Diagramas Causais Definições, Construção e Critério Backdoor

José Luiz Padilha – DEST/UFPR

25 de abril, 2025

Conteúdo

- Preliminares
- 2 DAGs: algumas definições
- 3 Construindo um DAG
- 4 O critério backdoor
- Um pouco de teoria
- 6 Bibliografia

Preliminares

Introdução: associação, causalidade e grafos

Em seu livro de Causality: Models, Reasoning, and Inference (2009), Judea Pearl apresenta uma poderosa e extensa teoria gráfica de causalidade.

O trabalho de Pearl fornece um *framework* para causalidade que difere da abordagem de respostas potenciais. Contudo, o autor demonstra que os conceitos fundamentais subjacentes à perspectiva de resposta potencial e à perspectiva de grafos causais são equivalentes.

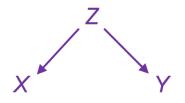
Os **grafos acíclicos dirigidos (DAGs)** são usados para desenvolver justificativas para métodos de estimação de efeitos causais.

Discutiremos como os DAGs permitem uma representação gráfica de relações causais e seu uso para identificação dos efeitos causais.

 \bullet Duas variáveis X e Yserão associadas na população se Xcausa Y.



 \bullet Xe Yserão associadas na população se Ycausa X.



 \bullet Por fim, X e Y serão associadas na população se existir alguma variável Z que causa ${\bf ambas}~X$ e Y.



- \bullet Xe Ynão podem ser associadas na população por qualquer outra razão.
- Se X e Y são associadas na população, então **pelo menos uma** das situações acima deve ser verdade.

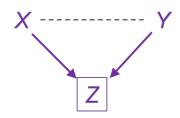
O que queremos dizer com associação "na população"?

- Na terminologia estatística, X e Y são associadas "na população" significa que estas variáveis são **marginalmente associadas**.
- Se X e Y são marginalmente associadas, então, para um indivíduo em particular, saber a respeito de X nos dá alguma informação sobre o valor provável de Y, e vice-versa.
- \bullet Suponha, por simplicidade, X e Y dicotômicas. Se X e Ysão marginalmente associadas, então

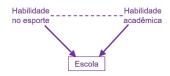
$$\Pr(Y = 1|X = 1) \neq \Pr(Y = 1|X = 0)$$

e

$$\Pr(X = 1 | Y = 1) \neq \Pr(X = 1 | Y = 0).$$



- Suponha que Z é um **efeito** tanto de X como de Y.
- Então, X e Y serão associadas dentro do estrato de Z, mesmo se na população estas variáveis forem independentes.
- X e Y serão condicionalmente associadas (dado Z), mesmo que sejam marginalmente independentes (não associadas).
- A caixa ao redor de Z denota que estamos estratificando (condicionando) em Z.
- \bullet A reta tracejada denota a associação condicional induzida.

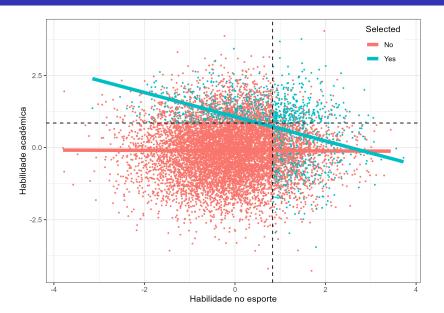


- Suponha que uma escola aceita alunos ou porque são "bons" no **esporte**, ou porque são "bons" **academicamente**; ou ainda, alunos que são "bons" nos dois.
- Suponha que a habilidade acadêmica e a habilidade no esporte sejam independentes na população.
- Dentro da escola, existirá uma associação (negativa) entre habilidade acadêmica e habilidade no esporte.
- Por quê? Suponha que escolhemos um aluno ao acaso e percebemos que ele não tem habilidade nos esportes. Então, este deve ser "bom" academicamente.

