

# Análisis de regresión

Capítulo 7: Selección de variables

Mg. Sc. J. Eduardo Gamboa U.



# Introducción

¿Por qué seleccionar variables?

- ▶ No todas las variables aportan información relevante, incluso podrían ser perjudiciales, al:
  - ▶ aumentar varianza de las estimaciones
  - ▶ introducir multicolinealidad
  - ▶ dificultar la interpretación del modelo
- ▶ Un modelo más complejo no es necesariamente un mejor modelo.
- ▶ Existe un compromiso entre:
  - ▶ ajuste al conjunto de datos observado
  - ▶ capacidad de generalizar a nuevos datos
- ▶ Un buen modelo explica y predice

## Complejidad de un modelo

- ▶ Modelo simple: Mayor sesgo, menor varianza
- ▶ Modelo complejo: Menos sesgo, mayor varianza
- ▶ Se busca un trade - off entre sesgo y varianza
- ▶ La selección de variables es una herramienta clave para controlar este trade-off.

## Partición del conjunto de datos

- ▶ Training set:
  - ▶ conjunto de datos usado para ajustar el modelo
  - ▶ permite estimar los parámetros / ajustar el modelo.
- ▶ Testing set:
  - ▶ conjunto de datos no utilizado en el ajuste
  - ▶ permite evaluar el desempeño predictivo del modelo.

Se desea modelar y predecir el desempeño de proyectos locales en distintas regiones del país, a partir de indicadores técnicos y contextuales. La variable respuesta ( $y$ ) representa un índice de resultado del proyecto (mayor valor = mejor desempeño).

Variables contextuales:

- ▶ region: Zona geográfica del proyecto (costa, sierra, selva)
- ▶ chas: Indicador de condición especial del proyecto (0 = proyecto estándar, 1 = proyecto con condición especial)
- ▶ x1, x3, x8: indicadores técnicas
- ▶ x\_noise\_1: variable de ruido (añadida a propósito)

```
library(dplyr)
datos = read.csv('U7_datos_1.csv')
datos |> glimpse()
```

Rows: 400  
Columns: 27

```
$ id      <int> 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9, 10, 11, 12, 13, 14, 15, 16, 17, ~
$ y       <dbl> 1.9551379, 5.7849582, -2.4141802, -5.8810339, -8.4244239, ~-
$ x1      <dbl> 0.5583667, 2.7847571, -0.1860256, -0.5704220, -1.4857318, ~-
$ x2      <dbl> 0.633837114, 2.377798003, 0.316173042, -0.771308738, -1.379-
$ x3      <dbl> 0.75562271, 2.96589324, -0.09379301, -0.80933045, -1.716456-
$ x4      <dbl> 2.08763645, 0.17514025, 1.02555656, 1.31667769, 0.32808600, ~
$ x5      <dbl> 1.76439554, -0.16356903, 0.76352444, 1.17462637, 0.40276336-
$ x6      <dbl> 2.06702075, 0.03355828, 1.20910906, 1.80496291, 0.44270204, ~
$ x7      <dbl> 2.04089805, -1.23051249, -0.55315067, -0.11026346, -1.61679-
$ x8      <dbl> -0.84608144, -0.19442985, 1.58504729, 0.76283472, 0.1983325-
$ x9      <dbl> -1.358097684, 0.207993693, -1.314629908, 1.261792891, 1.789-
$ chas    <int> 1, 1, 0, 0, 0, 0, 1, 0, 0, 1, 1, 0, 1, 0, 0, 0, 0, 1, ~
$ region   <chr> "selva", "sierra", "sierra", "selva", "selva", "selva", "s-
$ x1_sq    <dbl> 0.311773379, 7.754872382, 0.034605540, 0.325381252, 2.20739-
$ x4_logabs <dbl> 1.12740590, 0.16138751, 0.70584450, 0.84013413, 0.28373880, ~
$ x2_dup    <dbl> 0.66912967, 2.39808178, 0.30162115, -0.75293961, -1.3885479-
$ x5_ratio   <dbl> 0.68733201, -0.30656263, 0.44673828, 0.50960749, 0.42724354-
$ x_noise_1  <dbl> 1.676379495, -0.458178275, -1.311927281, 1.754940403, 1.925-
$ x_noise_2  <dbl> 0.091780656, 0.097275930, -0.906347140, -1.781315120, -1.18-
$ x_noise_3  <dbl> -0.547396841, 1.775555748, 1.155523847, -1.074383895, -1.36-
$ x_noise_4  <dbl> -0.13464043, -0.51677198, 0.53098968, 0.26345653, 0.0571865-
$ x_noise_5  <dbl> 0.10186177, 0.39851524, 1.89178435, 0.78017412, -1.50363223-
$ x_noise_6  <dbl> 1.25297595, -0.15159062, 0.86036105, 0.13020656, -1.1597834-
$ x_noise_7  <dbl> 0.59261813, 1.41411221, 2.19451507, 0.55508367, -0.79243619-
$ x_noise_8  <dbl> 0.46163472, -1.26705669, 0.53880475, -0.74665440, 0.9387081-
$ x_noise_9  <dbl> -0.93485797, 2.31640495, 0.66355770, 0.89710784, -0.7059756-
$ x_noise_10 <dbl> -0.48669654, 1.66628941, 0.12639955, -0.35370677, -1.152087-
```

```
datos = datos |>  
  mutate(region = as.factor(region),  
         chas    = as.factor(chas)) |>  
  select(id, y, region, chas, x1, x3, x8, x_noise_1)
```

```
library(rsample)  
set.seed(2026)  
split_obj = initial_split(datos, prop = 0.80)  
train     = training(split_obj)  
test      = testing(split_obj)  
train |> nrow()
```

```
[1] 320
```

```
test |> nrow()
```

```
[1] 80
```

```
modelo      = lm(y ~ region + chas + x1 + x3 + x8 + x_noise_1,  
                  data = train)  
modelo |> coef()
```

