



DCP098

Fundamentos para Avaliação Quantitativa de Políticas Públicas

Regressão múltipla e controle estatístico

Aula 09
02 de maio de 2022

Ana Paula Karruz

Como é que chama o nome disso?

Definição

O **estimando** (*estimand*) é a quantidade de interesse cujo valor verdadeiro desejamos conhecer; aka: **parâmetro, coeficiente**

O **estimador** (*estimator*) é um método para estimar o estimando

A **estimativa** (*estimate*) é um valor numérico para o estimando que resulta do uso de um estimador particular; aka: **coeficiente estimado**

Exemplo

$$\beta_1$$

$$\hat{\beta}_1 = \frac{\sum_{i=1}^N (X_i - \bar{X})(Y_i - \bar{Y})}{\sum_{i=1}^N (X_i - \bar{X})^2}$$

$$\hat{\beta}_1$$

Regressão simples

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \varepsilon$$

$$\beta_1 = \Delta Y / \Delta X_1$$

- Tudo que desconhecemos é incorporado ao ε (erro aleatório)
- Por premissa, ε tem média zero e não se correlaciona com X_1 ; assim, o efeito médio das variáveis omitidas é capturado pelo β_0
- Porque é difícil manter tudo o mais constante na prática e porque não controlamos por outros fatores, é como se só enxergássemos $\Delta X \rightarrow \Delta Y$, sem **considerar um possível ΔZ**
- Portanto, a regressão simples **em si não nos permite verificar se há causalidade**

Regressão multivariada é uma regressão com duas ou mais variáveis explicativas

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_k X_k + \varepsilon$$

$\beta_1 = \Delta Y / \Delta(X_1 \mid X_2, \dots, X_k \text{ são mantidos constantes})$

- Cada X é uma variável independente diferente
- k é o número total de variáveis independentes

Interpretação detalhada adiante

Muitas vezes, **uma única variável ou talvez um subconjunto de variáveis são de interesse primário**. Referimo-nos às **outras variáveis independentes como variáveis de controle**, pois são incluídas para controlar os fatores que podem afetar a variável dependente e serem correlacionados com as variáveis independentes de interesse primário. **Variáveis de controle e grupos de controle são diferentes**: uma variável de controle é uma variável adicional que incluímos em um modelo, enquanto um grupo de controle é o grupo ao qual comparamos o grupo de tratamento em um experimento.

Bailey (2016: 203)

Regressão multivariada é uma regressão com duas ou mais variáveis explicativas

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_k X_k + \varepsilon$$

$\beta_1 = \Delta Y / \Delta(X_1 \mid X_2, \dots, X_k \text{ são mantidos constantes})$

Como calcular os parâmetros?

- Assim como na regressão bivariada, MQO encontra os $\hat{\beta}$ que minimizam a soma dos quadrados dos resíduos

$$\hat{\varepsilon}_i^2 = (Y_i - (\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_{1i} + \hat{\beta}_2 X_{2i} + \dots + \hat{\beta}_k X_{ki}))^2$$

- As “fórmulas vão ficando desajeitadas”; para $k = 2$:

$$\hat{\beta}_1 = \frac{(\sum yx_1)(\sum x_2^2) - (\sum yx_2)(\sum x_1x_2)}{(\sum x_1^2)(\sum x_2^2) - (\sum x_1x_2)^2}$$

$$\hat{\beta}_2 = \frac{(\sum yx_2)(\sum x_1^2) - (\sum yx_1)(\sum x_1x_2)}{(\sum x_1^2)(\sum x_2^2) - (\sum x_1x_2)^2}$$

$$\hat{\beta}_0 = \bar{Y} - \hat{\beta}_1 \bar{X}_1 - \hat{\beta}_2 \bar{X}_2$$

Melhor não calcular isto a mão 😊

where lower case variables indicate deviations from the mean, as in $y = Y_i - \bar{Y}$; $x_1 = X_{1i} - \bar{X}_1$; and $x_2 = X_{2i} - \bar{X}_2$.

Regressão multivariada é uma regressão com duas ou mais variáveis explicativas

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_k X_k + \varepsilon$$

$\beta_1 = \Delta Y / \Delta(X_1 \mid X_2, \dots, X_k \text{ são mantidos constantes})$

Como interpretar $\hat{\beta}_1$ (ou qualquer dos outros coeficientes de inclinação)?

- Um aumento de uma unidade no respectivo X está associado a uma variação estimada de $\hat{\beta}_1$ em Y , **mantendo-se constante(s) a(s) outra(s) variável(eis) explicativa(s) incluída(s) do modelo**
 - Usualmente, substitui-se o trecho final (negrito) por **ceteris paribus** ou **cæteris paribus**, que significa “tudo o mais constante” em latim

Regressão múltipla

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_k X_k + \varepsilon$$

$\beta_1 = \Delta Y / \Delta(X_1 \mid X_2, \dots, X_k \text{ são mantidos constantes})$

- A regressão múltipla fortalece nossa capacidade de apurar causalidade; com ela, podemos incluir tantos controles quanto desejarmos

MQO multivariado combate a endogeneidade “puxando” variáveis do termo de erro para a equação estimada.

Bailey (2016:207)

- Todavia, a regressão múltipla **também é limitada como instrumento para apurar não espuriedade/ causalidade**: sempre pode existir um outro fator determinante de Y que esteja correlacionado com algum X incluído na equação e sobre o qual (esse fator omitido) não possuímos ciência ou dados

Um variável independente é exógena se sua variação não é relacionada a fatores embutidos no ε

Exogeneidade é o oposto de endogeneidade

“**exo**” = externo; variável está fora do modelo no sentido de que não se correlaciona com outros fatores que influenciam Y



“**endo**” = interno; variável está dentro do modelo no sentido de que se correlaciona com outros fatores que influenciam Y

Exogeneidade: $\text{corr}(X, \varepsilon) = 0$

Endogeneidade: $\text{corr}(X, \varepsilon) \neq 0$

Lembrete

Ordem das variáveis não altera correlação: $\text{corr}(X, \varepsilon) = \text{corr}(\varepsilon, X)$

*Estatisticamente falando, destacamos esse grande desafio ao dizer que a variável donut é endógena. **Uma variável independente é endógena se as mudanças nela estiverem relacionadas a fatores no termo de erro. [...] A endogeneidade está em toda parte; é endêmica.***

Bailey (2016: 14-15)

Regressão múltipla

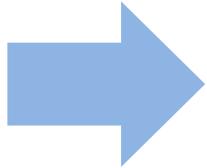
$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_k X_k + \varepsilon$$

$\beta_1 = \Delta Y / \Delta(X_1 \mid X_2, \dots, X_k \text{ são mantidos constantes})$

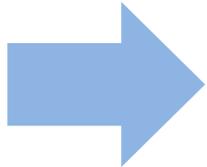
Como pessoas práticas, reconhecemos que é improvável que possamos observar todas as fontes possíveis de endogeneidade que, se não incluídas na equação, comporão o termo de erro. Mas se pudermos medir mais variáveis e extrair mais fatores do termo de erro, nossas estimativas normalmente se tornarão menos tendenciosas e serão distribuídas mais próximas do valor real.