Exemplo: Dados Simulados

```
library(tidyverse)
n < -10000
X <- rnorm(n)# Habilidade no esporte
Y <- rnorm(n) # Habilidade acadêmica
cor(X, Y) #X e Y não são associadas na população
  [1] 0.02158104
cor.test(X, Y)$p.value
  [1] 0.03092122
probs \leftarrow 0 + 0.3*I(X>quantile(X, probs = 0.8)) +
  0.3*I(Y>quantile(Y, probs = 0.8)) +
  0.2*I(X>quantile(X, probs = 0.8) & Y>quantile(Y, probs = 0.8))
Z <- rbinom(n, 1, probs)</pre>
dat \leftarrow data.frame(X, Y, Z = factor(Z, levels = c(0, 1),
                                     labels = c("No", "Yes")))
```

Exemplo: Dados Simulados



Exemplo: Dados Simulados

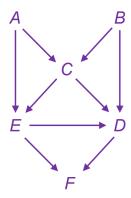
```
cor.test(X[Z==1],Y[Z==1])
```

Pearson's product-moment correlation

```
data: X[Z == 1] and Y[Z == 1]
t = -15.915, df = 1233, p-value < 2.2e-16
alternative hypothesis: true correlation is not equal to 0
95 percent confidence interval:
    -0.4580448 -0.3654441
sample estimates:
        cor
-0.4128106</pre>
```

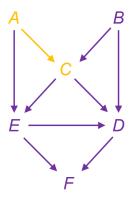
DAGs: algumas definições

Um exemplo



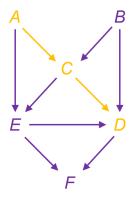
Grafo acíclico dirigido

- Este é um exemplo de um grafo acíclico dirigido (DAG) causal (diagrama causal).
- É dirigido, pois cada aresta é uma seta de ponta única.
- É causal, pois as setas representam nossas suposições a respeito da direção da influência causal.
- É acíclico, pois não contém ciclos: nenhuma variável causa a si mesma.



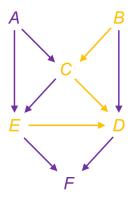
Pais e filhos

- A é pai (ou mãe) de C.
- \bullet C é filho (ou filha) de A.



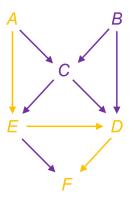
Ancestrais e descendentes

- \bullet A é um ancestral de D.
- \bullet D é descendente de A.
- A também é um ancestral de C.
- C também é um descendente de A.
 - Ou seja, pais são ancestrais, e filhos são descendentes.



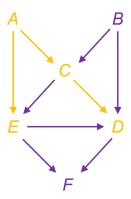
Caminho

• Este é um caminho de E para B.



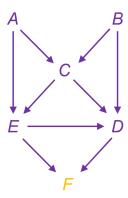
Caminho dirigido

• Este é um caminho dirigido de A para F (todas as setas no caminho apontam "para frente").



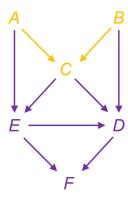
Caminho backdoor

• Este é um caminho porta dos fundos de E para D (o caminho começa com uma seta chegando em E).



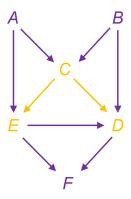
Collider

• F é um colisor desde que duas pontas de setas se encontram em F.



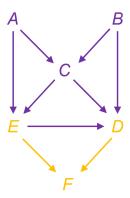
Nota

• Note que C é um colisor no caminho $A \to C \leftarrow B$.



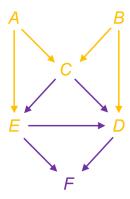
Nota

- No entanto, C NÃO É um colisor no caminho $E \leftarrow C \rightarrow D$.
- Assim, a definição de um colisor é em relação ao caminho que está sendo considerado.