	(Intercept)	regionselva	regionsierra	chas1	x1	x3
-0.3431788	0.1524842	-0.2008598	0.6755253	2.3432076	0.7122237	
x8	x_noise_1					
0.8080033	-0.2272422					

## Sobreajuste

- ▶ Un modelo está sobreajustado cuando se adapta demasiado a los datos de entrenamiento.
- ▶ Causa: modelo excesivamente complejo.
- ▶ Consecuencia: excelente ajuste en training, mal desempeño en datos nuevos

## Enfoques

- ▶ Enfoque estadístico:
  - ▶ Orientado a la inferencia, interpretación o explicación.
  - ▶ Estimación mediante mínimos cuadrados.
- ▶ Machine learning:
  - ▶ Orientado a la predicción, generalización.
  - ▶ Entrenamiento (training) minimizando una función de pérdida.

## ¿Cómo evaluar un modelo?

- ▶ Evaluar un modelo implica analizar dos dimensiones:
  - ▶ su capacidad de ajustarse a los datos observados
  - ▶ su capacidad de predecir datos no observados
- ▶ Un buen ajuste en el conjunto de entrenamiento no garantiza buena generalización.
- ▶ El objetivo central es estimar el error de predicción fuera de muestra.

## Medidas de predicción

- ▶ PRESS: suma de los errores de predicción individuales, es una estimación del error de predicción fuera de muestra.
- ▶  $R^2$  predictivo: mide qué proporción de la variabilidad es explicada en predicción, no en ajuste

## PRESS

Suma de cuadrados predictiva o Suma de cuadrados de los errores predictivos  
 $(y_i - \hat{y}_{i,-i})$ .

$$PRESS = \sum_{i=1}^n \left( \frac{e_i}{1 - h_{ii}} \right)^2$$

A menor PRESS, menor error de predicción estimado

donde:

- ▶  $e_i$  es el i-ésimo residual
- ▶  $h_{ii}$  es el i-ésimo hat value

```
residuals(modelo)/(1-modelo |> hatvalues()) -> pr  
(sum(pr**2) -> PRESS)
```

```
[1] 3950.502
```

```
(modelo |> rstandard(type="pred"))**2 |> sum()
```

```
[1] 3950.502
```

## *R<sup>2</sup>* de predicción

Se busca maximizar esta medida, que se construye de manera similar a la del coeficiente de determinación ( $R^2$ ) bajo el concepto de validación cruzada LOO (leave-one-out).

$$R_p^2 = 1 - \frac{PRESS}{SCT}$$

donde SCT es la suma de cuadrados total.

```
library(broom)
library(dplyr)
modelo |> aov() |> tidy() |> pull(sumsq) |> sum() -> SCT
1-PRESS/SCT
```

```
[1] 0.4831847
```

```
library(olsrr)
modelo |> ols_pred_rsq()
```

```
[1] 0.4831847
```

```
ols_step_all_possible(modelo)$result |> data.frame() -> resultados  
resultados |> psych::headTail(3)
```

	mindex	n		predictors	rsquare	adjr	rmse	predrsq	cp
3	1	1		x1	0.47	0.47	3.55	0.47	18.18
4	2	1		x3	0.46	0.46	3.59	0.45	25.4
5	3	1		x8	0.03	0.02	4.82	0.01	301.11
...	...	...		<NA>	...	...	...	...	...
61	60	5	region	x1 x3 x8 x_noise_1	0.5	0.49	3.45	0.48	8.95
60	61	5	region	chas x3 x8 x_noise_1	0.5	0.49	3.46	0.48	12.36
58	62	5	region	chas x1 x3 x_noise_1	0.48	0.47	3.53	0.46	23.94
63	63	6	region chas	x1 x3 x8 x_noise_1	0.51	0.5	3.43	0.48	8
			aic	sbic	sbc	msep	fpe	apc	hsp
3	1724.89	816.6	1736.2	4057.23	12.76	0.53	0.04		
4	1731.74	823.36	1743.04	4144.93	13.03	0.55	0.04		
5	1921.17	1010.66	1932.48	7492.25	23.56	0.99	0.07		
...	...	...	...	...	...	...	...	...	...
61	1715.93	806	1746.08	3872.65	12.37	0.52	0.04		
60	1719.37	809.31	1749.52	3914.55	12.5	0.52	0.04		
58	1730.81	820.33	1760.96	4056.98	12.96	0.54	0.04		
63	1714.92	805.15	1748.83	3848.64	12.33	0.51	0.04		

```
resultados |> select(n,predrsq,predictors) |>  
  arrange(-predrsq) |> head(5)
```

	n	predrsq	predictors
1	3	0.4909158	chas x1 x8
2	4	0.4906370	chas x1 x8 x_noise_1
3	2	0.4905717	x1 x8
4	3	0.4897158	x1 x8 x_noise_1
5	4	0.4890698	chas x1 x3 x8

```
modelo_r2pred <- lm(y ~ x1 + x8, data = train)
```

## Criterios de información

- ▶ Todos los criterios de información parten del ajuste del modelo, incorporando una penalización por número de parámetros.
- ▶ Buscan aproximar el error de predicción sin particionar los datos.

