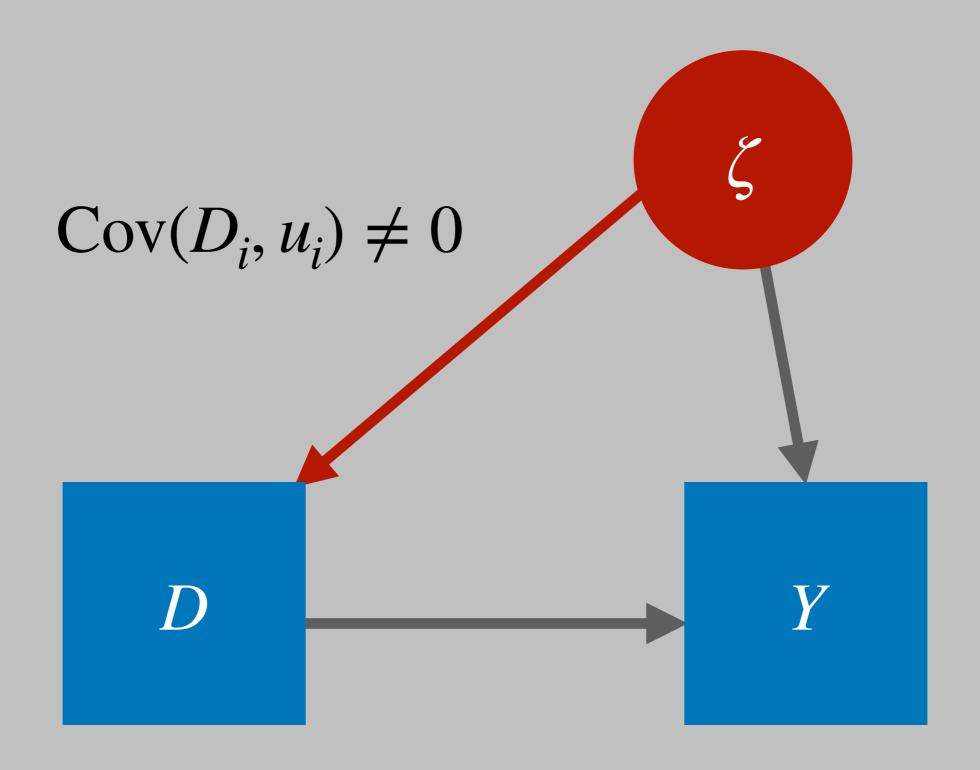
# 回帰分析のバイアスト

欠落変数パイアス

# セレクションバイアスがあったら?



## セレクションバイアスがあったら?



## 回帰モデルの定式化

- セレクションは X によって生じると仮定する
  - ▶ 正しい定式化 (long regression)

$$Y_i = \alpha^l + \delta^l D_i + \beta^l X_i + \varepsilon_i \tag{1}$$

▶ セレクションを考慮しない定式化 (short regression)

$$Y_i = \alpha^s + \delta^s D_i + \zeta_i \tag{2}$$

► *X* を *D* に回帰する

$$X_i = \alpha_0 + \lambda D_i + \nu_i \tag{3}$$

## セレクションを無視する

- 正しい式から X を消去する
- 式 (3) を (1) に代入する

$$Y_i = \alpha^l + \delta^l D_i + \beta^l X_i + \varepsilon_i$$

$$= \alpha^l + \delta^l D_i + \beta^l (\alpha_0 + \lambda D_i + \nu_i) + \varepsilon_i$$

$$= \alpha^l + \beta^l \alpha_0 + (\delta^l + \beta^l \lambda) D_i + \varepsilon_i + \beta^l \nu_i \tag{4}$$

# 欠落変数パイアス (OVB)

- 欠落変数バイアス (omitted variable bias; OVB)
- . 式(2) と (4) :式 (1) から  $X_i$  が欠落している
  - ▶ Yを D に回帰したときの D の係数:

$$- \delta^s = \delta^l + \beta^l \lambda$$

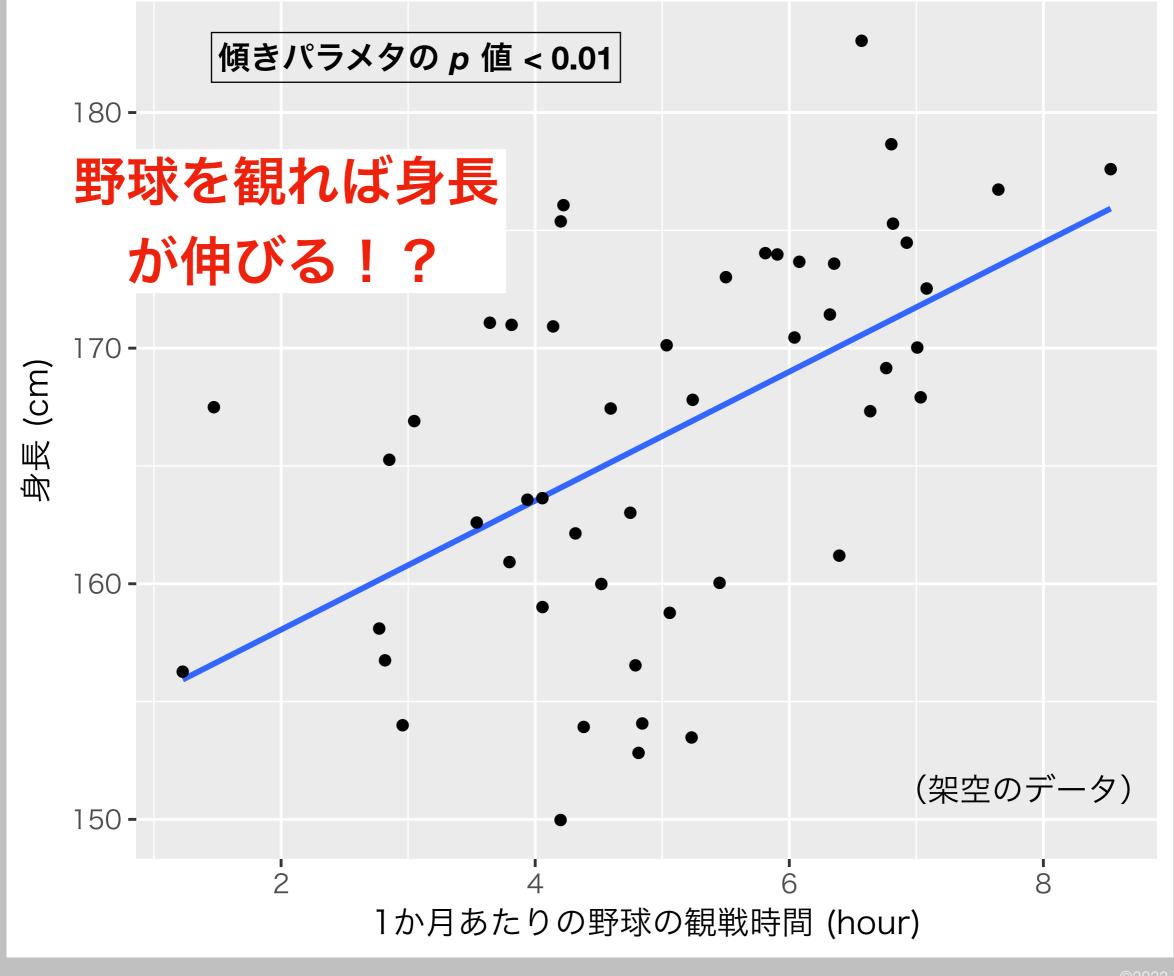
- $_{-}$  欠落変数バイアス:  $eta^l \lambda$ 
  - $+\beta^l: X と Y の共変関係$
  - ◆ λ: X と D の共変関係