Bailey (2016:205-206)

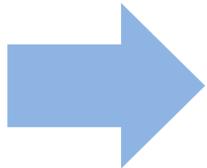
- **Desenhos de pesquisa experimentais ou quase-experimentais** oferecem maior validade na apuração de relações causais



Se $\text{corr}(\varepsilon, X) \neq 0$, então X é considerado uma variável endógena



Endogeneidade faz MQO produzir um estimador enviesado do verdadeiro β



Endogeneidade é uma preocupação constante em nossas vidas

Ilustração: como a regressão múltipla descontamina $\hat{\beta}$ do efeito das demais variáveis explicativas

Vide APÊNDICE: Sobre descontaminação de $\hat{\beta}$



Controle estatístico: “mantendo-se constante(s) a(s) outra(s) variável(eis) explicativa(s) do modelo”



Em essência, a regressão multivariada calcula o $\hat{\beta}$ “líquido”, “descontaminado” do efeito de outras variáveis explicativas incluídas no modelo

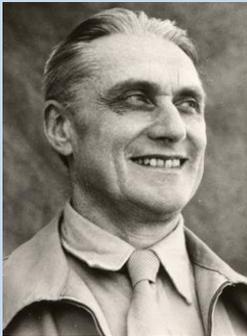
*[Ao interpretar estimativas de regressão multivariada] O que eles [estatísticos] realmente querem dizer é mais como “descontar” o efeito de outras variáveis no modelo. A lógica por trás de dizer que outros fatores são constantes é que, **uma vez que tenhamos calculado os efeitos de outras variáveis, é como se os valores dessas variáveis fossem iguais para cada observação.***

...

*Portanto, quando alguém diz algo como “**mantendo X_2 constante**, o efeito estimado de um aumento de uma unidade em X_1 é $\hat{\beta}_1$ ”, o que se quer dizer é que, **considerando o efeito de X_2 , estima-se que o efeito de X_1 seja $\hat{\beta}_1$.***

Bailey (2016: 197-198)

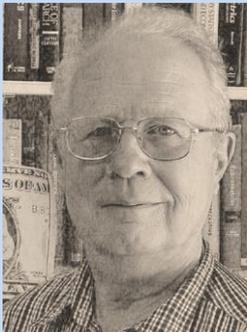
Teorema de Frisch-Waugh-Lovell (FWL)



Ragnar Frisch
(Norueguês, 1895-1973)



Frederick V. Waugh
(Americano, 1898-1974)



Michael C. Lovell
(Americano, 1930-)

- Em uma regressão multivariada, $\hat{\beta}_1$ pode ser obtido seguindo os passos abaixo:
 - Regresse X_1 em X_2, \dots, X_k
 - Compute os resíduos (r_1) obtidos por essa regressão
 - Regresse Y em r_1
- O mesmo vale para todos os coeficientes de inclinação

Regredimos Y especificamente na parte de X_1 que não se correlaciona com as demais variáveis explicativas



Ilustrando o Teorema de Frisch-Waugh-Lovell (FWL)

```
> dados <- read_dta('auto.dta')
```

```
> summary(dados[,c("price", "mpg", "trunk", "foreign")])
```

| price | mpg | trunk | foreign |
|--------------------|---------------|---------------|----------------|
| Min. : 3291 | Min. :12.00 | Min. : 5.00 | Min. :0.0000 |
| 1st Qu.: 4220 | 1st Qu.:18.00 | 1st Qu.:10.25 | 1st Qu.:0.0000 |
| Median : 5006 | Median :20.00 | Median :14.00 | Median :0.0000 |
| Mean : 6165 | Mean :21.30 | Mean :13.76 | Mean :0.2973 |
| 3rd Qu.: 6332 | 3rd Qu.:24.75 | 3rd Qu.:16.75 | 3rd Qu.:1.0000 |
| Max. :15906 | Max. :41.00 | Max. :23.00 | Max. :1.0000 |

Ilustrando o Teorema de Frisch-Waugh-Lovell (FWL)

| Dependent variable: | | | | |
|---------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|------------------------------|
| | price | | | |
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| aux_reg_mpg_res | -261.989*** (69.595) | | | |
| aux_reg_trunk_res | | 83.646 (100.977) | | |
| aux_reg_foreign_res | | | 1,887.461** (804.226) | |
| mpg | | | | -261.989*** (64.913) |
| trunk | | | | 83.646 (86.501) |
| foreign | | | | 1,887.461*** (711.416) |
| Constant | 6,165.257*** (315.581) | 6,165.257*** (343.611) | 6,165.257*** (332.751) | 10,033.080*** (2,256.685) |
| Observations | 74 | 74 | 74 | 74 |
| R2 | 0.164 | 0.009 | 0.071 | 0.293 |
| Adjusted R2 | 0.153 | -0.004 | 0.058 | 0.263 |
| Residual Std. Error | 2,714.734 (df = 72) | 2,955.856 (df = 72) | 2,862.436 (df = 72) | 2,532.103 (df = 70) |
| F Statistic | 14.172*** (df = 1; 72) | 0.686 (df = 1; 72) | 5.508** (df = 1; 72) | 9.683*** (df = 3; 70) |

Nestes três modelos, X é um resíduo e, portanto, $Xbar = 0$; como a reta de regressão simples passa pela coordenada $(Xbar, Ybar)$, nestes três casos o intercepto = $Ybar$

Note: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Algumas outras propriedades de MQO

Estas propriedades **não** dependem de atendimento às premissas



Regressão simples

- Reta estimada passa pela coordenada (\bar{X} , \bar{Y})
- Soma dos resíduos = 0, desde que haja um termo de intercepto na equação
 - Como a soma dos resíduos = 0 a média dos resíduos também é nula
 - Na prática, soma dos resíduos $\cong 0$, por causa de arredondamentos
- Média de \hat{Y} = \bar{Y}

Regressão múltipla

- Reta estimada passa pela coordenada (\bar{X} , \bar{Y}), desde que demais variáveis explicativas encontrem-se em seus valores médios
- Idem
- Idem

Atenção: a soma dos quadrados dos resíduos não é zero. Para que esta soma fosse zero, todos os resíduos teriam de ser nulos (já que o quadrado de um resíduo é sempre não negativo).