### Medidas asociadas

- ▶ AIC
- ▶ BIC
- ▶ SBIC
- ▶ Cp de Mallows

## Criterio de Información de Akaike (AIC)

El modelo con menor AIC debe ser preferido. Si ambos modelos presentan AIC con diferencia menor a 2 unidades, elegir el más simple

$$AIC = 2(k + 1) - 2\log(L)$$

donde:

- ▶  $k$ : número de parámetros en la ecuación de regresión
- ▶  $\log(L)$ : log verosimilitud del modelo

```
modelo |> logLik() |> as.numeric() -> logvero  
modelo |> coef() |> length() -> k  
2*(k+1)-2*logvero
```

```
[1] 1714.916
```

```
modelo |> AIC()
```

```
[1] 1714.916
```

```
resultados |> select(n,aic,predictors) |>  
  arrange(aic) |> head(10)
```

	n	aic	predictors
1	3	1709.583	chas x1 x8
2	2	1709.888	x1 x8
3	4	1710.150	chas x1 x8 x_noise_1
4	3	1710.777	x1 x8 x_noise_1
5	4	1710.838	chas x1 x3 x8
6	3	1711.336	x1 x3 x8
7	5	1711.409	chas x1 x3 x8 x_noise_1
8	4	1712.239	x1 x3 x8 x_noise_1
9	4	1713.098	region chas x1 x8
10	3	1713.572	region x1 x8

```
modelo_aic <- lm(y ~ x1 + x8, data = train)
```

## Criterio de información Bayesiano de Schwarz (BIC)

Al igual que las anteriores medidas de información, el menor BIC debe ser preferido, siempre que la diferencia sea mayor a 2 unidades. Elegir el más simple entre los candidatos.

$$SBC = BIC = (k + 1) \times \log(n) - 2\log(L)$$

donde:

- ▶  $k$ : número de parámetros en la ecuación de regresión.
- ▶  $n$ : tamaño de muestra utilizado para construir el modelo.
- ▶  $\log(L)$ : Log verosimilitud del modelo

```
modelo |> coef() |> length() -> k  
modelo |> nobs() -> n  
modelo |> logLik() |> as.numeric() -> logvero  
(k+1)*log(n)-2*logvero
```

```
[1] 1748.831
```

```
modelo |> BIC()
```

```
[1] 1748.831
```

```
resultados |> select(n,sbc,predictors) |>  
arrange(sbc) |> head(10)
```

	n	sbc	predictors
1	2	1724.962	x1 x8
2	3	1728.425	chas x1 x8
3	3	1729.618	x1 x8 x_noise_1
4	3	1730.178	x1 x3 x8
5	2	1731.452	x3 x8
6	4	1732.760	chas x1 x8 x_noise_1
7	4	1733.448	chas x1 x3 x8
8	3	1734.138	chas x3 x8
9	4	1734.849	x1 x3 x8 x_noise_1
10	3	1736.144	x3 x8 x_noise_1

```
modelo_bic <- lm(y ~ x1 + x8, data = train)
```

## Criterio de información Bayesiano de Sawa (SBIC)

Al igual que las anteriores medidas de información, el menor SBIC debe ser preferido, siempre que la diferencia sea mayor a 2 unidades. Elegir el más simple entre los candidatos.

$$SBIC = n \times \log \left( \frac{SCE}{n} \right) + 2(p + 3)q - 2q^2$$

donde:

- ▶  $n$ : tamaño de muestra utilizado para construir el modelo
- ▶  $SCE$ : suma de cuadrados de los errores
- ▶  $p$ : Número de variables (no considerar las variables indicadoras que pudieran crearse)
- ▶  $q = n \frac{CME}{SCE}$

```
modelo |> nobs() -> n
(modelo |> aov() |> tidy() |> pull(term) |> length()) - 1 -> p
modelo |> aov() |> tidy() |> filter(term=="Residuals") |> pull(sumsq) -> s
modelo |> aov() |> tidy() |> filter(term=="Residuals") |> pull(meansq) -> e
n*cme/sce -> q;n*log(sce/n) + 2*(p+3)*q -2*q**2
```

```
[1] 805.1534
```

```
modelo |> ols_sbic(modelo)
```

```
[1] 805.1534
```