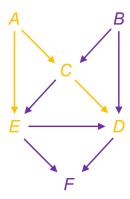
Caminho bloqueado

• O caminho $E \to F \leftarrow D$ é bloqueado desde que este contenha um colisor (F).



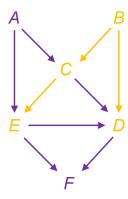
Caminho bloqueado

• Este caminho também é bloqueado (em C).



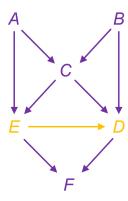
Caminho aberto

• Um caminho que não contém um colisor está aberto. Aqui temos um exemplo.



Caminho aberto

• E outro.



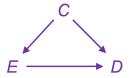
Caminho aberto

• E outro.



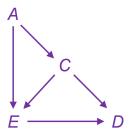
Passo 1

- O primeiro passo na construção de um DAG para um problema particular é escrever a exposição e o desfecho de interesse, com uma seta da exposição para o desfecho.
- Esta seta representa o efeito causal que queremos estimar.



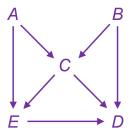
Passo 2

- Se existir qualquer causa comum C de E e D, devemos colocá-lo no grafo, com setas de C para E e de C para D.
- Devemos incluir C no grafo, independentemente deste ter sido ou não mensurado em nosso estudo.



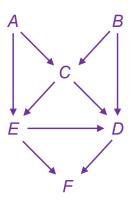
Passo 3

 Continuamos assim, adicionando ao diagrama qualquer variável (observada ou não observada) que é uma causa comum de duas ou mais variáveis já existentes no diagrama.



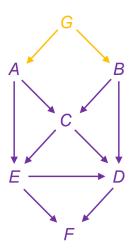
Passo 3

 Continuamos assim, adicionando ao diagrama qualquer variável (observada ou não observada) que é uma causa comum de duas ou mais variáveis já existentes no diagrama.



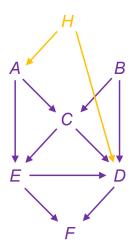
Passo 3

- Se quisermos, podemos também incluir outras variáveis, mesmo que eles não sejam causas comuns de outras variáveis no diagrama.
- \bullet Por exemplo, F.
- Vamos supor que finalizamos nesse ponto. As variáveis e setas que NÃO estão em nosso grafo representam nossas suposições causais.



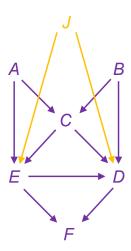
Quais são as nossas suposições?

• Por exemplo, estamos fazendo a suposição que não há uma causa comum G de A e B.



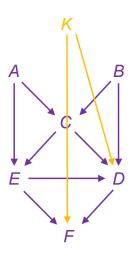
Quais são as nossas suposições?

• E que não há uma causa comum H de A e D.



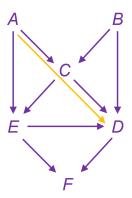
Quais são as nossas suposições?

• E que A, B e C representam TODAS as causas comuns de E e D; não há uma causa comum adicional J.



Quais são as nossas suposições?

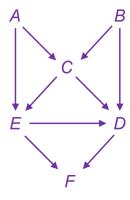
• E que não há uma causa comum adicional K de D e F.



Quais são as nossas suposições?

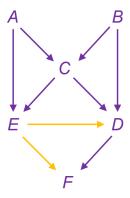
- Portanto, cada seta omitida também representa uma suposição.
- Por exemplo, estamos assumindo que todo o efeito de A em D atua por meio de C e E.

O critério backdoor



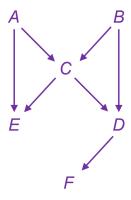
Qual o próximo passo?

- SE acreditarmos em nosso diagrama causal, podemos proceder para determinar se a relação $E \to D$ está confundida ou não.
- Isto é feito utilizando o critério porta dos fundos.
- O critério porta dos fundos é aplicado em duas partes:
 - a primeira parte define se existe ou não confundimento.
 - e se existir, a segunda parte determina se é possível controlar o confundimento.



