Overfit & Cross Validation

Ciencia de Datos para la toma de decisiones en Economía

Ignacio Sarmiento-Barbieri

Agenda

- 1 Predicción y Error Predictivo
- 2 Overfit
- 3 Overfit y Predicción fuera de Muestra
 - AIC: Akaike Information Criterion
 - SIC/BIC: Schwarz/Bayesian Information Criterion
- 4 Error de Prueba y de Entrenamiento
 - Enfoque de conjunto de validación
- 5 Example: Predicting House Prices in R
 - LOOCV
 - Validación cruzada en K-partes
- 6 Review
- 7 Further Readings



- 1 Predicción y Error Predictivo
- 2 Overfit
- 3 Overfit y Predicción fuera de Muestra
 - AIC: Akaike Information Criterior
 - SIC/BIC: Schwarz/Bayesian Information Criterior
- 4 Error de Prueba y de Entrenamiento
 - Enfoque de conjunto de validación
- 5 Example: Predicting House Prices in R
 - LOOCV
 - Validación cruzada en K-partes
- 6 Review
- 7 Further Readings

- ► El objetivo es predecir *y* dadas otras variables *X*. Ej: ingreso dadas las características del individuo
- ► Asumimos que el link entre *y* and *X* esta dado por el modelo:

$$y = f(X) + u \tag{1}$$

- ightharpoonup donde f(X) es cualquier función,
- *u* una variable aleatoria no observable E(u) = 0 and $V(u) = \sigma^2$

- ightharpoonup En la práctica no conocemos f(X)
- Es necesario estimarla $\hat{y} = \hat{f}(X)$
- Nuestra medida de riesgo/performance será generalmente el MSE

$$MSE(y) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} (y_i - \hat{y})^2$$

► El *MSE* puede descomponerse al menos en dos partes

$$MSE(y) = MSE(\hat{f}) + \sigma^2$$
 (2)

- ightharpoonup el error de estimar f con \hat{f} . (reducible)
- la el error de no observar *u*. (*irreducible*)

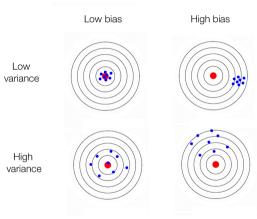
Descomponiendo un poco más:

$$MSE(y) = MSE(\hat{f}) + \sigma^2 \tag{3}$$

$$= Bias^{2}(\hat{f}) + V(\hat{f}) + Irreducible Error$$
(4)

- Este resultado es muy importante,
 - ► Aparece el dilema entre sesgo y varianza

Prediction Error



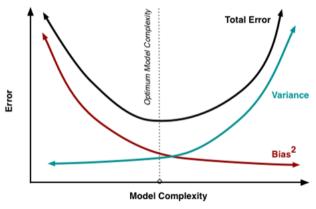
Source: https://tinyurl.com/y4lvjxpc

Dilema sesgo/varianza

► El secreto de ML: admitiendo un poco de sesgo podemos tener ganancias importantes en varianza

Dilema sesgo/varianza

► El secreto de ML: admitiendo un poco de sesgo podemos tener ganancias importantes en varianza



Source: https://tinyurl.com/y4lvjxpc

Predicción y regresión lineal

► El problema es:

$$y = f(X) + u \tag{5}$$

proponemos que:

$$f(X) = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \dots + \beta_p X_p \tag{6}$$

- ightharpoonup El problema se reduce a encontrar los βs
 - Un camino es OLS

Predicción y regresión lineal

▶ Y el dilema sesgo varianza?

Predicción y regresión lineal

- ► Y el dilema sesgo varianza?
- ▶ Bajo los supuestos clásicos (Gauss-Markov) el estimador de OLS es insesgado:

$$E(X\hat{\beta}) = E(\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 X_2 + \dots + \hat{\beta}_p X_p)$$
(7)

$$= E(\hat{\beta}_1) + E(\hat{\beta}_2)X_2 + \dots + E(\hat{\beta}_p)X_p$$
(8)

$$= X\beta \tag{9}$$

► $MSE(\hat{y})$ se reduce a $V(\hat{\beta})$

- ► En la econometría clásica, la elección de modelos se resume a elegir entre modelos más pequeños y más grandes.
- Considere los siguientes modelos para estimar *y*:

$$y = \beta_1 X_1 + u_1$$

- $ightharpoonup \hat{eta}_1^{(1)}$ el estimador de OLS y on X_1
- La predicción es:

$$\hat{y}^{(1)} = \hat{\beta}_1^{(1)} X_1$$

$$y = \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + u_2$$

- $\hat{\beta}_1^{(2)}$ y $\hat{\beta}_2^{(2)}$ con β_1 y β_2 los el estimador de OLS de y en X_1 y X_2 .
- La predicción es:

$$\hat{y}^{(2)} = \hat{\beta}_1^{(2)} X_1 + \hat{\beta}_2^{(2)} X_2$$



- Una discusión importante en la econometría clásica es la de la omisión de variables relevantes frente a la inclusión de variables irrelevantes.
 - Si el modelo (1) es verdadero entonces estimar el modelo más grande (2) conduce a estimadores ineficientes aunque no sesgados debido a que incluyen innecesariamente X_2 .

Ejemplo

```
#Load Packages
require("tidyverse")
Loading required package: tidyverse
-- Attaching packages ----- tidyverse 1.3.1 --
            v purrr 0.3.4
v ggplot2 3.3.6
v tibble 3.1.7 v dplyr 1.0.9
v tidyr 1.2.0 v stringr 1.4.0
v readr 2.1.2 v forcats 0.5.1
-- Conflicts ----- tidyverse_conflicts() --
x dplyr::filter() masks stats::filter()
x dplyr::lag() masks stats::lag()
require("fabricatr")
require("stargazer")
```

```
#for reproducibility
set.seed(101010)

db1 <- fabricate(
   N = 10000,
   ability=rnorm(N,mean=.5,sd=2),
   schooling = round(runif(N, 2, 14)),
   logwage =rnorm(N, mean=7+.15*schooling, sd=2)
)</pre>
```

Ejemplo

```
reg1<-lm(logwage~schooling,db1)
reg2<-lm(logwage~schooling+ability,db1)
stargazer(reg1,reg2,type="text")</pre>
```

```
##
                                         Dependent variable:
                                                logwage
                                    (1)
                                                                (2)
   schooling
                                 0.145***
                                                             0.145***
                                  (0.006)
                                                              (0.006)
   ability
                                                               0.007
                                                              (0.010)
                                 7.050***
                                                             7.046***
   Constant
                                  (0.051)
                                                              (0.051)
## Observations
                                  10,000
                                                              10,000
                                                               0.059
                                                  *p<0.1: **p<0.05: ***p<0.01
## Note:
```

Ejemplo

[1] 0.2524032

- ▶ Una discusión importante en la econometría clásica es la de la omisión de variables relevantes frente a la inclusión de variables irrelevantes.
 - Si el modelo (1) es verdadero entonces estimar el modelo más grande (2) conduce a estimadores ineficientes aunque no sesgados debido a que incluyen innecesariamente X_2 .
 - ▶ Si el modelo (2) se verdadero, estimar el modelo más pequeño (1) conduce a una estimación de menor varianza pero sesgada si X_1 también se correlaciona con el regresor omitido X_2 .

```
db2 <- fabricate(
  N = 10000,
  ability=rnorm(N,mean=.5,sd=2),
  schooling = round(runif(N, 2, 14)),
  schooling = round(ceiling(schooling+1*ability)),
  logwage =rnorm(N, mean=7+.15*schooling+.25*ability, sd=2)
)</pre>
```

Ejemplo

```
reg3<-lm(logwage~schooling,db2)
reg4<-lm(logwage~schooling+ability,db2)
stargazer(reg3,reg4,type="text")</pre>
```

```
##
                                           Dependent variable:
                                                  logwage
                                     (1)
                                                                   (2)
   schooling
                                  0.216***
                                                                0.153***
                                   (0.005)
                                                                 (0.006)
   ability
                                                                0.254***
                                                                 (0.011)
                                  6.563***
                                                                7.007***
   Constant
                                   (0.051)
                                                                 (0.053)
## Observations
                                   10,000
                                                                 10,000
                                                                  0.192
                                                      *p<0.1: **p<0.05: ***p<0.01
## Note:
```