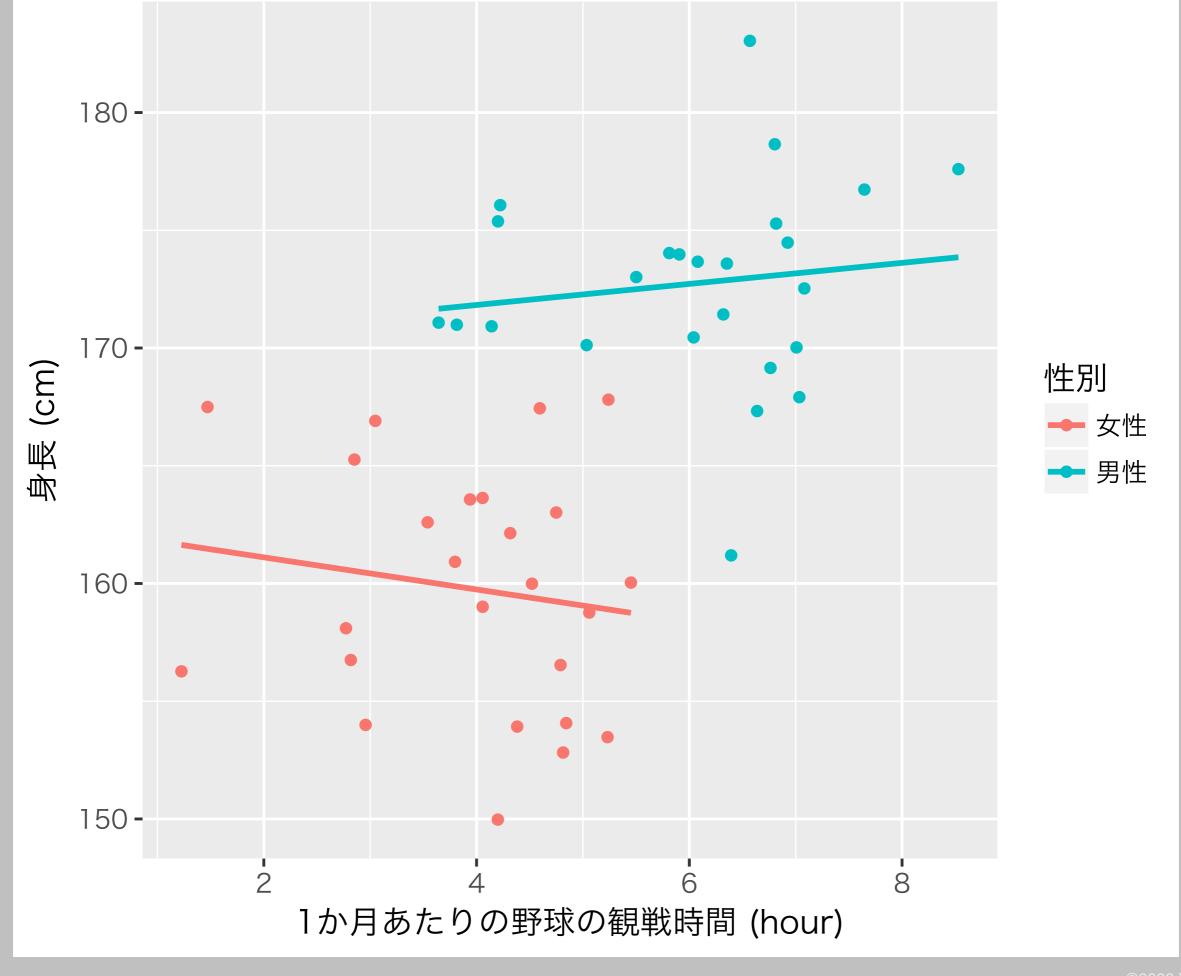
#### 欠落変数パイアスと交絡

- ・欠落変数バイアス:  $eta^l \lambda$ 
  - $\beta^l = 0$  または  $\lambda = 0$  ならば、このバイアスは生じない
  - $\beta^l \neq 0$  かつ  $\lambda \neq 0$  のとき、X を 交絡因子 [confounder] (共変量 [covariate])と呼ぶ
- 交絡をコントロールしないと
  - ▶ 欠落変数バイアスが生じる
  - つまり、セレクションバイアスが除去されずに残る

#### 欠落変数バイアスの例

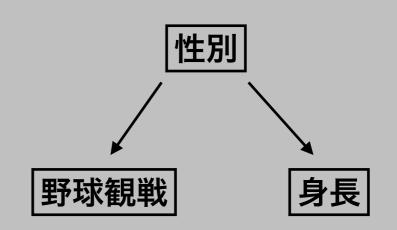
- 身長とプロ野球の観戦時間の関係は?
  - ▶ プロ野球の観戦時間は身長を伸ばす?
  - ▶ 理論的に考えると、おそらく No!
  - ▶ しかし、回帰分析をすると…
    - Yes ???





## 何が問題か?

- ・性別が共変量(交絡)になっている
  - ▶ 性別によるセレクション
- ・性別が野球の観戦時間 (D) と身長 (Y) の両者に影響を及 ぼす
  - ▶ 男性のほうが野球を観る
  - ▶ 男性のほうが身長が高い



### 男性型脱毛症と新型コロナウィルス

- 男性型脱毛症 [Androgenetic Alopecia] (あるいはその原因となるホルモン [androgen]) は、新型コロナウィルスの重症化リスクを高める! (???)
  - Wambier et al. 2020. "Androgenetic Alopecia Presents in the Majority of Hospitalized COVID-19 Patients," <a href="https://doi.org/10.1016/j.jaad.2020.05.079">https://doi.org/10.1016/j.jaad.2020.05.079</a>
  - Goren et al. 2020. "A Preliminary Observation: Male Pattern in Hair Loss among Hospitalized COVID-19 Patients in Spain", <a href="https://doi.org/10.1111/jocd.13443">https://doi.org/10.1111/jocd.13443</a>
- 因果効果は疑わしい
  - ▶ 年齢がコントロールされていない!
    - 参考: <a href="https://www.forbes.com/sites/marlamilling/2020/06/06/bald-men-at-higher-risk-of-severe-coronavirus-symptoms/#2449f87729e4">https://www.forbes.com/sites/marlamilling/2020/06/06/bald-men-at-higher-risk-of-severe-coronavirus-symptoms/#2449f87729e4</a>

©2022 Yuki

### 回帰分析におけるコントロール

- コントロール変数
  - ▶ RCT におけるブロック変数の役割を果たす
- 重回帰がやっていること
  - コントロール変数によるブロッキング
  - ▶ ブロックごとに処置効果を計算
  - ▶ ブロックごとの処置効果の加重平均を計算
    - -X=xとなるブロックの重み
      - $ATE: Pr(X_i = x),$
      - $\rightarrow$  ATT:  $Pr(X_i = x \mid D_i = 1)$
      - ❖ 詳しくは、Angrist and Pischke (2008) 3.3.1 節を参照

©2022

### コントロール変数による条件付け

- 交絡因子 *X* をコントロール(統制)する
- 。交絡因子は複数あることも:  $X_1, X_2, ..., X_k$ 
  - ► 私たちが比較したい個体が様々な面で異質なとき、複数の交絡 を統制する必要がある
- 複数の交絡を統制するためには、標本サイズはある程度大きくないといけない
  - 標本サイズが小さいと、各ブロックに属する個体数が少なくなる
  - ▶ 処置の値が異なる個体が存在しないブロックの重みはゼロ

40

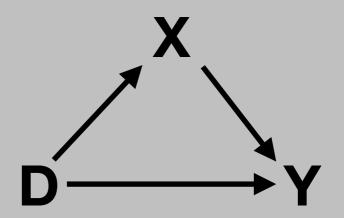
# 回帰分析のバイアスⅡ

処置後変数バイアス

### 処置の影響を受けた変数を含む重回帰

• Y を D と X に回帰する

$$Y_i = \alpha^p + \delta^p D_i + \beta^p X_i + \varepsilon_i$$



- DがYに与える処置効果を知りたいわけではないな ら、何も問題ない
  - Xが Y に与える影響を知りたいなら正しい推定
- しかし、DがYに与える処置効果を知りたいなら、この回帰式は問題