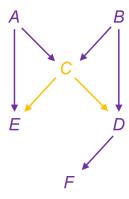
Passo 1

• Primeiro removemos todas as setas saindo da exposição.

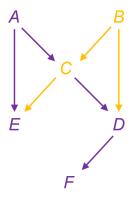


Passo 2

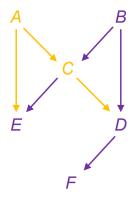
- Em seguida, procuramos por caminhos abertos a partir da exposição até o desfecho.
- Relembrando: um caminho aberto não contém um colisor.



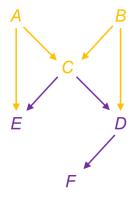
Passo 2



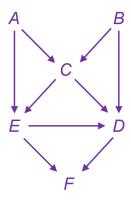
Passo 2



Passo 2



Passo 2



Existe confundimento?

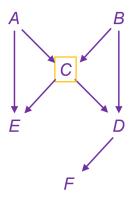
- Identificamos três caminhos porta dos fundos abertos de *E* para *D*. Assim, há confundimento.
- Próxima pergunta: podemos usar alguns ou todos de A, B, C, F para controlar esse confundimento?
- Existe um conjunto S de variáveis tal que se estratificarmos (ajustarmos) por elas, podemos concluir que o efeito causal existe no estrato?

O critério backdoor

A segunda parte do critério da porta dos fundos nos permite determinar, com base em nosso diagrama causal, se um conjunto de covariáveis candidato é ou não suficiente para controlar o confundimento:

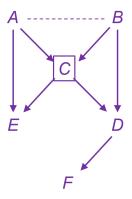
O critério backdoor

- (i) Primeiro, o conjunto candidato $\mathcal S$ não deve conter descendentes da exposição.
- (ii) Em seguida, removemos todas as setas que saem da exposição.
- (iii) Então, nós juntamos com uma linha tracejada quaisquer duas variáveis que compartilham um filho que esteja ela mesma em \mathcal{S} ou que tenha um descendente em \mathcal{S} .
- (iv) Existe um caminho aberto de E para D que não passa por um membro de S?
- Se NÃO, então $\mathcal S$ é suficiente para controlar para confundimento.



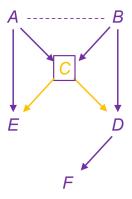
O critério backdoor: passos (i) e (ii)

- \bullet C é suficiente?
- C não é um descendente de E, então o passo (i) é satisfeito.
- Todas as setas saindo da exposição já foram removidas (passo (ii)).



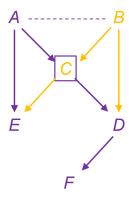
passo (iii)

- Conectamos A e B com uma linha tracejada, pois eles compartilham um filho (C) que está em nosso conjunto candidato (C).
- Nenhuma outra variável precisa ser conectada desta forma.



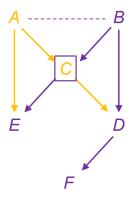
passo (iv)

- Agora procuramos por caminhos abertos de *E* para *D* e vemos se estes todos passam por *C*.
- Este está OK!



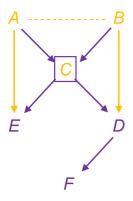
passo (iv)

• Este também!



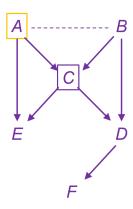
passo (iv)

• Este também!



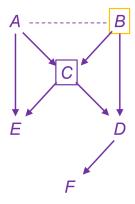
passo (iv)

- PORÉM, aqui está um caminho aberto de E para D que NÃO passa por C
- Assim, controlar apenas por C
 NÃO é suficiente.



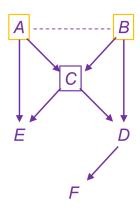
Qual é a solução?