Se muestra un ejemplo para un modelo reducido (retiraremos x3 y x\_noise\_1 para mostrar el ejemplo):

```
lm(y ~ .-x3-x_noise_1, train) -> modelo_reducido
modelo_reducido |> nobs() -> n
(modelo_reducido |> aov() |> tidy() |>
  pull(term) |> length()) - 1 -> p
modelo_reducido |> aov() |> tidy() |> filter(term=="Residuals") |>
  pull(sumsq) -> sce
modelo |> aov() |> tidy() |> filter(term=="Residuals") |> pull(meansq) -> cme
n*cme/sce -> q;n*log(sce/n) + 2*(p+3)*q -2*q**2
```

```
[1] 805.0894
```

```
modelo_reducido |> ols_sbic(modelo)
```

```
[1] 805.0894
```

```
resultados |> select(n,sbic,predictors) |>  
arrange(sbic) |> head(10)
```

	n	sbic	predictors
1	3	801.5988	chas x1 x8
2	2	801.8265	x1 x8
3	4	802.2451	chas x1 x8 x_noise_1
4	3	802.7623	x1 x8 x_noise_1
5	4	802.9117	chas x1 x3 x8
6	4	803.1636	region chas x1 x8
7	3	803.3078	x1 x3 x8
8	3	803.5379	region x1 x8
9	5	803.5763	chas x1 x3 x8 x_noise_1
10	5	803.8037	region chas x1 x8 x_noise_1

```
modelo_sbic <- lm(y ~ x1 + x8, data = train)
```

## Cp de Mallows

Se debe su nombre a Colin Lingwood Mallows (estadístico inglés nacido en 1930). Es un indicador que evalúa el ajuste de modelos de regresión, y se busca que su valor sea similar a la cantidad de variables

$$C_p = \frac{SCE_{subconjunto}}{CME_{completo}} - n + 2(p + 1)$$

donde:

- ▶  $SCE_{subconjunto}$ : Suma de cuadrados del error del modelo con un subconjunto de variables siendo evaluados
- ▶  $CME_{completo}$ : Cuadrado medio del error del modelo con todas las variables
- ▶  $n$ : Tamaño de muestra utilizado para construir el modelo
- ▶  $p$ : Número de parámetros estimados.

Importante: En algunas referencias, p incluye al intercepto como variable, por lo que la fórmula cambiaría a:

$$C_p = \frac{SCE_{subconjunto}}{CME_{completo}} - n + 2p$$

Esta es la fórmula que emplearemos

```
modelo |> aov() |> tidy() |> filter(term=="Residuals") |>
  pull(sumsq) -> sce
modelo |> aov() |> tidy() |> filter(term=="Residuals") |>
  pull(meansq) -> cme
modelo |> nobs() -> n
modelo |> coef() |> length() -> p
sce/cme - n + 2*p
```

```
[1] 8
```

```
modelo |> ols_mallows_cp(modelo)
```

```
[1] 8
```

Para el modelo completo con un modelo que contiene solo un subconjunto de variables (retiraremos x3 y x\_noise\_1 para mostrar el ejemplo):

```
lm(y ~ .-x3-x_noise_1, train) -> modelo_reducido
modelo_reducido |> aov() |> tidy() |> filter(term=="Residuals") |>
  pull(sumsq) -> sce
modelo |> aov() |> tidy() |> filter(term=="Residuals") |>
  pull(meansq) -> cme
modelo |> nobs() -> n
modelo_reducido |> coef() |> length() -> p
sce/cme - n + 2*p
```

```
[1] 8.020811
```

```
modelo_reducido |> ols_mallows_cp(modelo)
```

```
[1] 8.020811
```

```
resultados |> select(n,cp,predictors) |>  
  mutate(dif = n-cp,.after=cp) |> arrange(abs(dif)) |> head(10)
```

	n	cp	dif	predictors
1	4	3.879277	0.1207228	chas x1 x3 x8
2	3	2.610840	0.3891602	chas x1 x8
3	5	4.480990	0.5190099	chas x1 x3 x8 x_noise_1
4	3	3.786444	-0.7864437	x1 x8 x_noise_1
5	4	3.204809	0.7951907	chas x1 x8 x_noise_1
6	2	2.885550	-0.8855496	x1 x8
7	4	5.256072	-1.2560719	x1 x3 x8 x_noise_1
8	3	4.339169	-1.3391686	x1 x3 x8
9	5	6.711953	-1.7119532	region chas x1 x8 x_noise_1
10	6	8.000000	-2.0000000	region chas x1 x3 x8 x_noise_1

```
modelo_cpm <- lm(y ~ chas + x1 + x3 + x8, data = train)
```

## Métodos paso a paso

- ▶ El número de modelos posibles crece exponencialmente con el número de variables.
- ▶ Evaluar todos los subconjuntos puede ser inviable.

## Tipos de métodos

- ▶ Mejores subconjuntos: compara modelos con 1, 2, 3, ... variables
- ▶ Forward: añade variables relevantes al modelo nulo.
- ▶ Backward: elimina variables irrelevantes del modelo completo.
- ▶ Stepwise: combina ambos enfoques.

## Selección a partir de los mejores subconjuntos

Este procedimiento consiste en elegir el mejor modelo con 1 variable predictora, con 2, con 3, y así sucesivamente hasta llegar al modelo completo con  $p$  variables.