Ejemplo

```
db2$yhat_reg3<-predict(reg3)
db2$yhat_reg4<-predict(reg4)

var(db2$yhat_reg3)

## [1] 0.755213

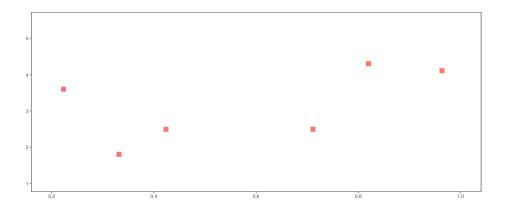
var(db2$yhat_reg4)</pre>
```

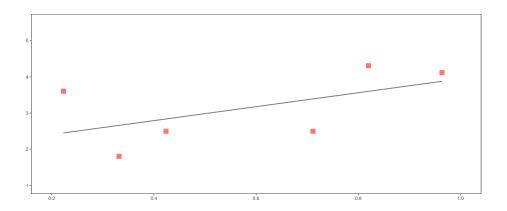
[1] 0.9538193

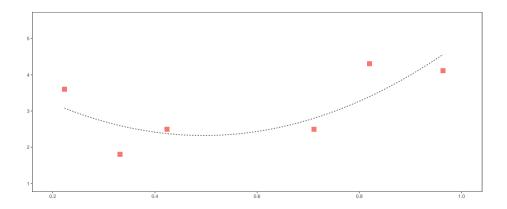
- ▶ Una discusión importante en la econometría clásica es la de la omisión de variables relevantes frente a la inclusión de variables irrelevantes.
 - Si el modelo (1) es verdadero entonces estimar el modelo más grande (2) conduce a estimadores ineficientes aunque no sesgados debido a que incluyen innecesariamente X_2 .
 - ▶ Si el modelo (2) se verdadero, estimar el modelo más pequeño (1) conduce a una estimación de menor varianza pero sesgada si X_1 también se correlaciona con el regresor omitido X_2 .
- ► Esta discusión de pequeño vs grande siempre es con respecto a un modelo que se supone es verdadero.
- ▶ Pero en la práctica el modelo verdadero es desconocido!!!

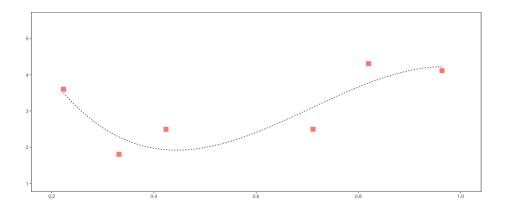
- ▶ Elegir entre modelos/especificaciones implica un dilema sesgo/varianza
- La econometría clásica tiende a resolver este dilema abruptamente,
 - requiriendo una estimación no sesgada y, por lo tanto, favoreciendo modelos más grandes para evitar sesgos
- ► En esta configuración simple, los modelos más grandes son "más complejos", por lo que los modelos más complejos están menos sesgados pero son más ineficientes.
- Por lo tanto, en este marco muy simple, la complejidad se mide por el número de variables explicativas.
- ▶ Una idea central en el aprendizaje automático es generalizar la idea de complejidad,
 - Nivel óptimo de complejidad, es decir, modelos cuyo sesgo y varianza conducen al menor MSE.

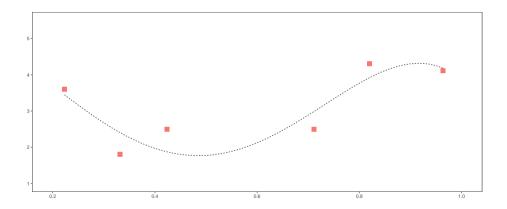
- 1 Predicción y Error Predictivo
- 2 Overfit
- Overfit y Predicción fuera de Muestra
 - AIC: Akaike Information Criterion
 - SIC/BIC: Schwarz/Bayesian Information Criterior
- 4 Error de Prueba y de Entrenamiento
 - Enfoque de conjunto de validación
- 5 Example: Predicting House Prices in R
 - LOOCV
 - Validación cruzada en K-partes
- 6 Review
- 7 Further Readings