Na regressão simples, a reta estimada passa, necessariamente, por (\bar{X}, \bar{Y})

```
> summary(dados)
```

| | y | x1 | x2 |
|---------------|-----------|--------------------|---------------|
| Min. | :38 | Min. :-26.00 | Min. :-20.0 |
| 1st Qu.: | 50 | 1st Qu.:-10.25 | 1st Qu.: 9.5 |
| Median : | 60 | Median : 0.00 | Median : 30.0 |
| Mean : | 60 | Mean : 0.00 | Mean : 30.0 |
| 3rd Qu.: | 70 | 3rd Qu.: 10.25 | 3rd Qu.: 50.5 |
| Max. | :82 | Max. : 26.00 | Max. : 80.0 |

```
> reg1 = lm(y ~ x1, data = dados)
```

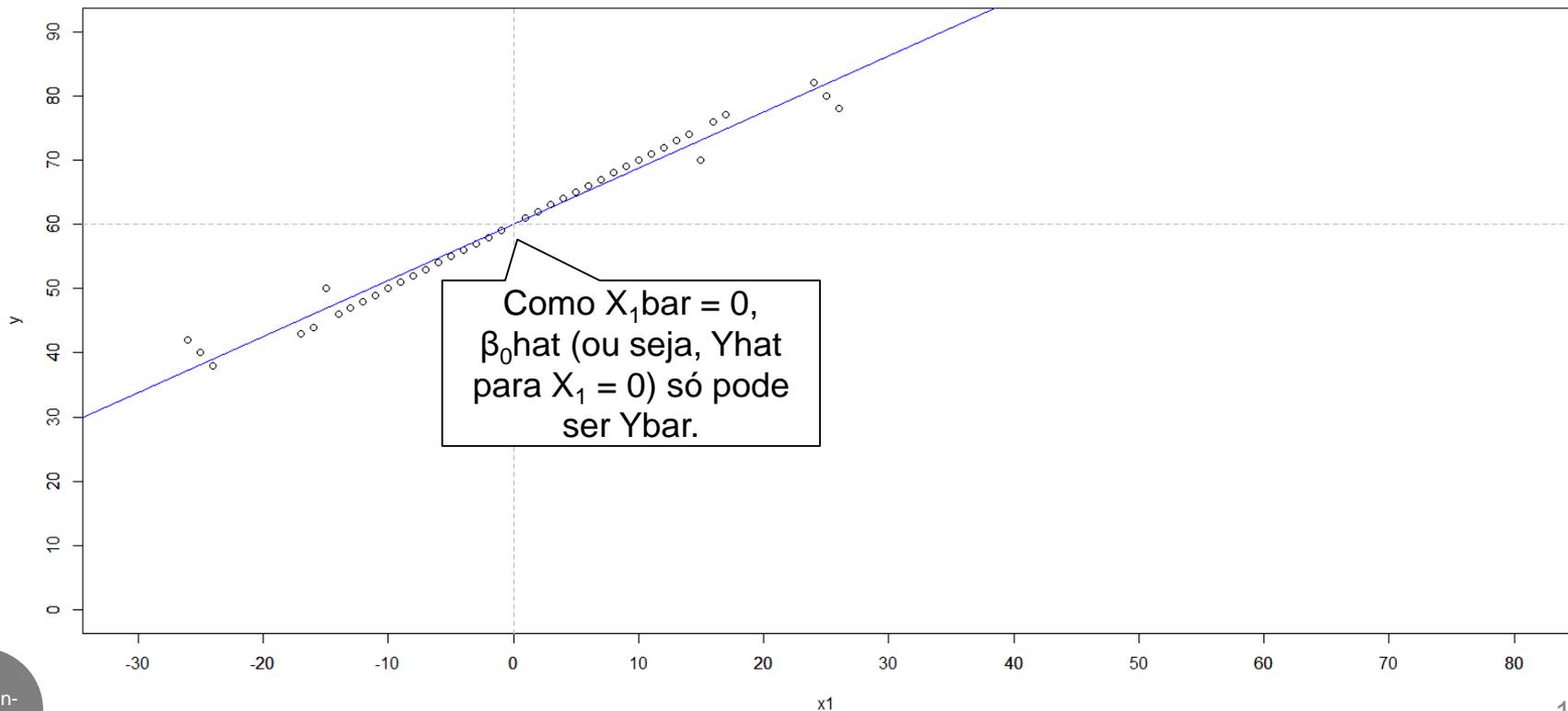
```
> summary(reg1)
```

Coefficients:

| | Estimate | Std. Error | t value | Pr(> t) |
|--------------------|-----------------|------------|---------|------------|
| (Intercept) | 60.00000 | 0.28381 | 211.41 | <2e-16 *** |
| x1 | 0.87548 | 0.02097 | 41.74 | <2e-16 *** |

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

38 degrees of freedom



Na regressão simples, a reta estimada passa, necessariamente, por (\bar{X}, \bar{Y})

```
> summary(dados)
```

| | y | x1 | x2 |
|---------------|------------|-----------------|---------------------------|
| Min. | :38 | Min. :-26.00 | Min. :-20.0 |
| 1st Qu.: | :50 | 1st Qu.: -10.25 | 1st Qu.: 9.5 |
| Median : | :60 | Median : 0.00 | Median : 30.0 |
| Mean : | :60 | Mean : 0.00 | Mean : 30.0 |
| 3rd Qu.: | :70 | 3rd Qu.: 10.25 | 3rd Qu.: 50.5 |
| Max. | :82 | Max. : 26.00 | Max. : 80.0 |

```
> reg2 = lm(y ~ x2, data = dados)
```