Los representantes de los subconjuntos compiten para elegir el mejor modelo, utilizando los mismos criterios de la sección anterior.

```
modelo |> ols_step_best_subset()
```

### Best Subsets Regression

Model	Index	Predictors
1		x1
2		x1 x8
3		chas x1 x8
4		chas x1 x8 x_noise_1
5		chas x1 x3 x8 x_noise_1
6		region chas x1 x3 x8 x_noise_1

### Subsets Regression Summary

Model	Adj.	Pred	C(p)	AIC	SBIC	SBC	MSEP	FPE	HSP	APC
	R-Square	R-Square								
1	0.4725	0.4709	0.4659	18.1803	1724.8932	816.5992	1736.1981	4057.2262	12.7581	0.0400
2	0.4998	0.4967	0.4906	2.8855	1709.8884	801.8265	1724.9617	3859.4287	12.1737	0.0382
3	0.5034	0.4987	0.4909	2.6108	1709.5830	801.5988	1728.4246	3843.8886	12.1621	0.0381
4	0.5056	0.4994	0.4906	3.2048	1710.1497	802.2451	1732.7596	3838.8969	12.1836	0.0382
5	0.5068	0.4989	0.4888	4.4810	1711.4093	803.5763	1737.7876	3842.2616	12.2317	0.0384
6	0.5075	0.4965	0.4832	8.0000	1714.9164	805.1534	1748.8313	3848.6434	12.3289	0.0387

AIC: Akaike Information Criteria

SBIC: Sawa's Bayesian Information Criteria

SBC: Schwarz Bayesian Criteria

MSEP: Estimated error of prediction, assuming multivariate normality

FPE: Final Prediction Error

HSP: Hocking's Sp

APC: Amemiya Prediction Criteria

## Backward selection

Comienza con el modelo completo y se van retirando, una a una, variables que no contribuyan.  
Una variable que fue retirada, no puede volver a entrar.

Modelo completo:

(Intercept)	regionselva	regionsierra	chas1	x1	x3
-0.3431788	0.1524842	-0.2008598	0.6755253	2.3432076	0.7122237
	x8	x_noise_1			
0.8080033	-0.2272422				

Ejecutar el siguiente código:

```
modelo |> ols_step_backward_p()  
modelo |> ols_step_backward_p() |> plot()  
modelo_completo |> ols_step_backward_aic()  
modelo_completo |> ols_step_backward_aic() |> plot()
```

¿Cuál es el modelo resultante?

## Forwad selection

Comienza con el modelo nulo y se van agregando, una a una, variables que contribuyan. Una variable que fue ingresada, no puede ser retirada.

Ejecutar el siguiente código:

```
modelo |> ols_step_forward_p()  
modelo |> ols_step_forward_p() |> plot()  
modelo |> ols_step_forward_aic()  
modelo |> ols_step_forward_aic() |> plot()
```

¿Cuál es el modelo resultante?

## Stepwise selection

Comienza con el modelo nulo y se van agregando o retirando variables, una a una. Una variable que fue retirada, sí puede volver a entrar, así como una variable que fue ingresada, puede salir.

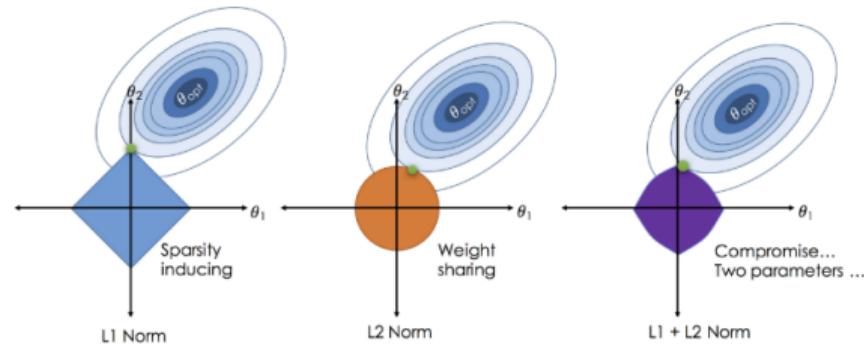
Ejecutar el siguiente código:

```
modelo |> ols_step_both_p()  
modelo |> ols_step_both_p() |> plot()  
modelo |> ols_step_both_aic()  
modelo |> ols_step_both_aic() |> plot()
```

¿Cuál es el modelo resultante?

# Regularización

- ▶ Controla la complejidad directamente en el proceso de estimación.



## Métodos de regularización

- ▶ Ridge: reduce la varianza de los coeficientes, no los llega a eliminar.
- ▶ Lasso: induce coeficientes exactamente nulos, realizando así una selección automática.
- ▶ Elastic net: combina Ridge y Lasso mediante un coeficiente  $\alpha$ . Es útil cuando hay alta correlación entre predictores.