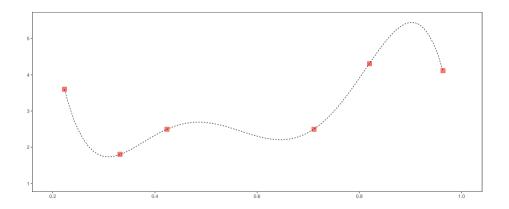












Notemos que esto no es otra cosa que la suma de los residuales al cuadrado

$$MSE = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} (y_i - \hat{f}(X))^2$$
 (10)

$$= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} (y_i - \hat{y})^2 \tag{11}$$

$$=\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(e)^{2}$$
(12)

$$= RSS \tag{13}$$

Esta medida nos da una idea de *lack of fit* que tan mal ajusta el modelo a los datos

- ▶ Un problema del RSS es que nos da una medida absoluta de ajuste de los datos, y por lo tanto no esta claro que constituye un buen RSS.
- ▶ Una alternativa muy usada en economía es el R^2
- Este es una proporción (la proporción de varianza explicada),
 - ▶ toma valores entre 0 y 1,
 - es independiente de la escala (o unidades) de *y*

$$R^{2} = 1 - \frac{\sum_{i=1}^{n} (y_{i} - \hat{y})^{2}}{\sum_{i=1}^{n} (y_{i} - \bar{y})^{2}}$$
(14)

$$=1-\frac{RSS}{TSS}\tag{15}$$

- Suppose that the true model is y = f(X) + u where f is a polynomial of degree p^* , with E(u) = 0 and $V(u) = \sigma^2$
- $\triangleright p^*$ is finite but unknown
- ▶ We fit polynomials with increasing degrees p = 1, 2, ...
- ▶ What happens when we increase the degree of the polynomial?

▶ The expected prediction error of a regression fit $\hat{f}(X)$ at an input point $X = x_0$, is

$$MSE(x_0) = MSE(y - \hat{f}(x_0)|X = x_0)$$

= $Bias^2(f, \hat{f}(x_0)) + V(\hat{f}(x_0)) + Irreducible Error$ (16)

► The average expected prediction error

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^{N} MSE(x_i) \tag{17}$$

Overfit

► Bias?

Overfit

- ► Bias?
- ► Variance:

$$\hat{f}(x_0) = \sum_{s=0}^{p} x_0^s \hat{\beta}_s = x_0' \hat{\beta}$$
 (18)

where $x'_0 = (1, x_0, x_0^2, \dots, x_0^p)$

$$V(\hat{f}(x_0)) = V(x_0'\hat{\beta}) = x_0'\sigma^2(X'X)^{-1}x_0$$
(19)

Then

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} \sigma^2 x_i' \sigma^2 (X'X)^{-1} x_i = \sigma^2 \frac{p}{n}$$
 (20)

After we "hit" p^* increasing complexity does not reduce the bias, but variance increases monotonically for σ^2 and n given

Proof

The fitted model for a polynomial of degree *p* is :

$$\hat{y}_i = x_i' \hat{\beta} \tag{21}$$

with $x'_i = (1, x_i, x_i^2, ..., x_i^p)$ Then $V(y_i) = V(x_i'\hat{\beta}) = \sigma^2 x_i'(X'X)^{-1} x_i$. Now:

Average
$$V(x_i'\hat{\beta}) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} \sigma^2 x_i'(X'X)^{-1} x_i$$
 (22)

Proof

- Trace.
 - If $A_{m \times m}$ with typical element a_{ij} . The **trace** of A, tr(A) is the sum of the elements of its diagonal: $tr(A) \equiv \sum_{s=1}^{m} a_{ij}$
 - Properties
 - For any square matrices A, B, and C: tr(A+B) = tr(A) + tr(B)
 - ightharpoonup Cyclic property: tr(ABC) = tr(BCA) = tr(CAB)
 - If $m = 1 \operatorname{tr}(A) = A$

Now we use traces.

Average
$$V(x_i'\hat{\beta}) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} \sigma^2(x_i'(X'X)^{-1}x_i)$$
 (23)

$$\sum_{i=1}^{n} tr((X'X)^{-1}x_i'x_i) = tr(\sum_{i=1}^{n} (X'X)^{-1}x_i'x_i) = tr((X'X)^{-1}(X'X)) = p$$
(24)