## 処置後変数

- X は D の処置後変数 (post-treatment variable)
  - PD の処置効果の一部は、X を通じて Y に伝わる

$$X_i = \alpha_0 + \lambda D_i + \nu_i$$

- これを先程の式に代入し、X を消去する

$$Y_i = \alpha^p + \delta^p D_i + \beta^p X_i + \varepsilon_i$$

$$= \alpha^p + \delta^p D_i + \beta^p (\alpha_0 + \lambda D_i + u_i) + \varepsilon_i$$

$$= (\alpha^p + \beta^p \alpha_0) + (\delta^p + \beta^p \lambda) D_i + (\beta^p \nu_i + \varepsilon_i)$$

### 処置後変数バイアス

- Y を D と X に回帰したときの推定値: $\delta^p$
- Y を D のみに回帰したときの推定値: $\delta^p + \beta^p \lambda$ 
  - ▶ これが、D のY に対する処置効果
- ・処置後変数によって生じたバイアス: $-\beta^p\lambda$ 
  - $\beta^p$  と  $\lambda$  の符号が同じ:バイアスにより過小推定
  - $\beta^p$  と  $\lambda$  の符号が異なる:バイアスにより過大推定
  - $\beta^p$  または  $\lambda$  が 0 : バイアスは生じない
    - $-\lambda = 0$  なら X は D の処置後変数ではない

# 重回帰における コントロール変数の選び方

# どの変数を調整する?

- 重回帰で因果推論を行うために使う変数は何?
  - ト 結果変数(理論における結果):絶対に必要
  - ▶ 処置変数(理論における原因):絶対に必要
  - ▶ 共変量:必要かもしれない(ほとんどの場合必要)
    - どの変数を調整 (コントロール、統制) する?
    - いくつの変数を調整する?

# バックドア基準

- どの変数を統制すべきか教えてくれる基準
- この用語は、因果推論におけるグラフィカルモデリング で使われる
  - ► DAG: directed acyclic graph、有向非巡回グラフ
  - ▶ 回帰分析でもこの考え方は便利
    - 詳しくは、以下を参照
      - ◆ 黒木学, 2017, 『構造的因果モデルの基礎』共立出版.
      - ◆ Pearl, J. et al. (落海 訳) 2019, 『入門 統計的因果推論』朝倉書店.

47

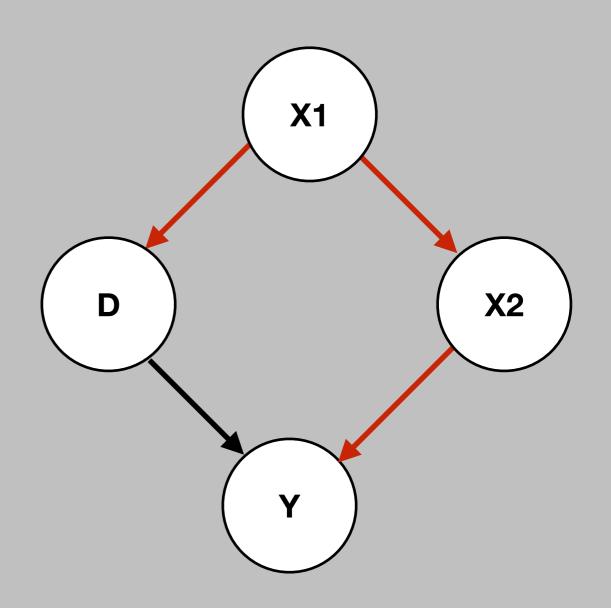
### 用語の整理

- D: 処置変数 [treatment] (介入、刺激、曝露 [exposure]、独立変数)
- Y: 結果変数 [outcome] (応答変数、目的変数、従属変数)
- X:**交絡** [confounder] (**共変量** [covariate]、統制変数、コントール変数)

# 交絡変数とバックドア経路 (1)

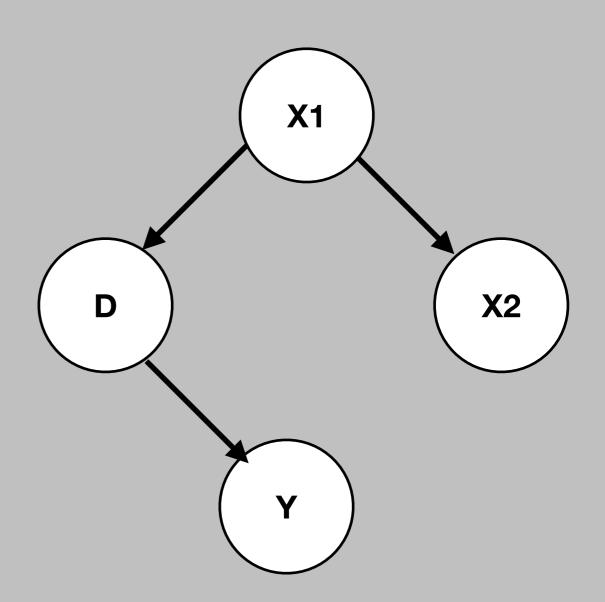
- DAG を描いて考える
- バックドア経路: ある変数がDとYの両者の原因となるような 経路
  - ► D ←X1 → X2 → Y
- 交絡変数 (confounding variables, confounders): DとYの両者の原因となる変数





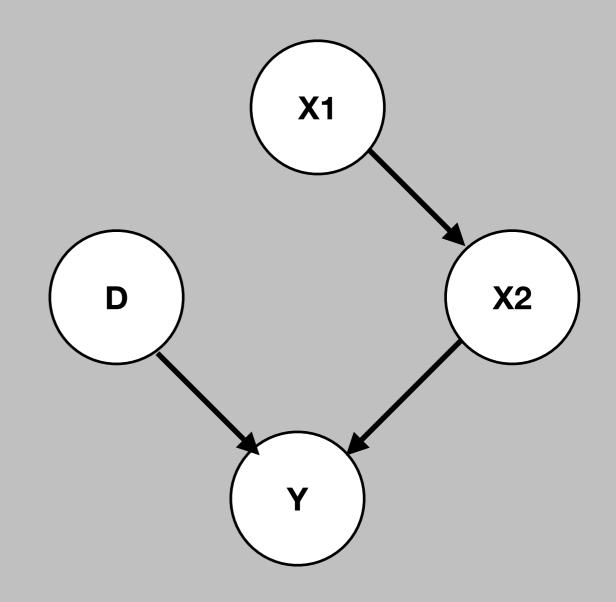
# 交絡変数とバックドア経路 (2)

- 右の図にバックドア経路は存 在しない
  - ▶ D ← X1 → X2 はバックドア 経路ではない!
- 交絡変数はない
  - ▶ X1 は交絡ではない



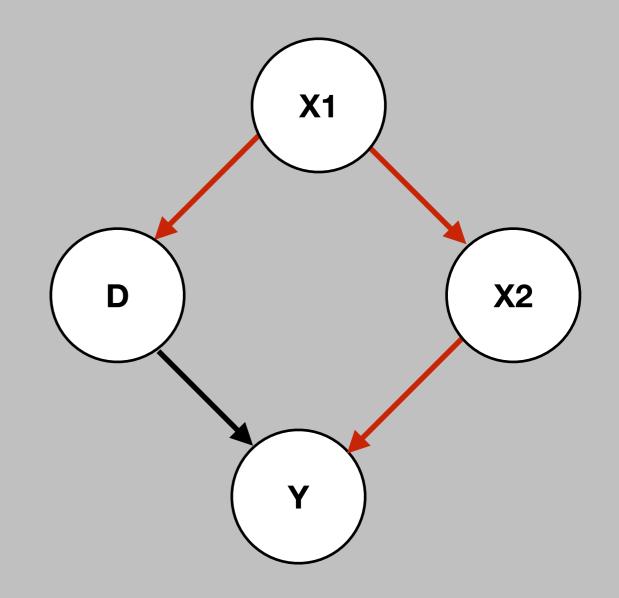
# 交絡変数とバックドア経路 (3)