## Regresión Ridge

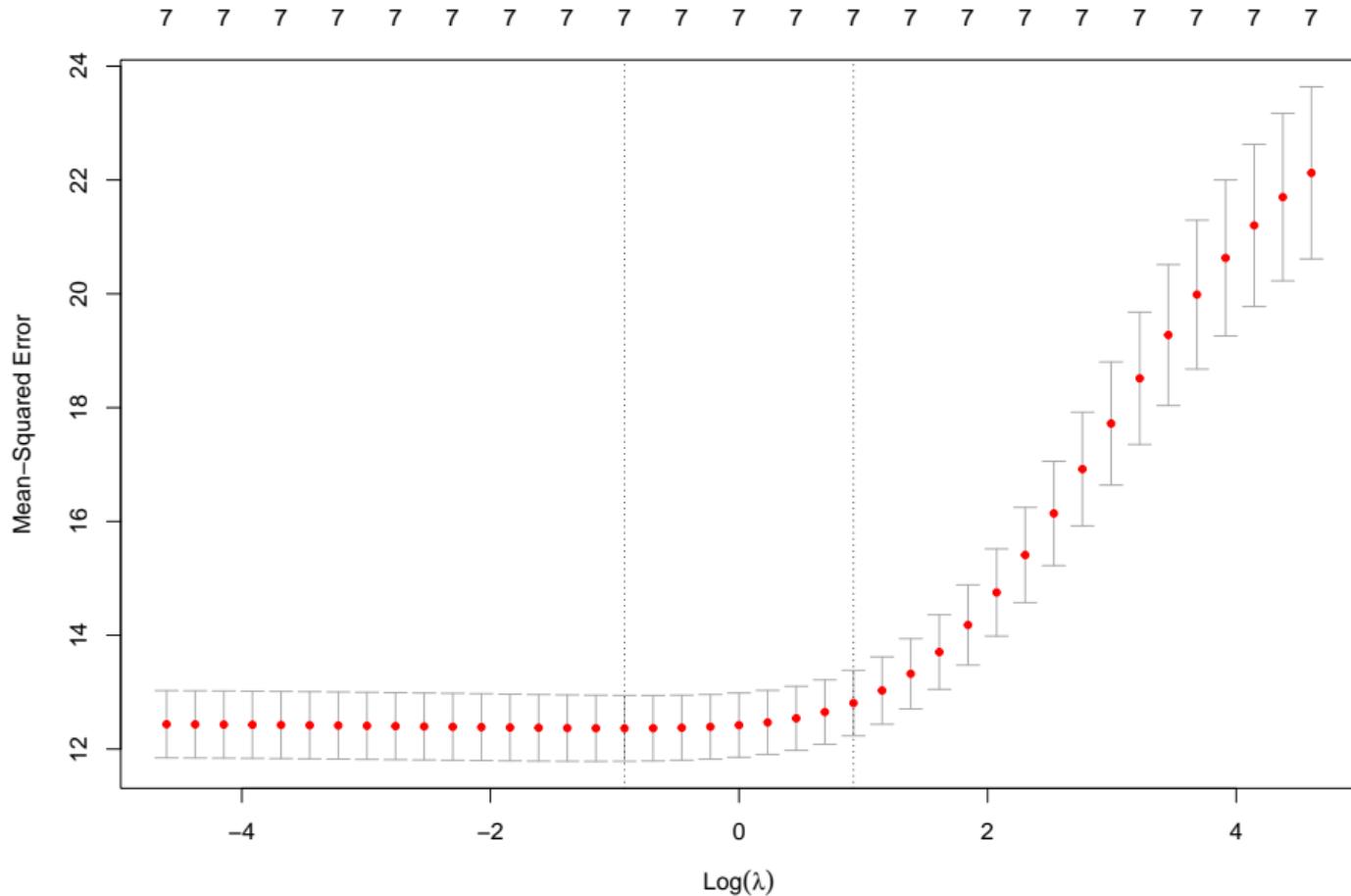
- ▶ El vector de coeficientes de regresión se estima mediante  $\hat{\beta} = (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{Y}$
- ▶ La matriz  $\mathbf{X}'\mathbf{X}$  puede presentar problemas de inversión si las variables están muy correlacionadas (y es necesario descartar alguna(s))
- ▶ Se propone el estimador  $\hat{\beta}_\lambda$ , conocido como “estimador Ridge”, el cual es sesgado pero menos variable que  $\hat{\beta}$ .

$$\hat{\beta}_\lambda = (\mathbf{X}'\mathbf{X} + \lambda\mathbf{I})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{Y}$$

- ▶ Este estimador se obtiene al minimizar:

$$\sum_{i=1}^n (y_i - \mathbf{x}'_i \beta)^2 + \lambda \sum_{j=1}^p \beta_j^2$$

```
modelo |> model.matrix() -> X
train  |> pull(y) -> Y
10**seq(2, -2, by = -.1) -> lambda_seq
library(glmnet)
set.seed(345)
cv.glmnet(X, Y, alpha = 0, lambda = lambda_seq) -> modelo_ridge_cv
modelo_ridge_cv |> plot()
```



```
modelo_ridge_cv$lambda.1se -> best_lambda
glmnet(X, Y, alpha = 0, lambda = best_lambda) -> best_ridge
coef(best_ridge)
```

9 x 1 sparse Matrix of class "dgCMatrix"

	s0
(Intercept)	-0.2103338
(Intercept)	.
regionselva	0.1454745
regionsierra	-0.1744242
chas1	0.4328956
x1	1.2730716
x3	1.0998468
x8	0.5288449
x_noise_1	-0.1616807