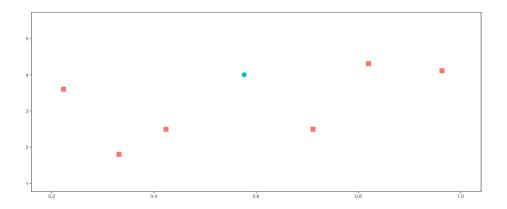


- 1) Predicción y Error Predictivo
- 2 Overfit
- 3 Overfit y Predicción fuera de Muestra
 - AIC: Akaike Information Criterion
 - SIC/BIC: Schwarz/Bayesian Information Criterion
- 4 Error de Prueba y de Entrenamiento
 - Enfoque de conjunto de validación
- 5 Example: Predicting House Prices in R
 - LOOCV
 - Validación cruzada en K-partes
- 6 Review
- 7 Further Readings

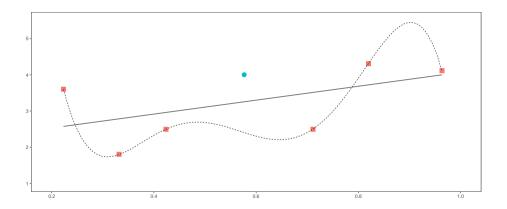
Overfit y Predicción fuera de Muestra

- ML nos interesa la predicción fuera de muestra
- Overfit: modelos complejos predicen muy bien dentro de muestra, pero tienden a hacer un trabajo fuera de muestra
- ► Hay que elegir el nivel adecuado de complejidad
- Como medimos el error de predicción fuera de muestra?
- $ightharpoonup R^2$ no funciona: se concentra en la muestra y es no decreciente en complejidad

Overfit



Overfit



AIC

- ► Akaike (1969) fue el primero en ofrecer un enfoque unificado al problema de la selección de modelos.
- Su punto de vista fue elegir un modelo del conjunto f_i que funcionó bien cuando se evaluó sobre la base del rendimiento de la previsión.
- ▶ Su criterio, que ha llegado a llamarse criterio de información de Akaike, es

$$AIC(j) = log\left(\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(y_i - \hat{y})^2\right) - p_j$$
 (25)

BIC

- Schwarz (1978) mostró que, si bien el enfoque *AIC* puede ser bastante satisfactorio para seleccionar un modelo de pronóstico
- ▶ Sin embargo, tiene la desafortunada propiedad de que es inconsistente, (cuando $n \to \infty$, tiende a elegir un modelo demasiado grande con probabilidad positiva)
- Schwarz (1978) formalizó el problema de selección de modelos desde un punto de vista bayesiano:

$$SIC(j) = log\left(\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(y_i - \hat{y})^2\right) - \frac{1}{2}p_j log(n)$$
 (26)

AIC vs BIC

$$AIC(j) = log\left(\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(y_i - \hat{y})^2\right) - p_j$$
 (27)

$$SIC(j) = log\left(\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(y_i - \hat{y})^2\right) - p_j \frac{1}{2}log(n)$$
 (28)

► Note que

$$\frac{1}{2}log(n) > 1 \text{ for } n > 8$$
 (29)

- La penalidad de SIC es mayor que la penalidad de AIC,
- ► SIC tiende a elegir modelos más pequeños.
- \triangleright En efecto, al dejar que la penalización tienda al infinito lentamente con n, eliminamos la tendencia de AIC a elegir un modelo demasiado grande.

Sarmiento-Barbieri (Uniandes)

Overfit & Cross Validation

33/64

- 1) Predicción y Error Predictivo
- 2 Overfit
- Overfit y Predicción fuera de Muestra
 - AIC: Akaike Information Criterion
 - SIC/BIC: Schwarz/Bayesian Information Criterior
- 4 Error de Prueba y de Entrenamiento
 - Enfoque de conjunto de validación
- 5 Example: Predicting House Prices in R
 - LOOCV
 - Validación cruzada en K-partes
- 6 Review
- 7 Further Readings

Error de Prueba y de Entrenamiento

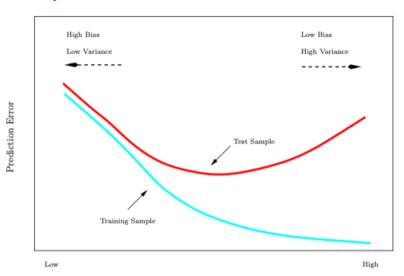
- ► Dos conceptos importantes
 - ► Test Error: es el error de predicción en la muestra de prueba (test)

$$Err_{Test} = MSE[(y, \hat{y})|Test]$$
 (30)

► Training error:es el error de predicción en la muestra de entrenamiento (training)

$$Err_{Train} = MSE[(y, \hat{y})|Train]$$
 (31)

Error de Prueba y de Entrenamiento



Train and test samples

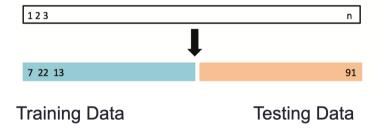
► Cómo elegimos *Test*?