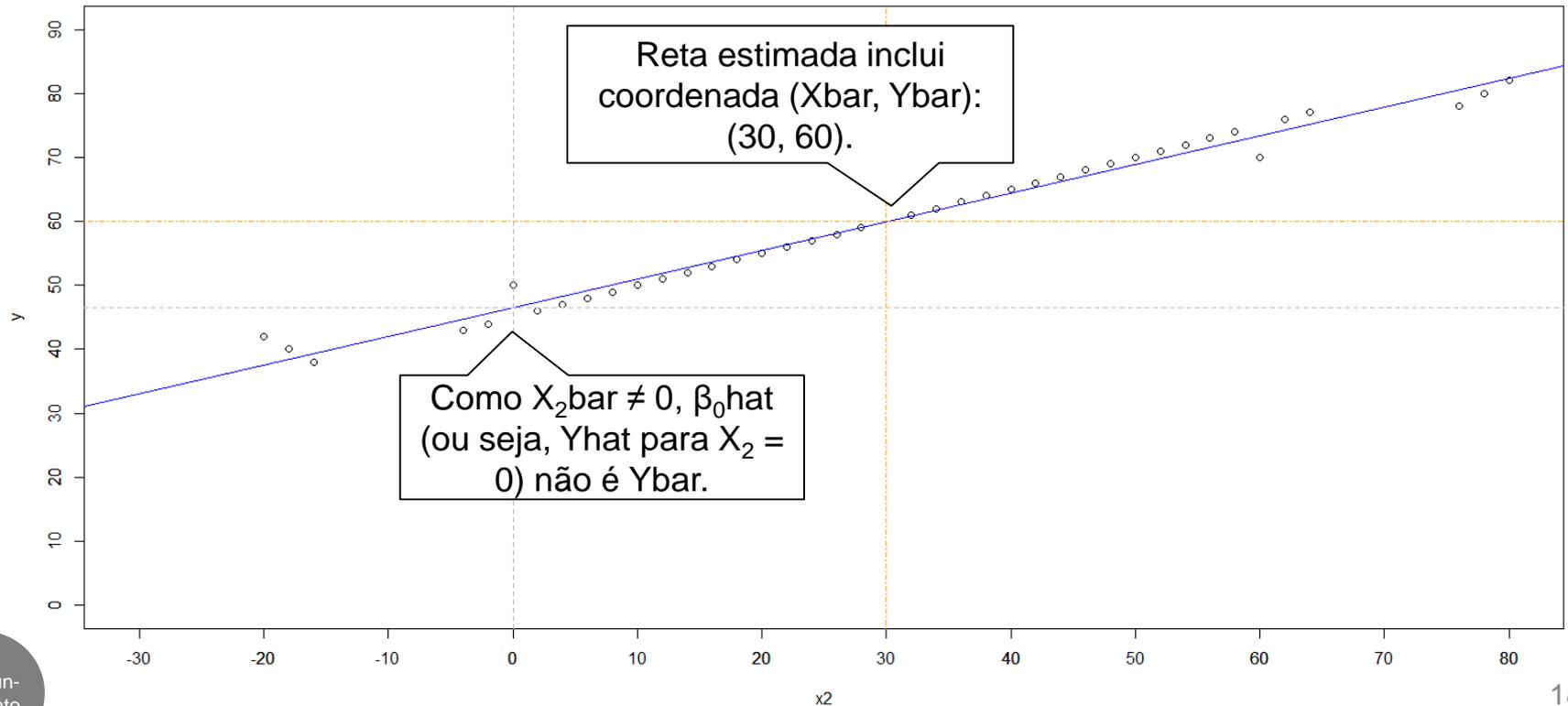
```
> summary(reg2)
```

Coefficients:

| | Estimate | Std. Error | t value | Pr(> t) |
|--------------------|------------------|------------|---------|------------|
| (Intercept) | 46.557610 | 0.367842 | 126.57 | <2e-16 *** |
| x2 | 0.448080 | 0.009187 | 48.77 | <2e-16 *** |