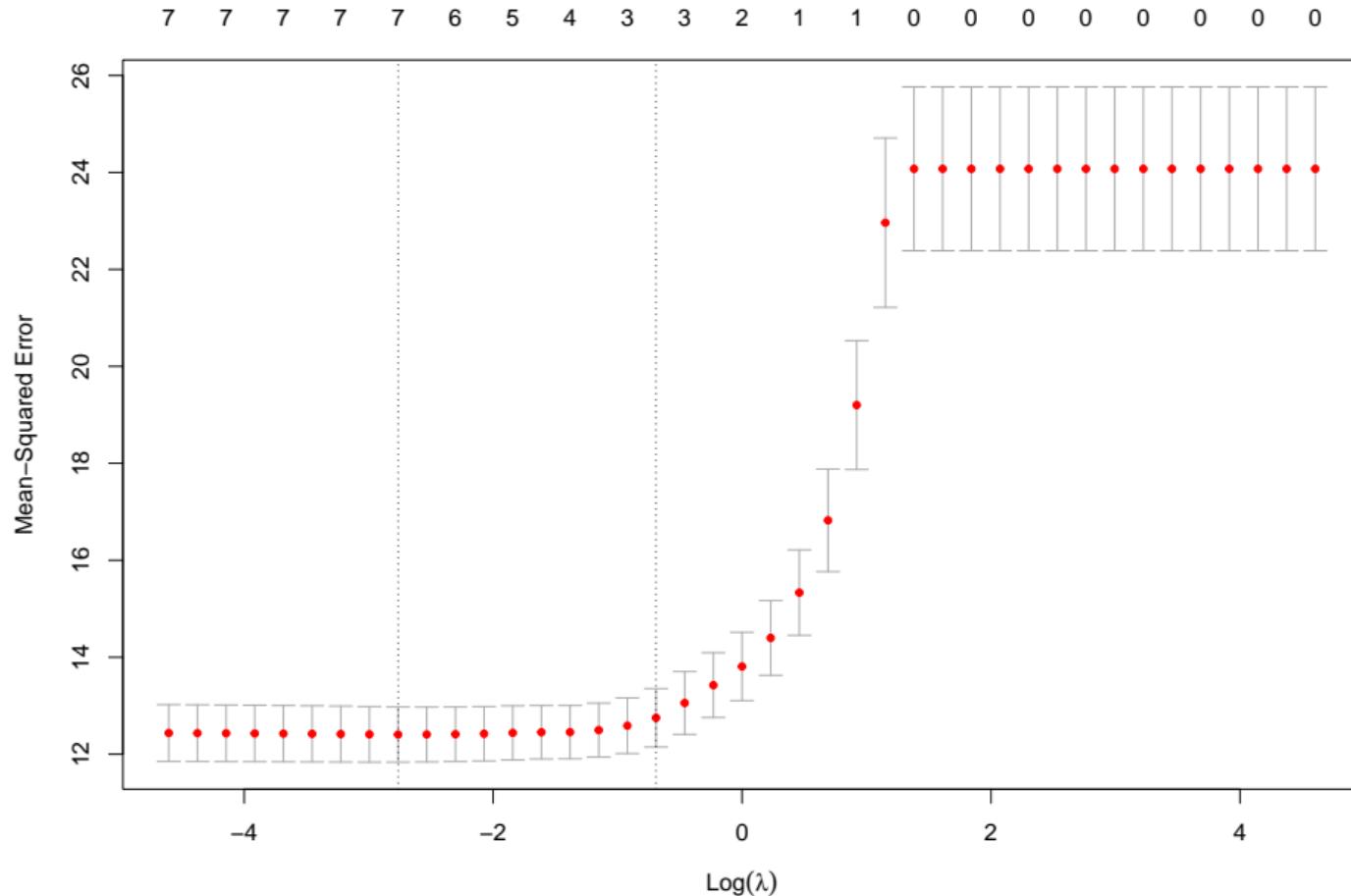
## Regresión Lasso

- ▶ Se realiza un cambio en la penalidad, de modo que el estimador Lasso se obtiene al minimizar

$$\sum_{i=1}^n (y_i - \mathbf{x}'_i \boldsymbol{\beta})^2 + \lambda \sum_{j=1}^p |\beta_j|$$

- ▶ Tanto en la regresión Ridge como Lasso, los coeficientes de regresión no son interpretables (son sesgados) sin embargo sí es de interés obtener las predicciones.
- ▶ La regresión Lasso automáticamente realiza una selección de variables

```
set.seed(345)
cv.glmnet(X, Y, alpha = 1, lambda = lambda_seq) -> modelo_lasso_cv
modelo_lasso_cv |> plot()
```



```
modelo_lasso_cv$lambda.1se -> best_lambda  
glmnet(X, Y, alpha = 1, lambda = best_lambda) -> best_lasso  
coef(best_lasso)
```