Train and test samples

- ► Cómo elegimos *Test*?
- ▶ Una alternativa simple seria dividir los datos en dos:
 - ► Training sample: para construir/estimar/entrenar el modelo
 - ► Test sample: para evaluar el desempeño
- Desde una perspectiva estrictamente clásica
 - ► Tiene sentido si los datos de entrenamiento son iid de la población, incluso funciona si es iid condicional en *X*
 - Dos problemas con esta idea:
 - ▶ El primero es que, dado un conjunto de datos original, si parte de él se deja de lado para probar el modelo, quedan menos datos para la estimación (lo que lleva a una menor eficiencia).
 - Un segundo problema es cómo decidir qué datos se usarán para entrenar el modelo y cuáles probarlo.

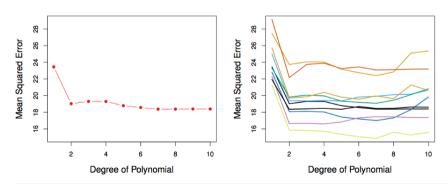
Enfoque de conjunto de validación

▶ Podemos entonces aproximar esta idea partiendo la muestra en 2



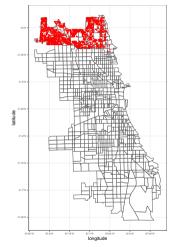
Enfoque de conjunto de validación

- Modelo y = f(x) + u donde f es un polinomio de grado p^* .
- ▶ Izquierda: error de predicción en la muestra de prueba para una sola partición
- Derecha: error de predicción en la muestra de prueba para varias particiones
- ► Hay un montón de variabilidad. (Necesitamos algo mas estable)



- ▶ matchdata in the *McSpatial package* for R.
- 3,204 sales of SFH Far North Side of Chicago in 1995 and 2005.
- ► This data set includes 18 variables/features about the home,
 - price sold
 - number of bathrooms, bedrooms,
 - latitude and longitude,
 - ▶ etc
- in R:

```
require(mcspatial)#loads the package data(matchdata) #loads the data
?matchdata # help/info about the data
```



- ► Train and Test samples
- ▶ 80% / 20% split

```
data(matchdata) #loads the data
set.seed(101010) #sets a seed
matchdata <- matchdata %>%
                      mutate(price=exp(lnprice), #transforms log prices
                      #to standard prices
                             holdout= as.logical(1:nrow(matchdata) %in%
                             sample(nrow(matchdata), nrow(matchdata)*.2))
                             #generates a logical indicator to divide
                              #between train and test set
test<-matchdata[matchdata$holdout==T.]
train<-matchdata[matchdata$holdout==F,]
```

- ▶ Naive approach: model with no covariates, just a constant
- $\triangleright y = \beta_0 + u$

```
specification1<-lm(price~1,data=train)
summary(specification1)</pre>
```

In this case our prediction for the log price is the average train sample average

$$\hat{y} = \hat{\beta_0} = \frac{\sum y_i}{n} = m$$

coef(specification1)

```
## (Intercept)
## 284017.6
```

mean(train\$price)

```
## [1] 284017.6
```

But we are concerned on predicting well our of sample,:

```
test$specification1<-predict(specification1, newdata = test)
with(test, mean((price-specification1)^2))</pre>
```

```
## [1] 22811540844
```

- ► Then the test $MSE = E((y \hat{y})^2) = E((y m)^2) = 2.2811541 \times 10^{10}$.
- ► This is our starting point, Can we improve it?