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

38 degrees of freedom



As propriedades mais bacanas de MQO

Veja, propriedade é diferente de premissa

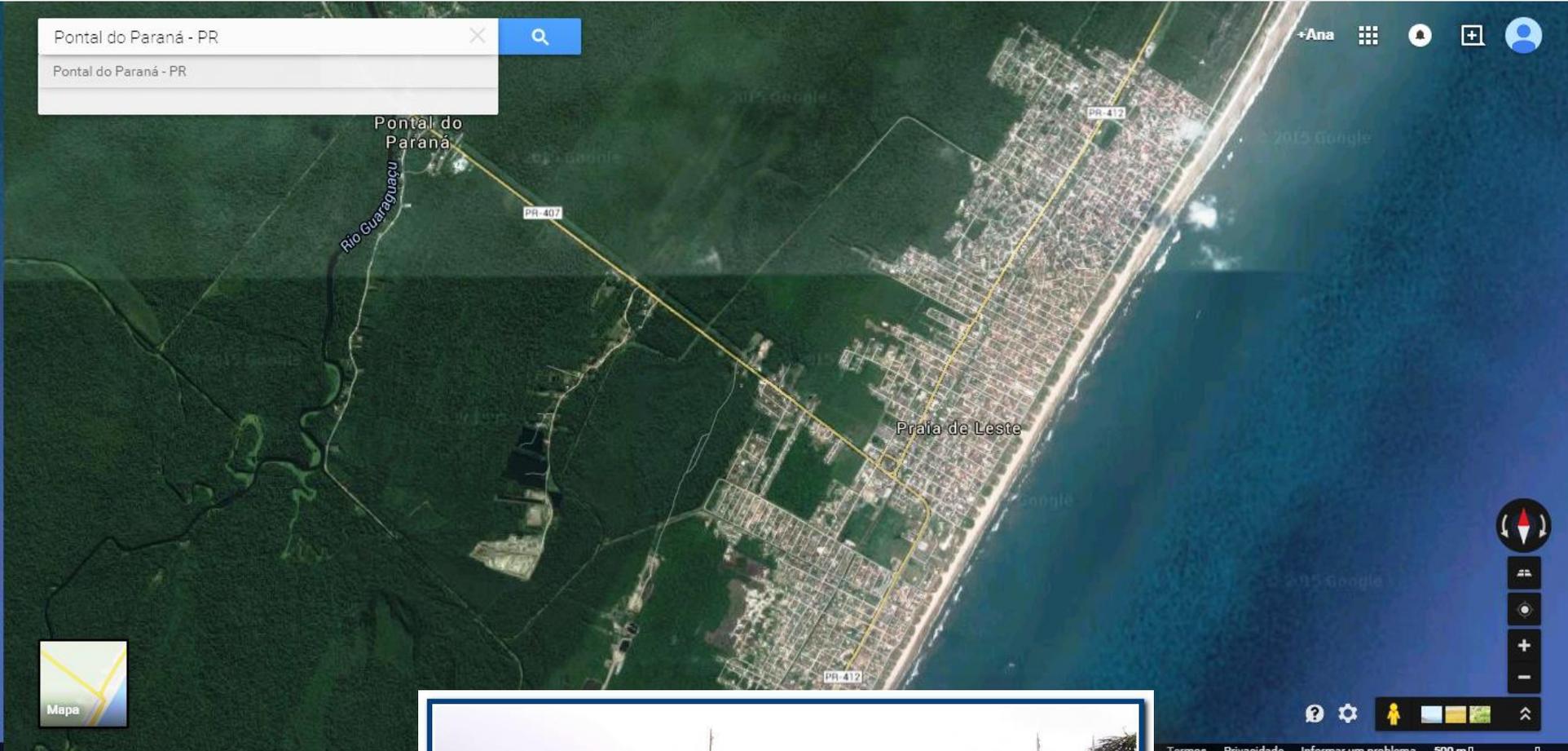


Se as premissas de MQO forem atendidas,
MQO é **BLUE!**

- **Best** (variância mínima, i.e., máxima precisão)
 - **Linear**
 - **Unbiased** (livre de vieses)
 - **Estimator**
-
- Se as premissas de MQO estiverem atendidas, MQO é “melhor” em relação às alternativas, quais sejam: adaptações de MQO (e.g., Mínimos Quadrados Generalizados) e estimadores de Máxima Verossimilhança (um algoritmo iterativo que permite não linearidades nos β s)
 - As propriedades BLUE do MQO são provadas pelo teorema de Gauss-Markov

APÊNDICE: Sobre descontaminação de β hat

Ilustração: Sorvete dos afogados



Reunião pública de prestação de contas do Prefeito e Secretários, 31/mar/2015



- **Secretário de Desenvolvimento Econômico:** *Nossa economia está bastante aquecida, principalmente em função do desempenho do setor de alimentos. Em particular, a venda de sorvetes cresceu enormemente no último trimestre, especialmente como sobremesa do almoço.*



- **Secretário de Saúde Pública:** *Minhas notícias são menos animadoras. O último trimestre foi marcado por um aumento substancial de mortes por afogamento, concentradas no fim da tarde.*



- **Presidente da Câmara Municipal:** *Visualizo oportunidade de alteração das nossas normas. É preciso banir o consumo de sorvete, antes que mais e mais dos nossos munícipes sejam vitimizados pela praga do afogamento!*

Proposição causal do Presidente da Câmara Municipal



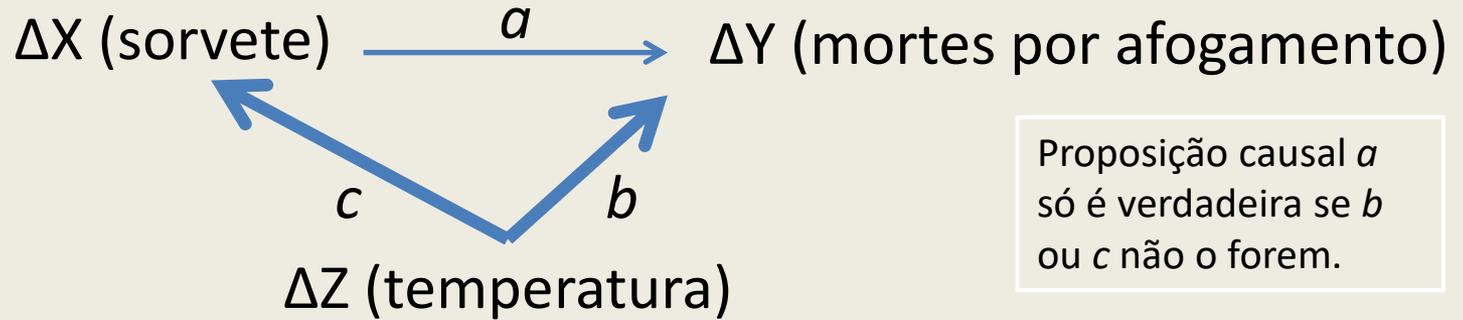
O aumento no consumo de sorvete é a causa da elevação das mortes por afogamento.

ΔX (sorvete) $\xrightarrow{\alpha}$ ΔY (mortes por afogamento)

Como checar se a proposição causal α é verdadeira?

| Critério | Atendido? | Evidência |
|-----------------|-----------|--|
| Anterioridade | | <ul style="list-style-type: none">Consumo de sorvete está concentrado na sobremesa do almoço, enquanto afogamentos concentram-se no final da tarde |
| Correlação | | <ul style="list-style-type: none">Existe associação empírica entre consumo de sorvete e afogamentos (consumo de sorvete cresceu no último trimestre, assim como casos de afogamento); correlação > 0 |
| Não-espuriidade | | <p>Próximo passo:</p> <p>Checar se existe algum outro fator que poderia explicar Δ afogamento e que se correlacione com consumo de sorvete (p.ex., Δ temperatura)</p> |

Temperatura atende aos 3 critérios, sugerindo que a proposição causal a é espúria



Checando se as proposições causais b e c são verdadeiras:

| Critério | Atendido? | Evidência |
|-----------------|-----------|---|
| Anterioridade | | <ul style="list-style-type: none">Podemos admitir que o consumo de sorvete e as mortes por afogamento intensificaram-se alguns dias após o aumento da temperatura média diária |
| Correlação | | <ul style="list-style-type: none">Existe associação empírica entre temperatura e mortes por afogamento (temperatura elevou-se no último trimestre em relação ao trimestre anterior, assim como as fatalidades por afogamento); correlação > 0Existe associação empírica entre consumo de sorvete e temperatura; correlação > 0 |
| Não-espuriidade | | <ul style="list-style-type: none">Além de alta plausibilidade de que ΔZ esteja causando tanto ΔY quanto ΔX, não temos indicação de que qualquer coisa tenha mudado nas praias de Pontal: sinalização, número de salva-vidas por banhista, etc. |

Muito incomodado, o Presidente da Câmara intervém:



- *Veja, entendo que o verão realmente leve a mais afogamentos e mortes por afogamento. Mas não estou convencido de que sorvetes sejam seguros para o povo de Pontal. Acredito que possam ser responsáveis por uma porção considerável das mortes, enquanto outras tantas, admito, são resultado lamentável do verão.*

Agora, o presidente está argumentando que a existência de b e c não exclui a possibilidade de existir uma relação causal parcial entre X e Y . E ele tem razão.