- 右の図にバックドア経路は存 在しない
  - X1 → X2 → Y はバックド
     ア経路ではない
- 交絡変数はない



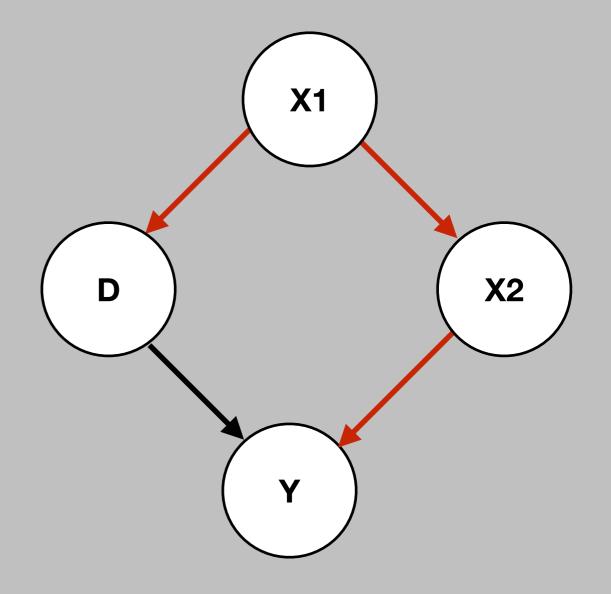
## バックドアを閉じたい

- バックドア経路:
  - ► D ←X1 → X2 → Y
- バックドアを閉じたい
- どうすればいい?



# バックドアを閉じる

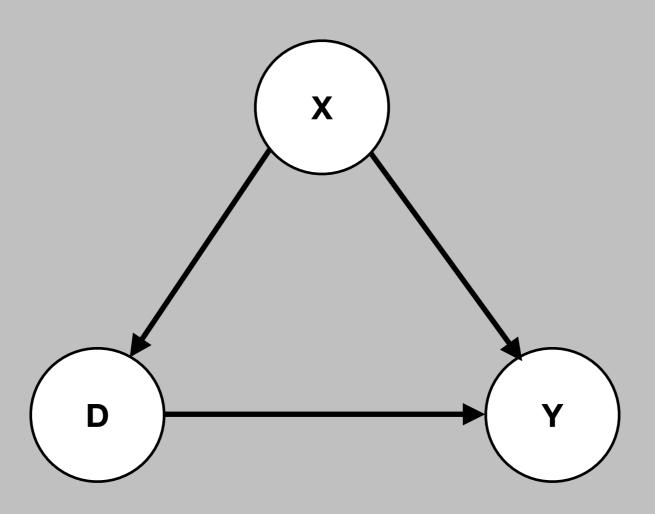
- バックドア経路にある変数をコントロールすれば良い!
- バックドア経路:
  - $\rightarrow$  D  $\leftarrow$  X1  $\rightarrow$  X2  $\rightarrow$  Y
- ・この例では、閉じ方は3通り
  - ▶ X2 をコントロール
  - ▶ X1 をコントロール
  - ▶ X1とX2 をコントロール



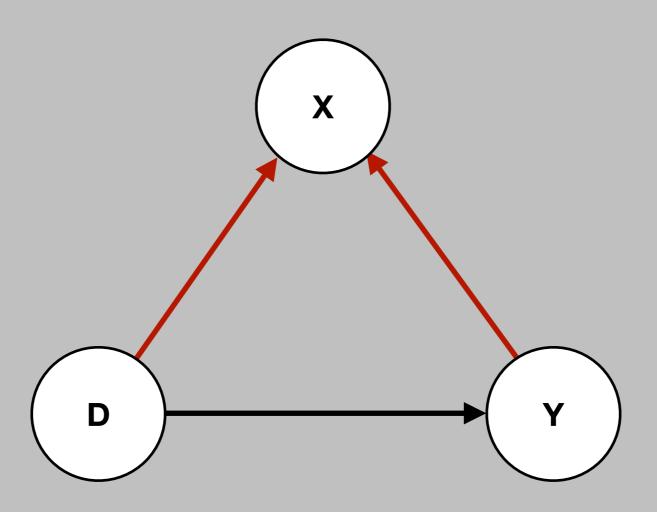
# 変数 D, Y, X の関係

- •Yを結果、Dを原因とする
- ・3つの可能性
  - 1. X は D と Y の交絡変数 (confounder) である
  - 2. X は D と Y の共通効果 (collider, 合流点) である
  - 3. X は D と Y の媒介変数 (mediator, 中間因子) である