- ► How to improve it?
 - One way is using econ theory as guide
 - hedonic house price function derived directly from the Rosen's theory of hedonic pricing
 - ▶ however, the theory says little on what are the relevant attributes of the house.
- ► The simple inclusion of a single covariate can improve with respect to the *naive* constant only specification.

```
specification2<-lm(price~bedrooms,data=train)
test$specification2<-predict(specification2,newdata = test)
with(test,mean((price-specification2)^2))</pre>
```

```
## [1] 22490147170
```

▶ What about if we include more variables?

```
specification3<-lm(price~bedrooms+bathrooms+centair+fireplace+brick,data=train)
test$specification3<-predict(specification3,newdata = test)
with(test,mean((price-specification3)^2))</pre>
```

```
## [1] 21982836467
```

▶ Note that the *MSE* is once more reduced. If we include all?

[1] 20565890598

- ▶ Then the MSE for specification 3 goes from 2.1982836×10^{10} to 2.0565891×10^{10} . In this case the MSE keeps improving. Is there a limit to this improvement?
- ▶ Is there a limit to this improvement? Can we keep adding features and complexity?

- ► Is there a limit to this improvement?
- ► Can we keep adding features and complexity?
- ► Let's try an extreme complex specification

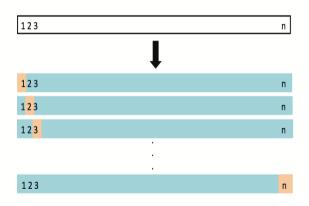
| Specification | MSE |
|---------------|-----------|
| 1 | 2.281E+10 |
| 2 | 2.249E+10 |
| 3 | 2.198E+10 |
| 4 | 2.057E+10 |
| 5 | 2.094E+10 |

Enfoque de conjunto de validación

- Ventajas:
 - Simple
 - Fácil de implementar
- Desventajas:
 - El MSE de validación (prueba) puede ser altamente variable
 - ▶ Solo se utiliza un subconjunto de observaciones para ajustar el specificationo (datos de entrenamiento). Los métodos estadísticos tienden a funcionar peor cuando se entrenan con pocas observaciones.

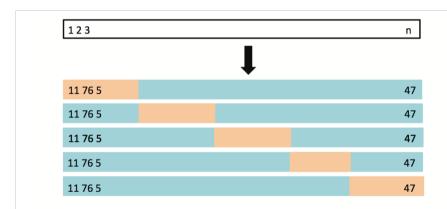
Leave-One-Out Cross Validation (LOOCV)

► Este método es similar al enfoque de validación, pero trata de abordar las desventajas de este último.



Validación cruzada en K-partes

► LOOCV es computacionalmente intensivo, por lo que podemos ejecutar k-fold Cross Validation



Validación cruzada en K-partes

- ▶ Dividir los datos en K partes $(N = \sum_{j=1}^{K} n_j)$
- ▶ Ajustar el modelo dejando afuera una de las partes (folds) \rightarrow $f_{-k}(x)$
- ► Calcular el error de predicción en la parte (fold) que dejamos afuera

$$MSE_{j} = \frac{1}{n_{j}} \sum (y_{j}^{k} - \hat{y}_{-j})^{2}$$
(32)

Promediar

$$CV_{(k)} = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^{k} MSE_j$$
 (33)

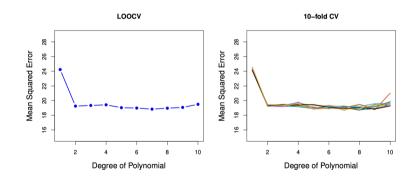
Validación cruzada en K-partes

► Izquierda: LOOCV error

Derecha: 10-fold CV

► LOOCV es caso especial de k-fold, donde k = n

► Ambos son estables, pero LOOCV (generalmente) es mas intensivo computacionalmente!

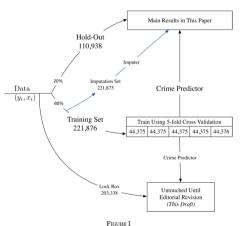


Trade-off Sesgo-Varianza para validación cruzada en K-partes

- ► Sesgo:
 - ► El enfoque del conjunto de validación tiende a sobreestimar el error de predicción en la muestra de prueba (menos datos, peor ajuste)
 - ► LOOCV, agrega más datos → menos sesgo
 - K-fold un estado intermedio
- ► Varianza:
 - ► LOOCV promediamos los resultados de n modelos ajustados, cada uno está entrenado en un conjunto casi idéntico de observaciones → altamente correlacionado
 - ► K partes esta correlación es menor, estamos promediando la salida de k modelo ajustado que están algo menos correlacionados
- ▶ Por lo tanto, existe un trade-off
 - ► Tendemos a usar k-fold CV con (K = 5 y K = 10)
 - Se ha demostrado empíricamente que producen estimaciones del error de prediccion que no sufren ni de un sesgo excesivamente alto ni de una varianza muy alta Kohavi (1995)