Analizando a proposição de causalidade parcial entre consumo de sorvete e mortes

Se sorvete tem algum **efeito independente** em mortes por afogamento (ou seja, um efeito que não seja puramente fruto do aumento da temperatura), então:

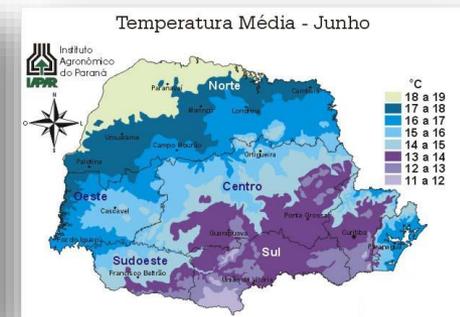
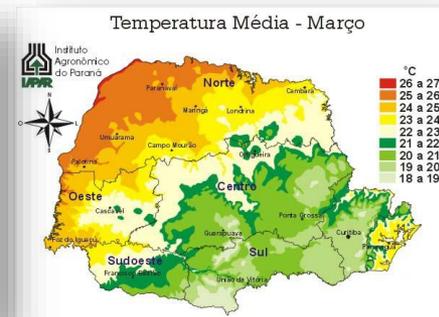
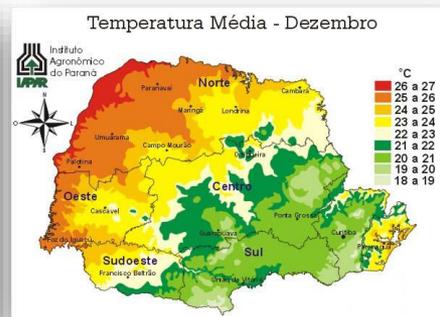
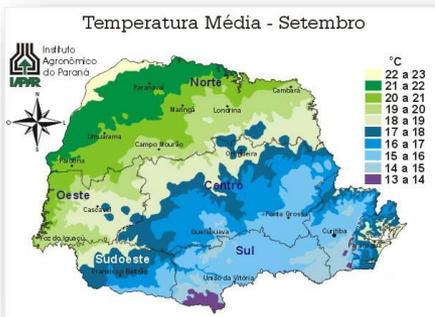
$$\Delta X (\text{sorvete}) \xrightarrow{a'} \Delta Y (\text{mortes por afogamento})$$

$$\Delta Z (\text{temperatura}) = 0$$

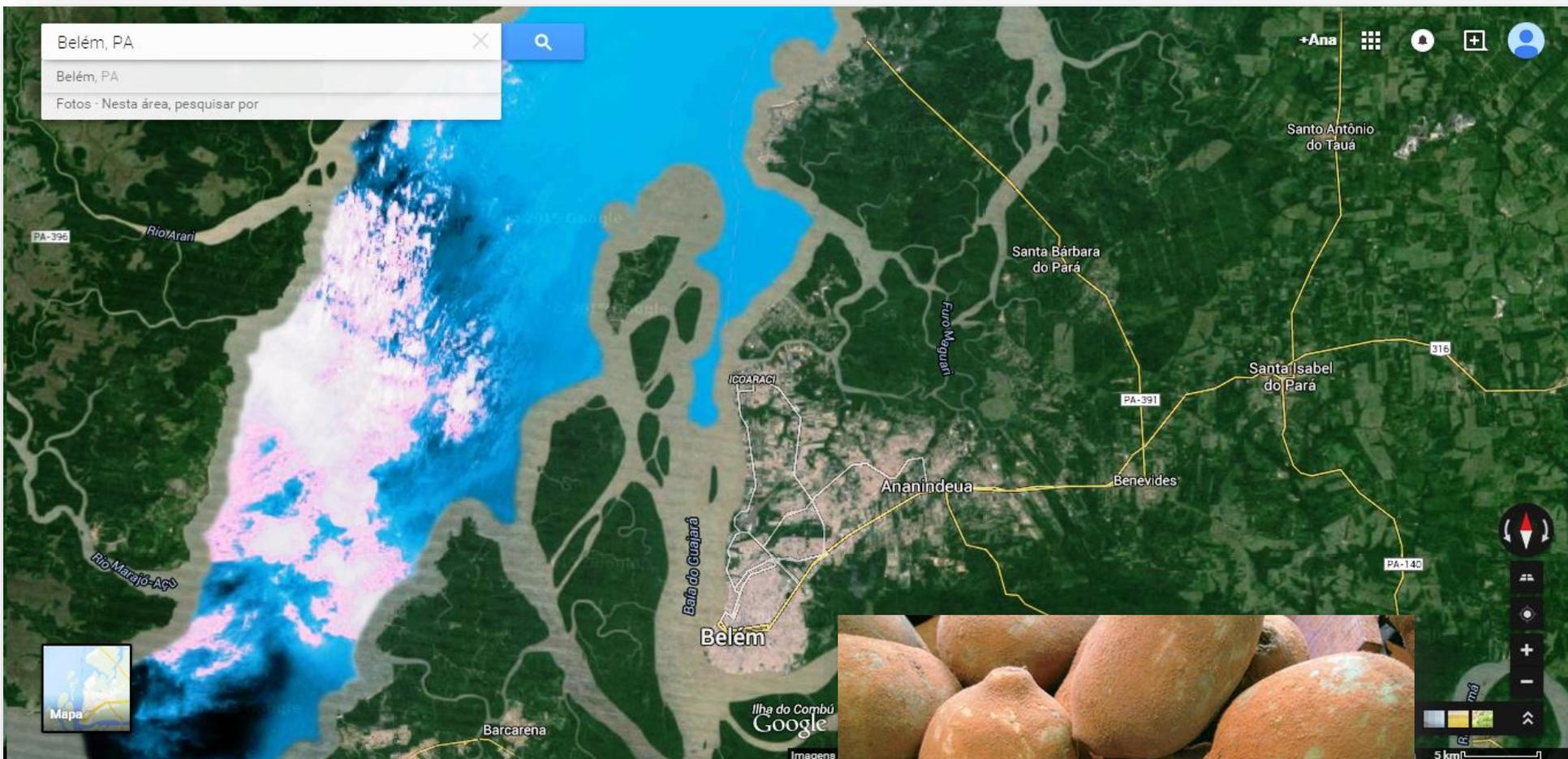
(i.e., sempre quente ou sempre frio)

Proposição causal a' só é verdadeira se existir correlação não nula entre X e Y num cenário de temperatura constante.