• Devemos controlar adicionalmente para A.



Qual é a solução?

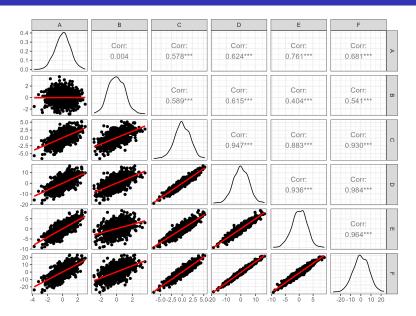
• Ou *B*.



Qual é a solução?

• Ou ambos $A \in B$ para controlar para o confundimento.

```
set.seed(123456)
n <- 1000
A <- rnorm(n, mean = 0)
B <- rnorm(n, mean = 0)
C <- rnorm(n, mean = A + B)
E <- rnorm(n, mean = A + C)
D <- rnorm(n, mean = E + C + B)
F <- rnorm(n, mean = E + D)</pre>
```



```
# Sem controlar por confundidoras (modelo errado)

# Beta real para a exposição E é um

printCoefmat(coef(summary(f1 <- lm(D ~ E))))

Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)

(Intercept) 4.8945e-05 5.7078e-02 0.0009 0.9993

E 1.7584e+00 2.0979e-02 83.8190 <2e-16 ***

---

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 '
```

```
# Controlando por todas as variáveis (modelo errado)
printCoefmat(coef(summary(f3 <- lm(D ~ E + A + B + C + F))))</pre>
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
  (Intercept) -0.012905 0.022092 -0.5841
                                           0.5593
 Ε
              0.056234 0.037664 1.4930 0.1357
             -0.038847 0.039956 -0.9723 0.3312
 Α
 В
              0.487645 0.034200 14.2587 <2e-16 ***
              0.491745 0.035293 13.9331 <2e-16 ***
 F
              0.491357 0.015108 32.5220 <2e-16 ***
 Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1
```

```
# Controlando por todas as variáveis pré-tratamento
# (desnecessário)
printCoefmat(coef(summary(f4 <- lm(D ~ E + A + B + C))))</pre>
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
  (Intercept) 0.0012754 0.0317176 0.0402
                                            0.9679
 F.
             1.0295130 0.0328393 31.3500 <2e-16 ***
             0.0236395 0.0573091 0.4125
                                            0.6801
 Α
 R
             0.9439513 0.0447865 21.0767 <2e-16 ***
             1.0065989 0.0452955 22.2230 <2e-16 ***
 Signif. codes:
                 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 '
```

```
# Controlando pelas variáveis do critério backdoor
printCoefmat(coef(summary(f6 <- lm(D ~ E + B + C))))

Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) 0.00096507 0.03169550 0.0304 0.9757
E 1.03774975 0.02605995 39.8216 <2e-16 ***
B 0.93602139 0.04043367 23.1496 <2e-16 ***
C 1.00576143 0.04523108 22.2361 <2e-16 ***
---
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 '
```

```
tab %>% mutate(across(where(is.numeric), ~ round(., 3))) %>%
  print()
```

```
formula coef se t_stat p_val

D ~ E 1.758 0.021 83.819 0.000

D ~ E + C 0.853 0.031 27.735 0.000

D ~ E + A + B + C + F 0.056 0.038 1.493 0.136

D ~ E + A + B + C 1.030 0.033 31.350 0.000

D ~ E + A + C 1.058 0.039 26.824 0.000

D ~ E + B + C 1.038 0.026 39.822 0.000
```



Um pouco de teoria

Como vimos, as DAGs fornecem uma maneira conveniente de representar dependências estatísticas e causais entre uma coleção de variáveis.