Validation and Cross-validation en la practica

248 QUARTERLY JOURNAL OF ECONOMICS



Partition of New York City Data (2008–13) into Data Sets Used for Prediction and Evaluation

Source: Kleinberg et al (2018)

specification2

```
## Linear Regression
##
  3204 samples
##
      1 predictor
##
## No pre-processing
## Resampling: Cross-Validated (5 fold)
## Summary of sample sizes: 2564, 2564, 2563, 2562, 2563
## Resampling results:
##
     RMSE
               Rsquared
                           MAE
##
##
     147374.5 0.01175485 122163.3
##
  Tuning parameter 'intercept' was held constant at a value of TRUE
```

```
## Warning in nominalTrainWorkflow(x = x, y = y, wts = weights, info = trainInfo, :
## There were missing values in resampled performance measures.
```

A warning will appear since Rsquared cannot be computed. We can again call the results

specification1

```
## Non-Informative Model
##
## 3204 samples
     19 predictor
##
##
## No pre-processing
## Resampling: Cross-Validated (5 fold)
  Summary of sample sizes: 2563, 2564, 2563, 2564, 2562
  Resampling results:
##
##
    RMSE.
               Rsquared
                         MAE
##
     148036.6
               NaN
                         121838.7
```

In the same fashion we can train the remaining specifications

```
specification3 <- train(price ~ bedrooms+bathrooms+centair+fireplace+brick,
                        data = matchdata,
                        trControl = trainControl(method = "cv", number = 5),
                        method = "lm")
specification4 <- train(price ~ bedrooms+bathrooms+ rooms+centair+fireplace+brick+</pre>
                        lnland+lnbldg+garage1+garage2+
                        dcbd+ rr +
                        yrbuilt+ factor(year) +
                        factor(carea) + latitude + longitude,
                        data = matchdata.
                        trControl = trainControl(method = "cv", number = 5),
                        method = "lm")
```

In the same fashion we can train the remaining specifications

| Specification | RMSE |
|---------------|-----------|
| 1 | 148036.55 |
| 2 | 147374.53 |
| 3 | 145570.15 |
| 4 | 74757.77 |
| 5 | 148875.29 |
| | |

- 1) Predicción y Error Predictivo
- 2 Overfit
- 3 Overfit y Predicción fuera de Muestra
 - AIC: Akaike Information Criterion
 - SIC/BIC: Schwarz/Bayesian Information Criterior
- 4 Error de Prueba y de Entrenamiento
 - Enfoque de conjunto de validación
- 5 Example: Predicting House Prices in R
 - LOOCV
 - Validación cruzada en K-partes
- 6 Review
- 7 Further Readings

Review

Hoy

- Dilema Sesgo/Varianza
- Sobreajuste y Selección de modelos
 - ► AIC y BIC
 - ► Enfoque de Validación
 - ► LOOCV
 - K-fold Cross-Validation (Validación Cruzada)

Further Readings

- ▶ James, G., Witten, D., Hastie, T., & Tibshirani, R. (2013). An introduction to statistical learning (Vol. 112, p. 18). New York: springer.
- Friedman, J., Hastie, T., & Tibshirani, R. (2001). The elements of statistical learning (Vol. 1, No. 10). New York: Springer series in statistics.
- ▶ Koenker, R. (2013) Economics 508: Lecture 4. Model Selection and Fishing for Significance. Mimeo
- Kleinberg, J., Lakkaraju, H., Leskovec, J., Ludwig, J., & Mullainathan, S. (2018). Human decisions and machine predictions. The quarterly journal of economics, 133(1), 237-293.
- ► Kohavi, R. (1995). A study of cross-validation and bootstrap for accuracy estimation and model selection. In Ijcai (Vol. 14, No. 2, pp. 1137-1145)
- Murphy, K. P. (2012). Machine learning: a probabilistic perspective. MIT press.
- ▶ Taddy, M. (2019). Business data science: Combining machine learning and economics to optimize, automate, and accelerate business decisions. McGraw Hill Professional.