No Paraná, onde as estações do ano são bem definidas, não é possível observar ΔX e ΔY a valores constantes de Z em períodos mais longos que 3 meses.



“Cidades das Mangueiras” e do cupuaçu, Belém é sempre quente



Será que existe uma **correlação** entre consumo de sorvete e mortes por afogamento em **Belém**, onde é **sempre quente**?



**Dados foram apurados. Em Belém,
correlação (sorvete, morte por afogamento) = 0**

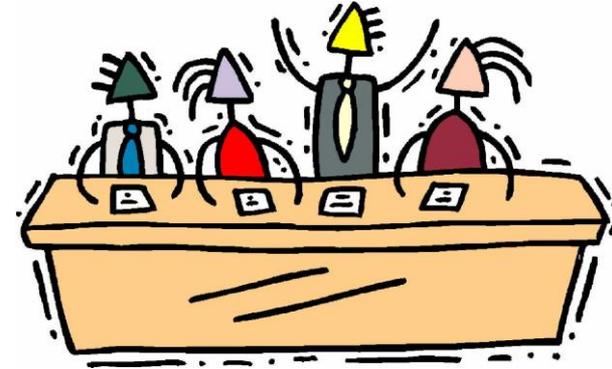


Não se dando por vencido, o Presidente da Câmara esbraveja:

- *Mas nossos sorvetes são diferentes dos de Belém! Os deles são de cupuaçu, os nosso de pinhão. Não dá para comparar!*



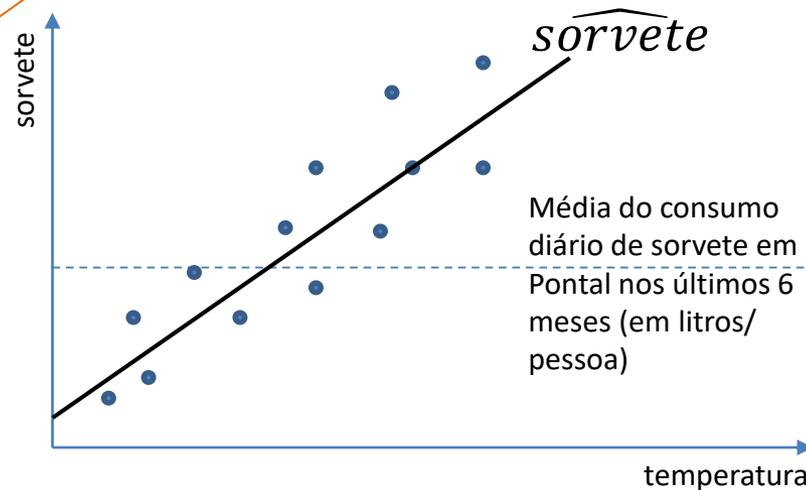
Percebendo a tensão no ar, técnicos presentes reúnem-se para planejar uma análise que pudesse ajudar a entender se realmente existe um potencial mortífero no sorvete de pinhão



- É plausível imaginar que **além da temperatura, outros fatores** possam influenciar consumo de sorvete, p.ex.: lançamentos, mudança na preferência dos consumidores, disponibilidade de outras sobremesas
- Se assim for, ao tentar prever consumo de sorvete **meramente em função da temperatura**, acertaríamos algumas vezes mas **erraríamos feio** em outras tantas
- A parte da variação de **X que não pode ser explicada** por **Z** seria representada pelos **resíduos**, i.e., as distâncias entre nossas previsões e o que realmente aconteceu

“Encaixando” a reta de regressão nos dados e calculando os resíduos

Isto é uma regressão simples!



$$\widehat{\text{sorvete}} = \widehat{\beta}_0 + \widehat{\beta}_1 \text{temperatura}$$

A distância entre cada ponto observado e a reta estimada representa o resíduo, ou seja, a parte da **variação de sorvete que não é explicada pela temperatura**:

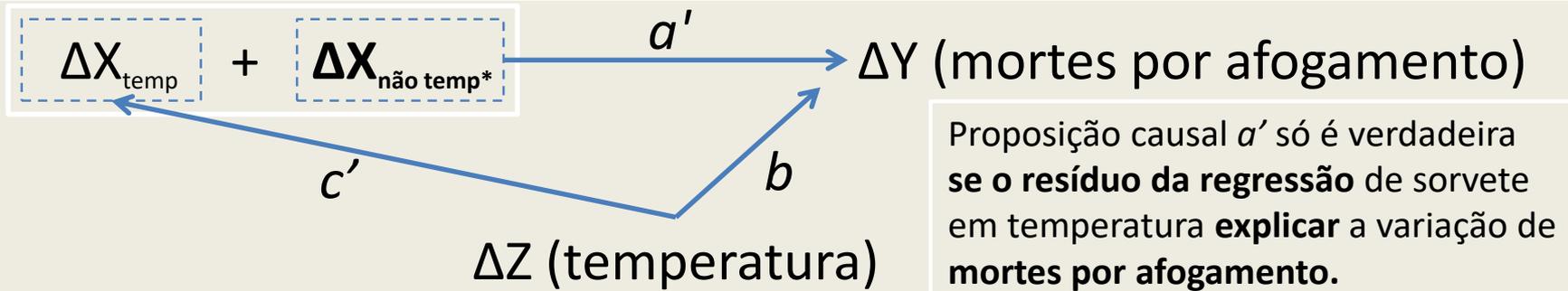
$$\text{resíduo} = \text{sorvete} - \widehat{\text{sorvete}}$$



Técnicos agora correm para **checar se a variação residual de sorvete** poderia justificar **mortes por afogamento**.



A variação residual de sorvete explica as mortes por afogamento?

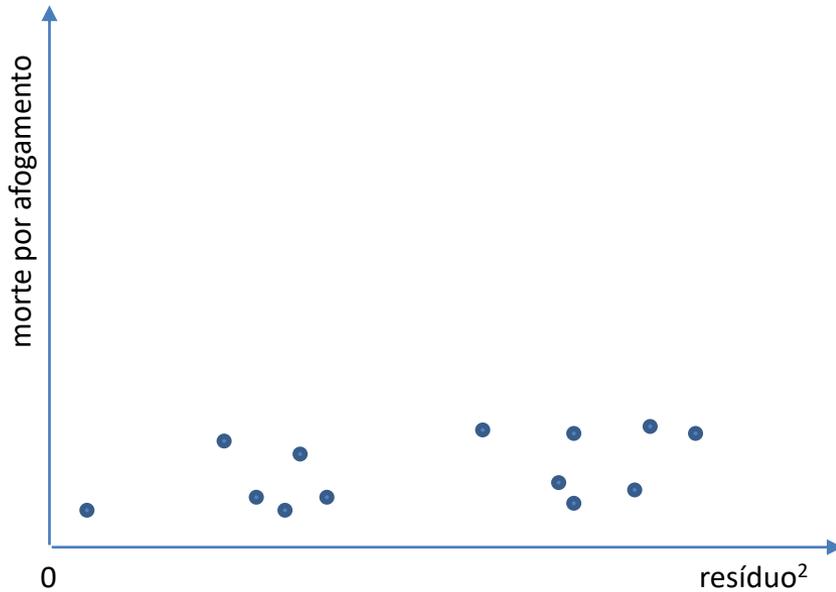


Como checar se a proposição causal a' é verdadeira?