Dadas as variáveis (X_1, \ldots, X_p) , podemos escrever sua distribuição conjunta como

$$P(X_1, \dots, X_p) = \prod_{j=1}^p P(X_j | X_1, \dots, X_{j-1}), \tag{1}$$

em que X_0 é o conjunto vazio. As variáveis (X_1, \ldots, X_{j-1}) são predecessoras (ancestrais) de X_j .

Suponha $P(X_j|X_1,\ldots,X_{j-1})=P(X_j|pa_j)$, em que pa_j é um subconjunto das predecessoras de X_j , os pais de X_j . Suponha que pa_j é o conjunto mínimo. Para X_1 , pa_j é o conjunto vazio.

No grafo simulado do exemplo

Os ancestrais de E são A, B, e C, enquanto os pais são A e C.

```
printCoefmat(coef(summary(lm(E ~ A + B + C))))
```

```
(Intercept) 0.0017523 0.0306039 0.0573 0.9544

A 1.0611501 0.0438996 24.1722 <2e-16 ***

B 0.0560922 0.0431773 1.2991 0.1942

C 0.9922634 0.0303576 32.6858 <2e-16 ***

---

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 '
```

Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)

Note o efeito nulo de B sobre E, condicional em A e C.

No grafo simulado do exemplo

Os ancestrais de D são A, B, C e E, enquanto os pais são B, C e E.

```
printCoefmat(coef(summary(lm(D ~ A + B + C + E))))
```

Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)

```
A 0.0236395 0.0573091 0.4125 0.6801
B 0.9439513 0.0447865 21.0767 <2e-16 ***
C 1.0065989 0.0452955 22.2230 <2e-16 ***
E 1.0295130 0.0328393 31.3500 <2e-16 ***
---
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 '
```

Note o efeito nulo de A sobre D, condicional em B, C e E.

(Intercept) 0.0012754 0.0317176 0.0402

0.9679

Um pouco de teoria

Podemos escrever a distribuição conjunta (1) como

$$P(X_1, \dots, X_p) = \prod_{j=1}^{p} P(X_j | pa_j).$$
 (2)

Observe que (2) estabelece independências condicionais não especificadas por (1).

Essas relações condicionais são representadas de forma direta em um DAG.

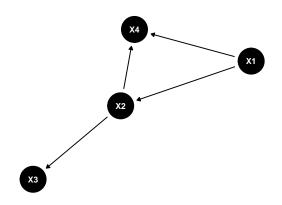
Um pouco de teoria

Por exemplo,

$$P(X_1, X_2, X_3, X_4) = P(X_4 | X_2, X_1) P(X_3 | X_2) P(X_2 | X_1) P(X_1)$$
 (3)

corresponde ao seguinte DAG.

Um pouco de teoria



- O grafo compreende independências condicionais que são obtidas diretamente de (3): $X_4 \perp X_3 | X_2, X_1$, e $X_3 \perp X_1 | X_2$.
- É possível mostrar também que $X_4 \perp X_3 | X_2$ e $X_3 \perp X_1 | X_2, X_4$, que seriam difíceis de determinar diretamente da fatorização (3).

Considere as quatro estruturas básicas de DAGs:

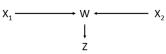
$$X_1 \longrightarrow Z \longrightarrow X_2 \qquad X_1 \longleftarrow Z \longrightarrow X_2$$

(a) Chain: Z is an Intermediate Variable (b) Fork: Z is a Common Cause

$$X_1 \leftarrow Z \longrightarrow X$$

$$X_1 \longrightarrow Z \longleftarrow X_2$$

(c) Collider: Z is a Common Effect



(d) Descendant of a Collider: Z is an Effect of a Common Effect

Considere 3 conjuntos de variáveis $A,\,B,\,{\rm e}\,C.$ Um caminho (em qualquer direção), é dito d-separado, ou bloqueado, por um conjunto de variáveis C se, e somente se,

- lacktriangle contém uma "chain" (como no painel (a)), tal que a variável Z está em C, ou um "fork" (como no painel (b)), tal que a variável Z está em C, ou
- lacktriangle contém um "fork" invertido, ou colisor (como no painel (c)), tal que a Z não está em C e tal que nenhum descendente de um colisor está em C (i.e. no painel (d), Z não pode estar em C, e nem ser W.)