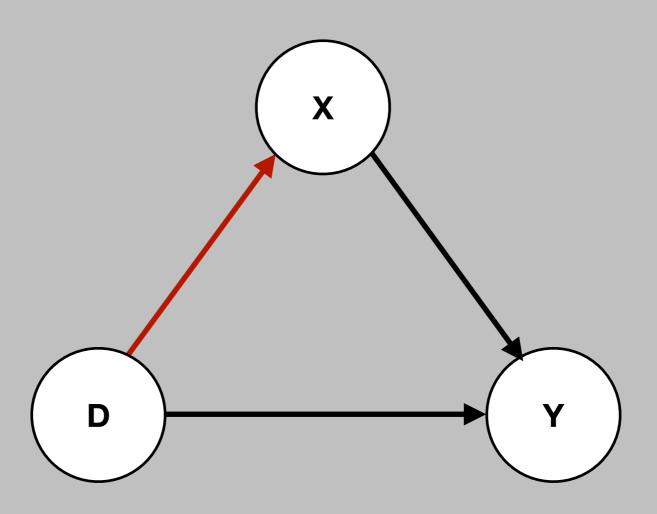
# 交絡変数X



# 共通効果X

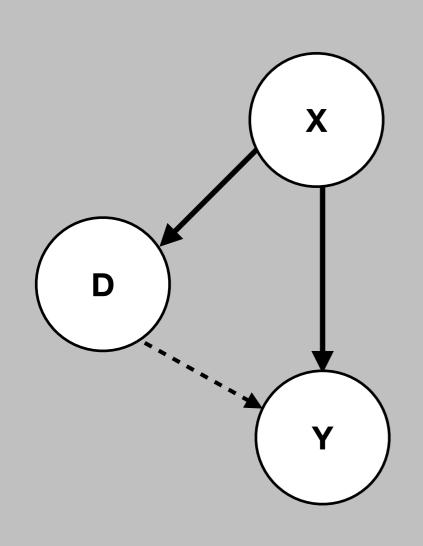


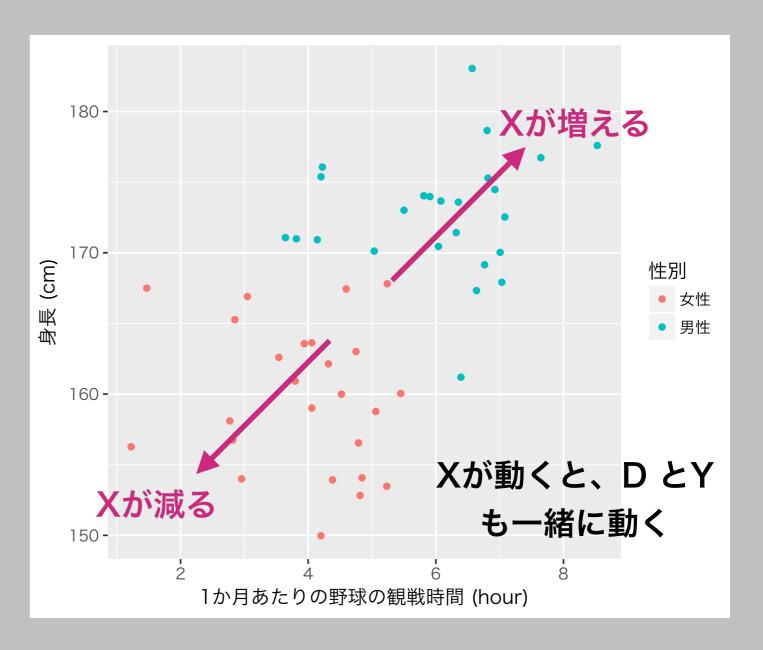
# 媒介変数X



57

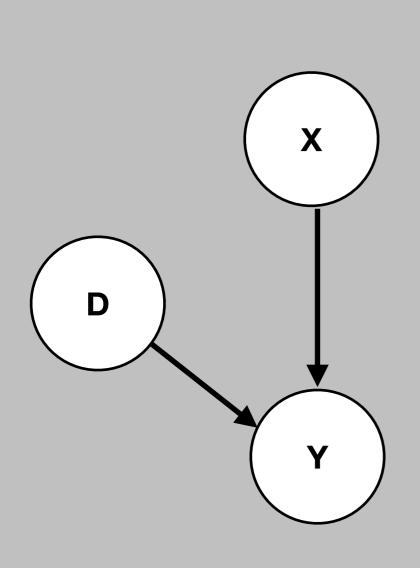
## Xが交絡変数のとき

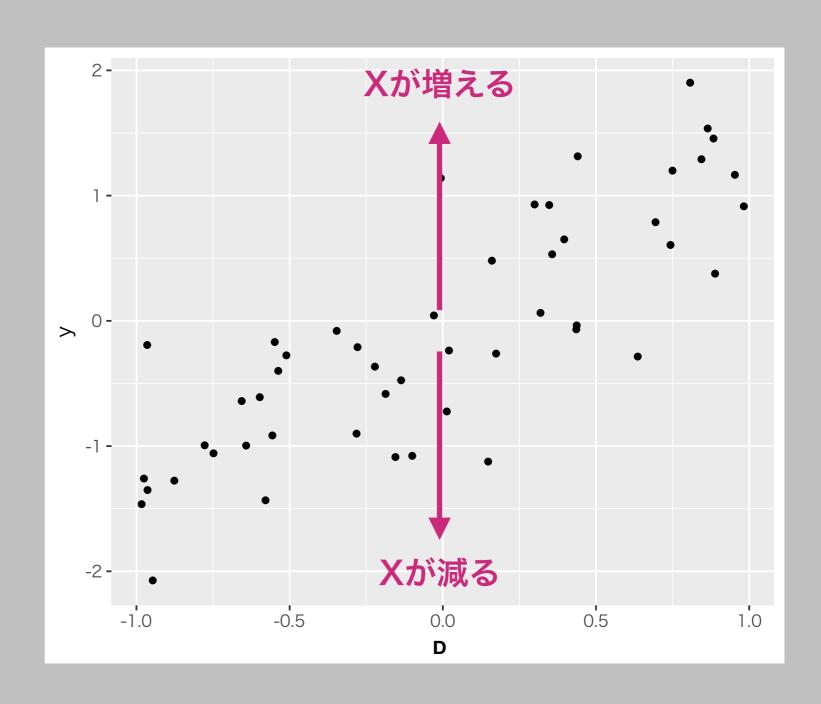




- バックドアが開いていると、Xの変化がDとYの変化を同時に引き起こす
- Y を D だけに回帰すると、バイアスが生じる

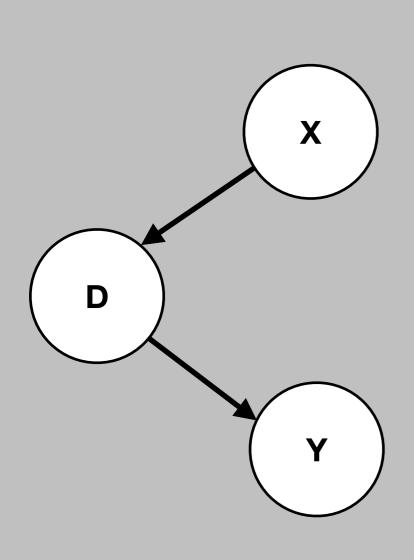
# Xが交絡ではない場合(1)

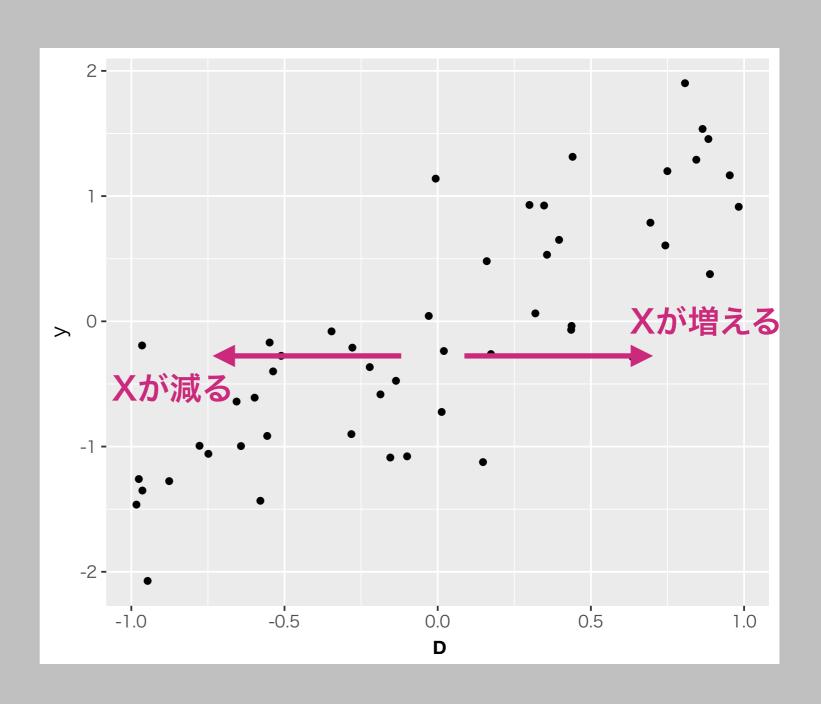




• Xの変化は、Dの変化には影響しない

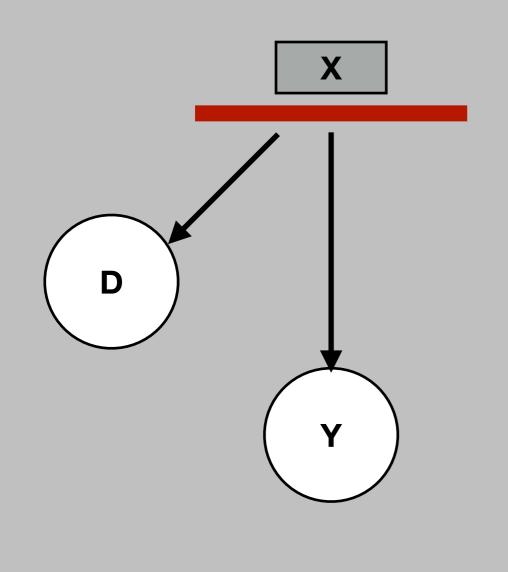
# X が交絡ではない場合 (2)