9 x 1 sparse Matrix of class "dgCMatrix"

s0

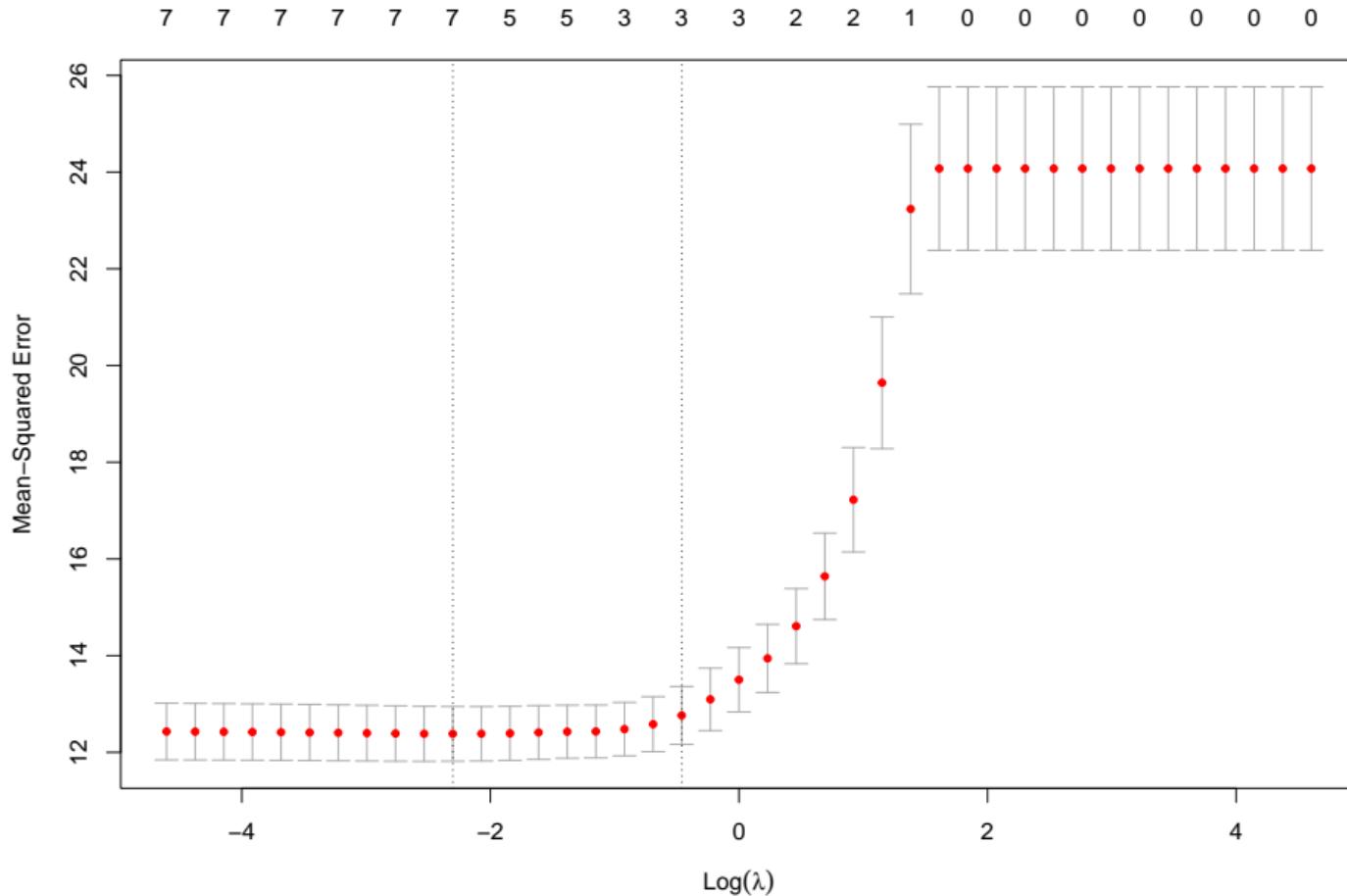
(Intercept)	0.02800487
(Intercept)	.
regionselva	.
regionsierra	.
chas1	.
x1	2.31804834
x3	0.31854570
x8	0.29910056
x_noise_1	.

## Regresión Elastic Net

- ▶ Es una mezcla de las regresiones Ridge y Lasso, ya que busca minimizar:

$$\sum_{i=1}^n (y_i - \mathbf{x}'_i \beta)^2 + \alpha \lambda_1 \sum_{j=1}^p |\beta_j| + (1 - \alpha) \lambda_2 \sum_{j=1}^p \beta_j^2$$

```
set.seed(345)
cv.glmnet(X, Y, alpha = 0.8, lambda = lambda_seq) -> modelo_elastic_cv
modelo_elastic_cv |> plot()
```



```
modelo_elastic_cv$lambda.1se -> best_lambda
glmnet(X, Y, alpha = 0.8, lambda = best_lambda) -> best_elastic
best_elastic |> coef()
```

9 x 1 sparse Matrix of class "dgCMatrix"

s0

(Intercept)	0.02231246
(Intercept)	.
regionselva	.
regionsierra	.
chas1	.
x1	1.73354938
x3	0.81508312
x8	0.29081796
x_noise_1	.

```
X_test <- model.matrix(~ region + chas + x1 + x3 + x8 + x_noise_1,  
                      data = test)  
predicciones = data.frame(x = predict(best_elastic,X_test),  
                           y = test$y)  
predicciones |> head(10)
```

	s0	y
1	-3.8946527	-8.424424
2	1.4076523	4.947224
3	0.8003559	1.920726
4	1.2224520	1.888537
5	3.1463797	2.096090
6	3.2925127	9.462710
7	1.5618966	3.395282
8	2.9041331	-1.278497
9	-5.2597158	-5.993650
10	2.5428582	7.113242