O conjunto C é dito d-separado A de B se e somente se C bloqueia todo caminho de uma variável em A para uma variável em B.

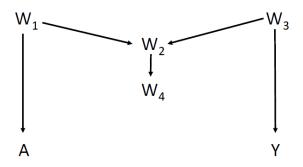
Theorem 1

Se A e B são d-separados por C em um DAG, então $A \perp B|C$. Por outro lado, se A e B não são d-separados por C, então A e B são dependentes, condicional em C, a menos que as dependências representadas pelas setas se cancelem exatamente.

De volta à figura, podemos ver que:

- No painel (a), temos que $X_1 \perp X_2 | Z$, mas não vale $X_1 \perp X_2$.
- No painel (b), temos que $X_1 \perp X_2 | Z$, mas não vale $X_1 \perp X_2$.
- No painel (c), temos que $X_1 \perp X_2$, mas não vale $X_1 \perp X_2 | Z$.
- No painel (d), temos que $X_1 \perp X_2$, $Z \perp X_1 | W$ e $Z \perp X_2 | W$, mas não vale $X_1 \perp X_2 | W$ ou $X_1 \perp X_2 | Z$.

Para ilustrar o teorema, considere o DAG da seguinte figura, que inclui um colisor.



Algumas das independências implicadas pelo DAG são:

$$A \perp Y$$

 $A \perp W_3$
 $A \perp Y | W_3$
 $A \perp W_3 | Y$
 $A \perp Y | W_1, W_2$
 $A \perp Y | W_4, W_3$
 $W_1 \perp W_3$
 $W_1 \perp Y$
 $W_1 \perp Y | A$
 $W_4 \perp Y | W_2$.

Algumas das dependências implicadas pelo DAG são:

$$A \not \perp W_1$$

 $A \not \perp W_2$
 $A \not \perp Y | W_2$
 $A \not \perp Y | W_4$
 $A \not \perp W_1 | W_2, W_4$
 $W_1 \not \perp W_2$
 $W_1 \not \perp W_4$
 $W_1 \not \perp W_3 | W_2$
 $W_1 \not \perp W_3 | W_2, W_4$
 $W_3 \not \perp Y$.

O teorema backdoor

Theorem 2

Dados um DAG contendo as variáveis A e Y assim como um conjunto de variáveis C (excluindo A e Y) que não contém descendentes de A ou Y, o conjunto C é suficiente para ajuste de confundimento do efeito de A em Y se e somente se não houver nenhum caminho backdoor não bloqueado de A para Y. Isto é,

$$\{Y(a)\}_{a\in\mathcal{A}}\perp A|C,$$

em que $\{Y(a)\}$ é o conjunto de respostas potenciais de todos os valores $a \in \mathcal{A}$ de A.

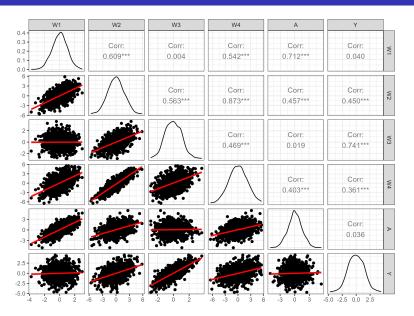
Viés de colisor

No exemplo, o conjunto vazio (nenhuma variável em C) é suficiente para remover o confundimento do efeito de A em Y. São suficientes também os conjuntos W_1 , ou o conjunto (W_1, W_2) , ou (W_3, W_4) .

Como vimos, W_2 sozinho é insuficiente. Isso prova que uma definição tradicional de confundidor como uma variável que está associada com A e Y é inadequada (W_2 é um exemplo!). O DAG implica que ajustar por W_2 é pior do que não ajustar para nenhuma variável.