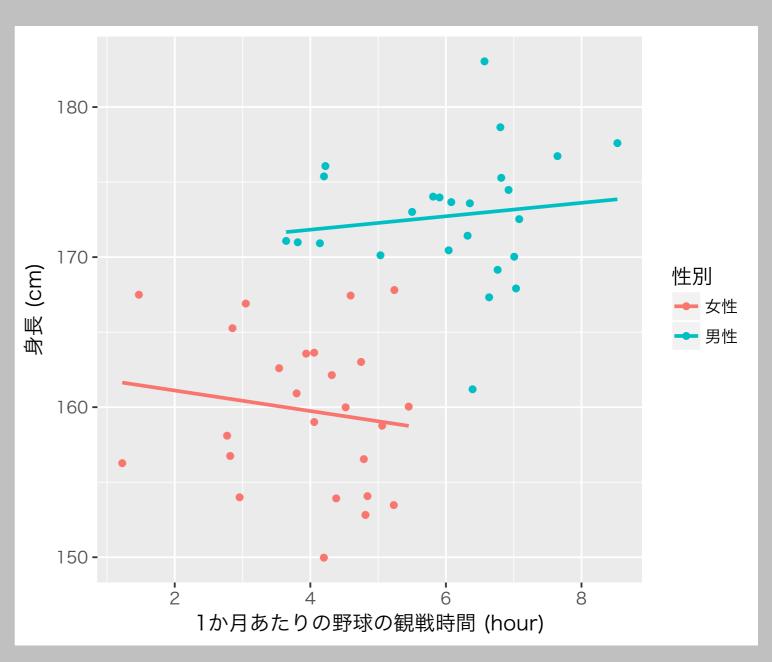




• Xの変化は、Yの変化には影響しない

## バイアスを取り除くには?

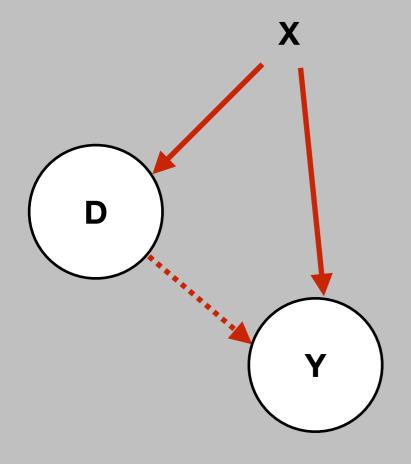




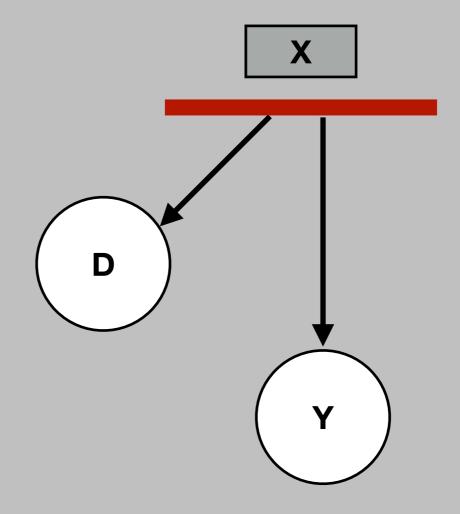
- Xの値を「固定」すればよい
  - ▶ Xをコントロールした重回帰分析

## バックドアを閉じる

Xなしの回帰



#### Xを含む回帰



#### バックドアが開いている:

X が考慮されていないので、バックドア を通じたXの影響をDの影響だと見誤る

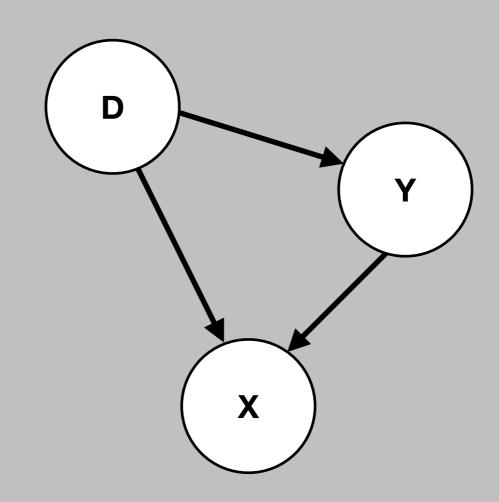
#### バックドアが閉じて(塞がれて)いる:

X が考慮されているので、バックドア経 路はDの影響とみなされない

## 回帰分析における交絡変数の扱い方

- 交絡はコントロールせよ!
  - 交絡をコントロールすれば、セレクションバイアスは 除去できる
  - ► 交絡をコントロールし損ねると、**欠落変数バイアス** (omitted variable bias; OVB) が生じる