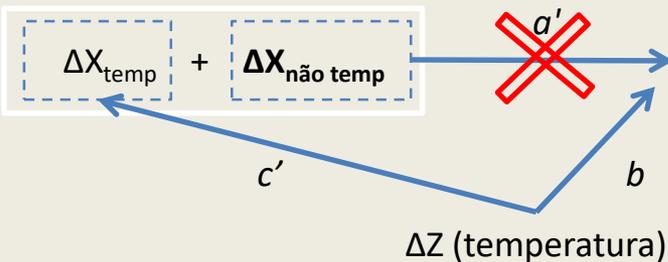
| Critério | Atendido? | Evidência |
|-----------------|-----------|--|
| Anterioridade | | <ul style="list-style-type: none">Consumo de sorvete está concentrado na sobremesa do almoço, enquanto afogamentos concentram-se no final da tarde |
| Correlação | | Vamos trabalhar com 2 cenários para a correlação entre o resíduo de sorvete e as mortes por afogamento |
| Não-espuriidade | | |

* $\Delta X_{n\tilde{a}o\ temp} = \Delta \text{Res\u00edduo da regress\u00e3o de sorvetes x temperatura.}$

Cenário 1: Correlação (resíduo^2 , morte por afogamento) $\cong 0$



| Critério | Atendido? |
|-----------------|-----------|
| Anterioridade | ✓ |
| Correlação | ✗ |
| Não-espuriedade | ? |

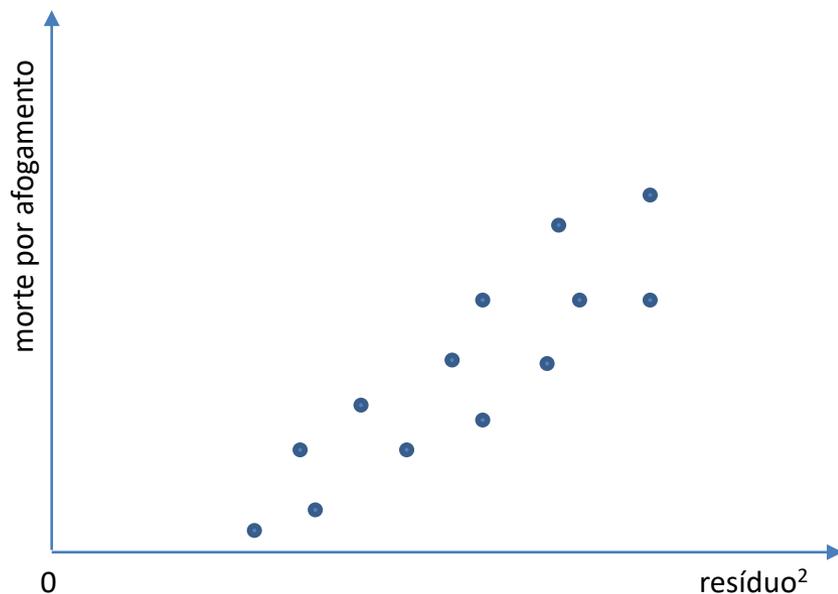


ΔY (mortes por afogamento)

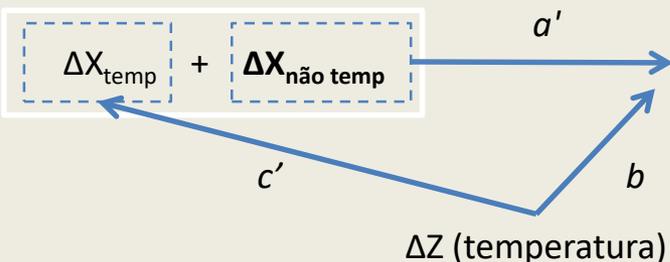
Achados e implicações práticas:

- Toda associação entre sorvete e mortes por afogamento vem da associação entre temperatura e consumo de sorvete; **não há causalidade parcial, ou seja, não existe um efeito independente de sorvete sobre mortes por afogamento**
- O Presidente da Câmara tirou conclusões precipitadas; **não será preciso proibir sorvete em Pontal**

Cenário 2: Correlação (resíduo², morte por afogamento) > 0



| <u>Critério</u> | <u>Atendido?</u> |
|-----------------|------------------|
| Anterioridade | ✓ |
| Correlação | ✓ |
| Não-espuriedade | ? |



ΔY (mortes por afogamento)

Achados e implicações práticas:

- **Mesmo após “controlar”** por temperatura – i.e., descontaminando consumo de sorvete de sua correlação com temperatura – a análise **não é capaz de derrubar a assertiva do Presidente da Câmara**
- **Medida cautelar** deve suspender consumo de sorvete até que a investigação seja concluída – i.e., que se **determine se há espuriedade** na relação entre o **resíduo** de sorvete e as **mortes** por afogamento.

O que acabou de acontecer?

- Nos 2 cenários, **não mantivemos a temperatura constante de fato** (nem conseguiríamos, dado o perfil climático local); não pudemos realmente observar a variação de X na ausência de variação de Z
- Todavia, conseguimos **descontaminar ΔX de ΔZ** de outra forma: separando a **parte de ΔX correlacionada com ΔZ** da **parte de ΔX que é independente de ΔZ** , e focando nesta última
- Porque chegamos ao mesmo efeito (descontaminação de ΔX), consideramos que α' é **relação (parcial) entre ΔX e ΔY mantendo a temperatura “constante” ou “controlando” pela temperatura**

**É para isto que serve
a regressão múltipla!**





DCP098

Fundamentos para Avaliação Quantitativa de Políticas Públicas

Regressão múltipla e controle estatístico

Aula 09
02 de maio de 2022

Ana Paula Karruz