Ajustar para W_2 ou W_4 sem também ajustar para W_1 ou W_3 pode causar um viés chamado *viés de colisor*.

```
set.seed(123456)
n <- 1000
W1 <- rnorm(n, mean = 0)
W3 <- rnorm(n, mean = 0)
A <- rnorm(n, mean = W1)
Y <- rnorm(n, mean = W3)
W2 <- rnorm(n, mean = W1 + W3)
W4 <- rnorm(n, mean = W2)</pre>
```



```
# Não existe associação entre A e Y
# Beta real para a exposição A é zero
printCoefmat(coef(summary(f1 <- lm(Y ~ A))))</pre>
```

```
Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -0.0086703 0.0455781 -0.1902 0.8492
A 0.0362925 0.0317562 1.1428 0.2534
```

```
(Intercept) -0.0078544 0.0456103 -0.1722 0.8633
A 0.0159940 0.0452338 0.3536 0.7237
W1 0.0412380 0.0654226 0.6303 0.5286
```

```
# Ou ajustar por W1 e W2
printCoefmat(coef(summary(f3 <- lm(Y ~ A + W1 + W2))))</pre>
                Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
  (Intercept) -0.0036572 0.0384708 -0.0951
                                             0.9243
             -0.0158132 0.0381854 -0.4141 0.6789
  Α
             -0.5260916  0.0619584  -8.4910  <2e-16 ***
 W1
 W2
              0.5474490 0.0271887 20.1352 <2e-16 ***
 Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 '
```

```
# Ou ajustar por W3 e W4
printCoefmat(coef(summary(f4 <- lm(Y ~ A + W3 + W4))))

Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) 0.0005002 0.0306201 0.0163 0.9870
A 0.0192256 0.0238385 0.8065 0.4202
W3 1.0426234 0.0347992 29.9611 <2e-16 ***
W4 0.0054817 0.0185292 0.2958 0.7674
---
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 '
```

```
# Ajustar apenas por W2 induz o viés de colisor
printCoefmat(coef(summary(f5 <- lm(Y ~ A + W2))))

Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) 0.0037939 0.0398086 0.0953 0.9241
A -0.2151174 0.0311748 -6.9004 9.21e-12 ***
W2 0.4424636 0.0250632 17.6539 < 2.2e-16 ***
---
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 '
```

```
# Ajustar apenas por W4 também induz o viés de colisor
printCoefmat(coef(summary(f6 <- lm(Y ~ A + W4))))

Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -0.0082494 0.0421980 -0.1955 0.845
A -0.1309562 0.0321191 -4.0772 4.921e-05 ***
W4 0.2852735 0.0220562 12.9339 < 2.2e-16 ***
---
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 '
```

```
tab %>% mutate(across(where(is.numeric), ~ round(., 3))) %>%
  print()
```

Viés de colisor

 W_2 não é um confundidor verdadeiro (variável que influencia tanto a exposição como o desfecho via um caminho direcionado que não inclui a exposição), porque não influencia (não causa) nem A nem Y.

Neste exemplo, não há $confundidores\ verdadeiros$, e, portanto, não há confundimento do efeito de A em Y.

Em alguns casos, nem todos os confundidores verdadeiros são necessários para formar um *conjunto suficiente de confundidores verdadeiros*.

Bibliografia

Principais Referências Usadas

Pearl, J., "Causality. Models, Reasoning and Inference", *Cambridge University Press*, 2009.

Reis, R. C. P. "MAT02010 - Tópicos Avançados em Estatística II. Introdução a Inferência Causal". UFRGS, 2019.

Brumback, B. A., "Fundamentals of Causal Inference With R", CRC Press, 2022.

Morgan, S. L. and Winship, C., "Counterfactuals and Causal Inference", *Cambridge University Press*, 2015.