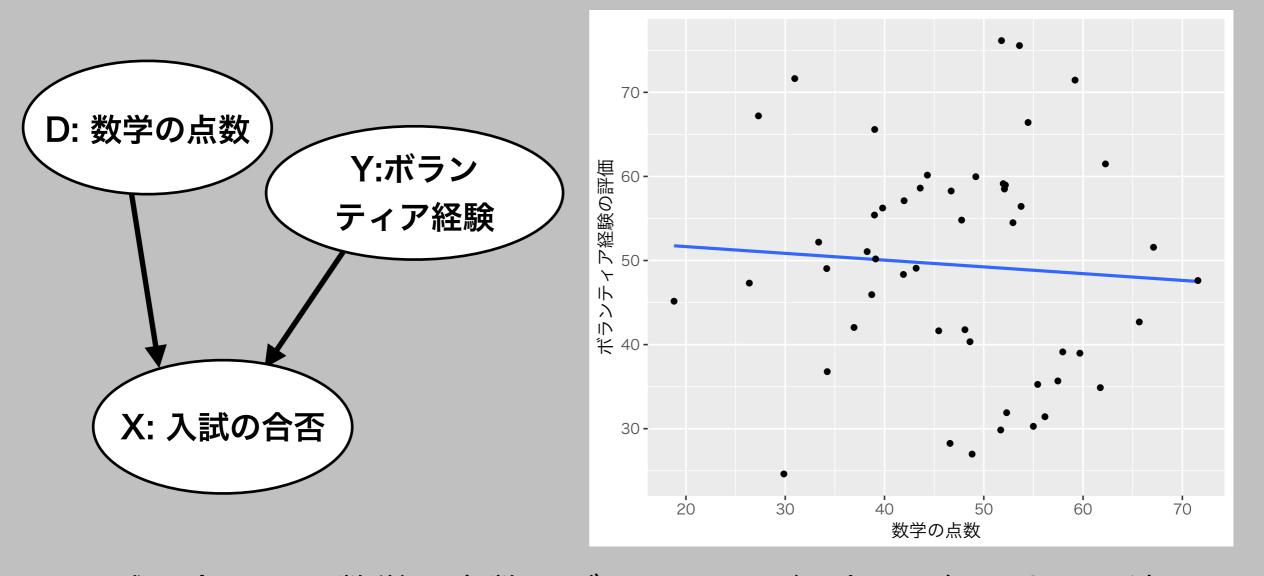
## Xが共通効果のとき



・Xを無視した単回帰で、DのYに対する因果効果を推定できる

### 共通効果を統制すると何が起きる? (1)

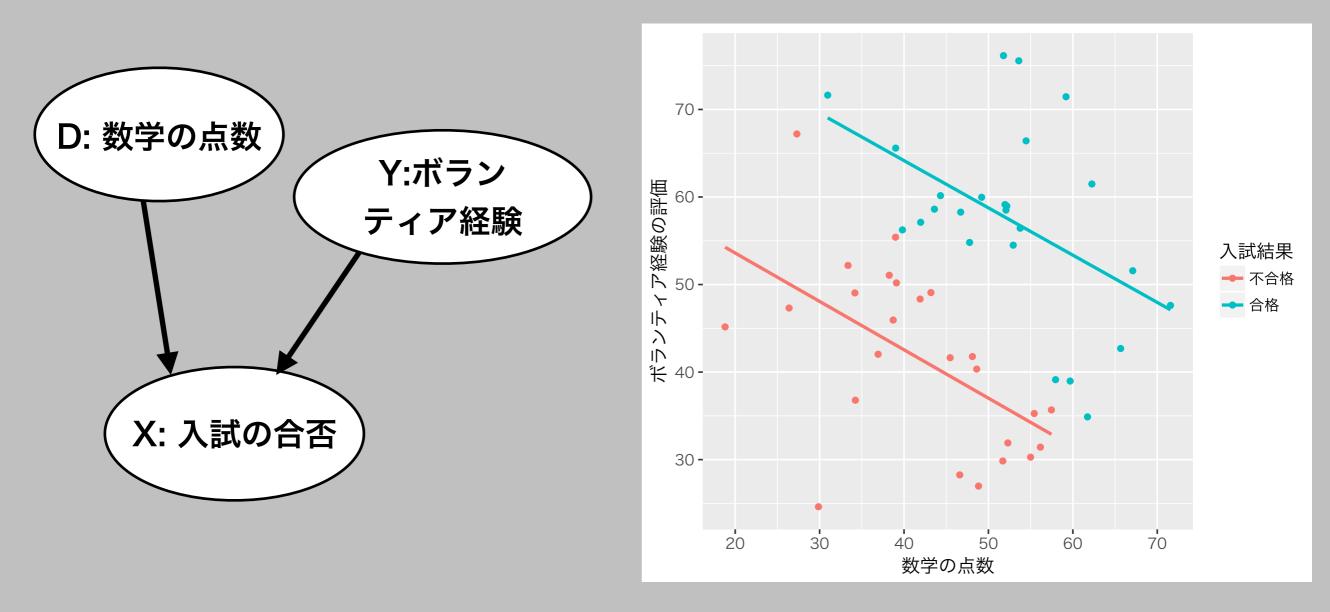
例:アメリカ合衆国の大学入試



- 入試の合否は、数学の点数とボランティア経験の評価によって決まる (架空のデータ)
  - ▶ D から Y への因果効果はない

### 共通効果を統制すると何が起きる? (2)

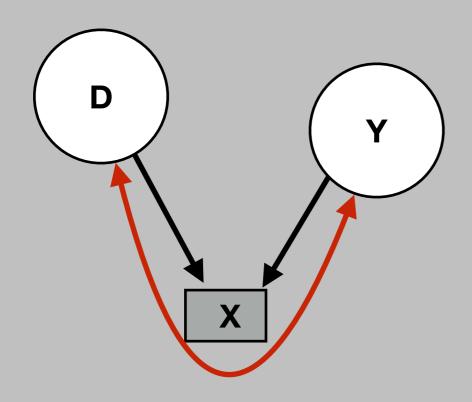
例:アメリカ合衆国の大学入試



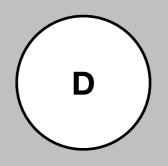
・共通効果 X を統制すると、重回帰で因果効果ではない効果を捉えてしまう

# 共通効果とバックドア経路

Xを含む回帰



#### Xを含まない回帰





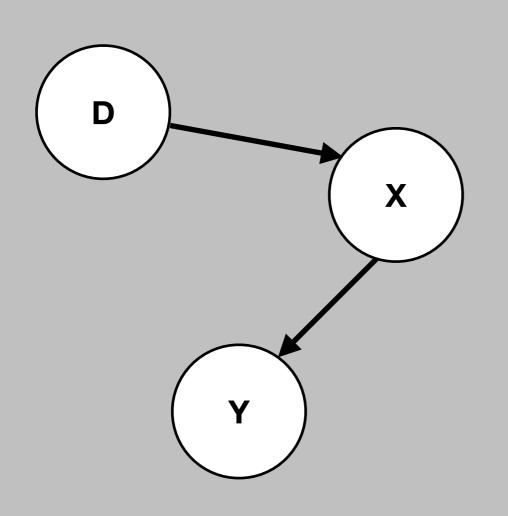
#### バックドアが「開いて」しまう:

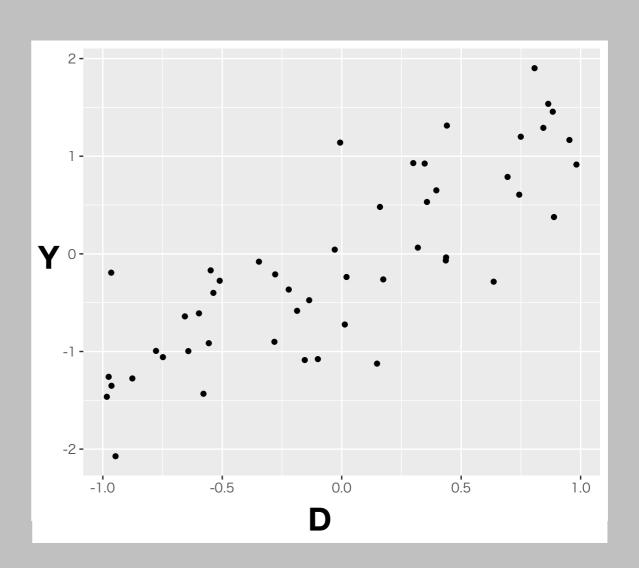
DとYに関係はないのに、経路が繋 がってしまう バックドアは存在しない

## 回帰分析における共通効果の扱い方

•理論的に考えて共通効果(合流点)だと思われる変数は、回帰分析から外す

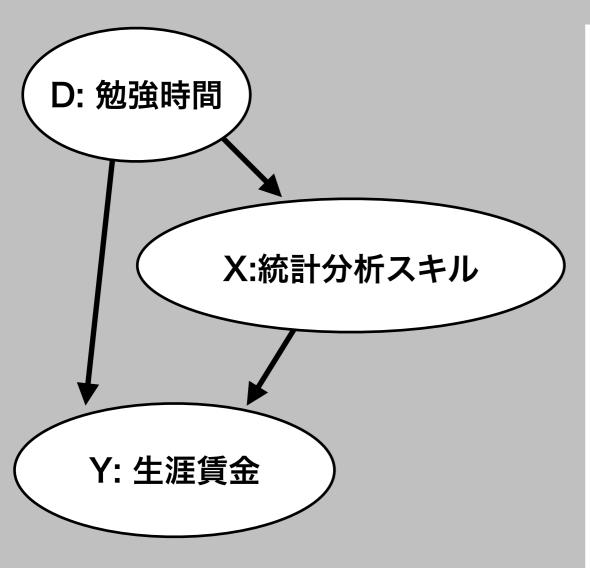
# Xが媒介変数のとき

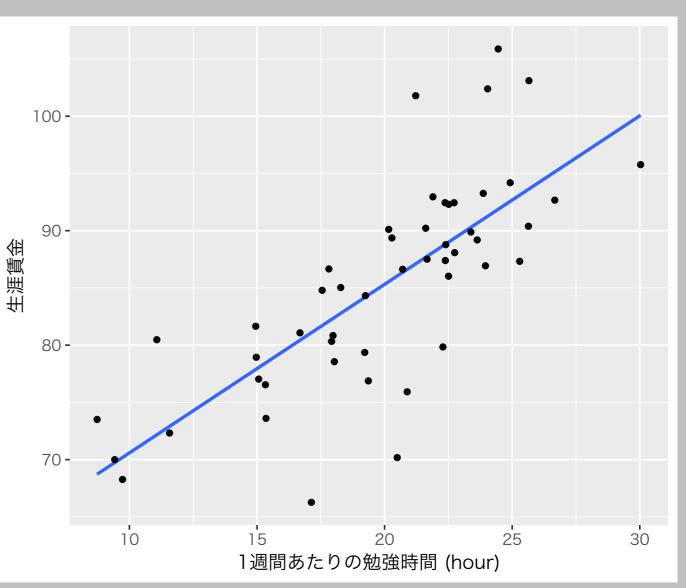




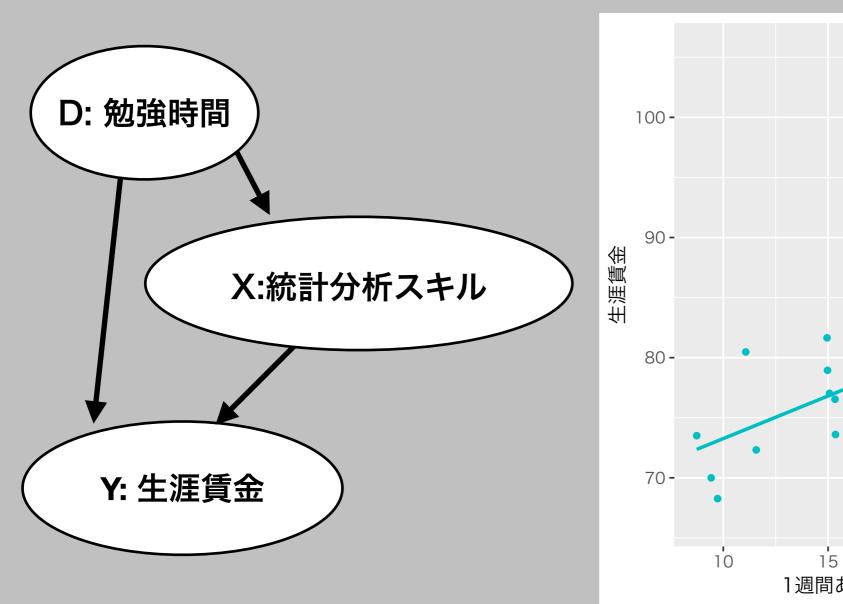
・Xを含まない単回帰モデルで、因果効果を推定できる

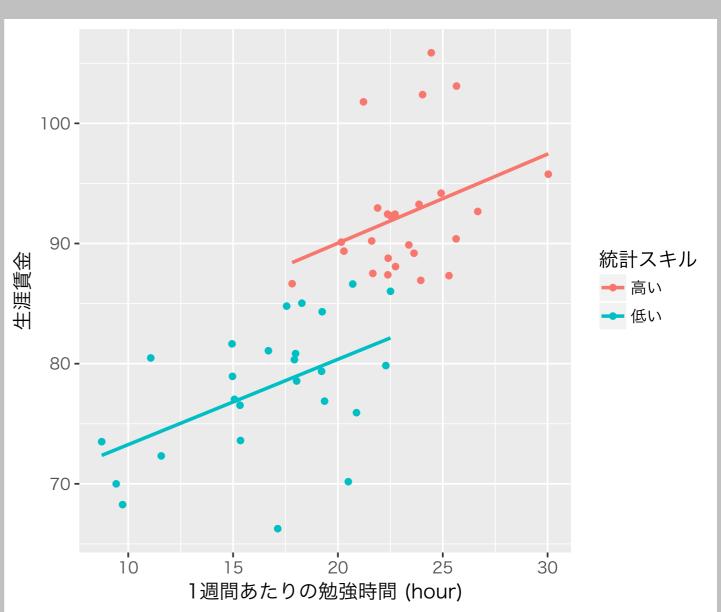
### 媒介変数を統制すると何が起きる? (1)





### 媒介変数を統制すると何が起きる? (2)





- 媒介変数 X を統制すると、DからYの経路の一部が塞がれてしまう
  - ▶ 因果効果が過小評価される:処置後変数バイアス

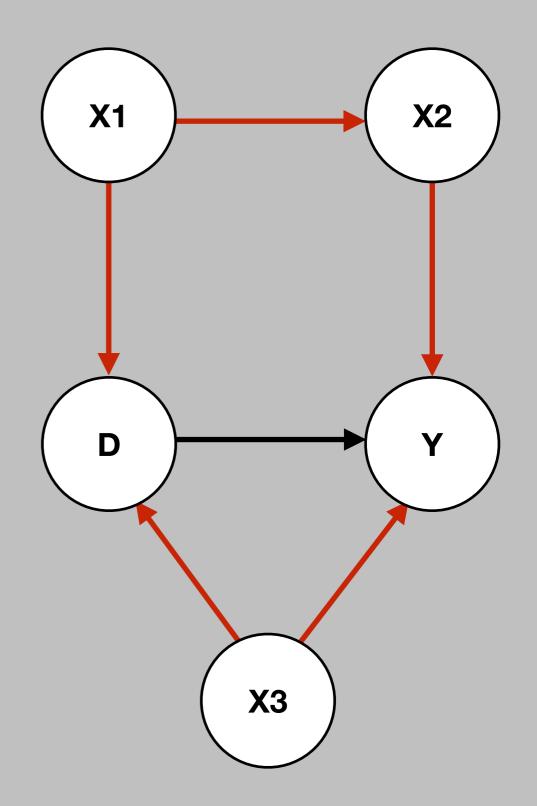
71

# 回帰分析における媒介変数の扱い方

•理論的に考えて媒介変数(中間因子)だと思われる変数は、回帰分析から外す

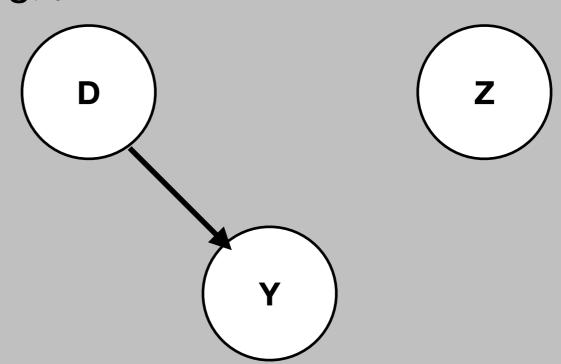
### 変数の数が多いとき

- 右の図のバックドア経路
  - ► D ← X1 → X2 → Y
  - D ← X3 → Y
- バックドア経路をすべて閉じればよい
  - ► X1とX3を統制する
  - ► X2とX3を統制する
  - ► X1とX2とX3 を統制する



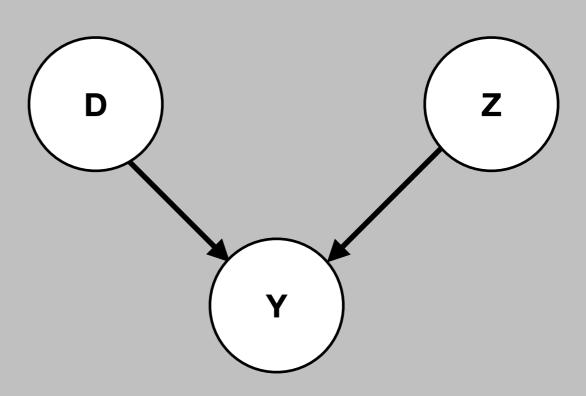
# その他の場合は? (1)

- 交絡でもなく、共通効果でもなく、媒介変数でもないZ を統制すると何が起きる?
- Yと無関係の Z を「コントロール」する
  - ▶ 推定の効率性が落ちる(標準誤差が大きくなる)が、 推定にバイアスは生じない



# その他の場合は? (2)

- 交絡でもなく、共通効果でもなく、媒介変数でもないZを 統制すると何が起きる?
- Yの原因であるZを「コントロール」する
  - ▶ 推定の効率性が上がる(標準誤差が小さくなる):点推 定値には影響がない



75

## 因果推論における回帰分析

- 回帰分析は、統計的因果推論における基本ツール
  - ► RCT でも使える
    - バランスしていない変数を統制する
  - ► 重回帰分析でセレクションバイアスを除去できる [こと もある]
    - 処置後変数バイアス(媒介変数や共通効果の誤投入)に 注意
  - ▶ この授業でこれから学ぶ手法は、回帰分析の応用

# 因果推論における回帰分析の問題点

- 「コントロール」によってセレクションバイアスを必ず 取り除けるわけではない
  - ▶ 交絡因子を誤解している
    - 交絡を交絡ではないと誤判断:欠落変数バイアス
    - 処置後変数を交絡だと誤判断:処置後変数バイアス
  - ▶ 交絡が未観測・観測不能

# 回帰分析の難しさ

- 結果変数が生成される過程のモデル化が必要:セレクションバイアスが 発生するメカニズムを理解しなければならない
  - ▶ 交絡は取りこぼしなく
    - ただし、影響が非常に小さく、実質的には無視できるものもある
  - ▶ 処置後変数(媒介変数, 共通効果)は回帰式に含めない
- 各分野 (経済学、経営学、心理学、政治学など) の実質的知識が必要
- ・ 共変量の数が多くなる可能性
  - ▶ 定式化を間違える可能性が大きくなる
  - ▶ 次元の問題
- 共変量の「影響」は研究の主たる関心ではない

8 ©2022 Yuki

# 次回予告

5. 傾向スコア