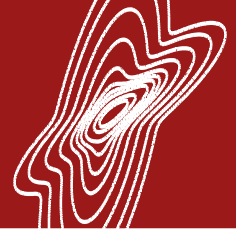


METODI STATISTICI PER LA BIOINGEGNERIA (B)

PARTE 11: REGOLARIZZAZIONE

A.A. 2025-2026

Prof. Martina Vettoretti



SCOMPOSIZIONE DELL'ERRORE DI PREDIZIONE



- Relazione vera tra $X_1, X_2, \dots, X_m$ e Y : $Y = f(X_1, \dots, X_m) + \delta$, $E[\delta] = 0$, $Var(\delta) = \sigma_\delta^2$
- Approssimazione tramite regressione lineare multipla: $Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \dots + \beta_m X_m + \varepsilon$
- Stime dei parametri: $\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1, \dots, \hat{\beta}_m$
- Stimatore di Y : $\hat{Y} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_1 + \dots + \hat{\beta}_m X_m$
- Errore quadratico di predizione del modello di regressione lineare multipla: $(Y - \hat{Y})^2$
- Scomposizione dell'errore quadratico medio:

$$E[(Y - \hat{Y})^2] = \underbrace{Var(\delta)}_{\text{Errore irriducibile, non dipende dal modello}} + \underbrace{(E[\hat{Y}] - Y)^2}_{\text{Bias}^2 \text{ dello stimatore di } Y} + \underbrace{Var(\hat{Y})}_{\text{Varianza dello stimatore di } Y}$$

Errore irriducibile, non
dipende dal modello

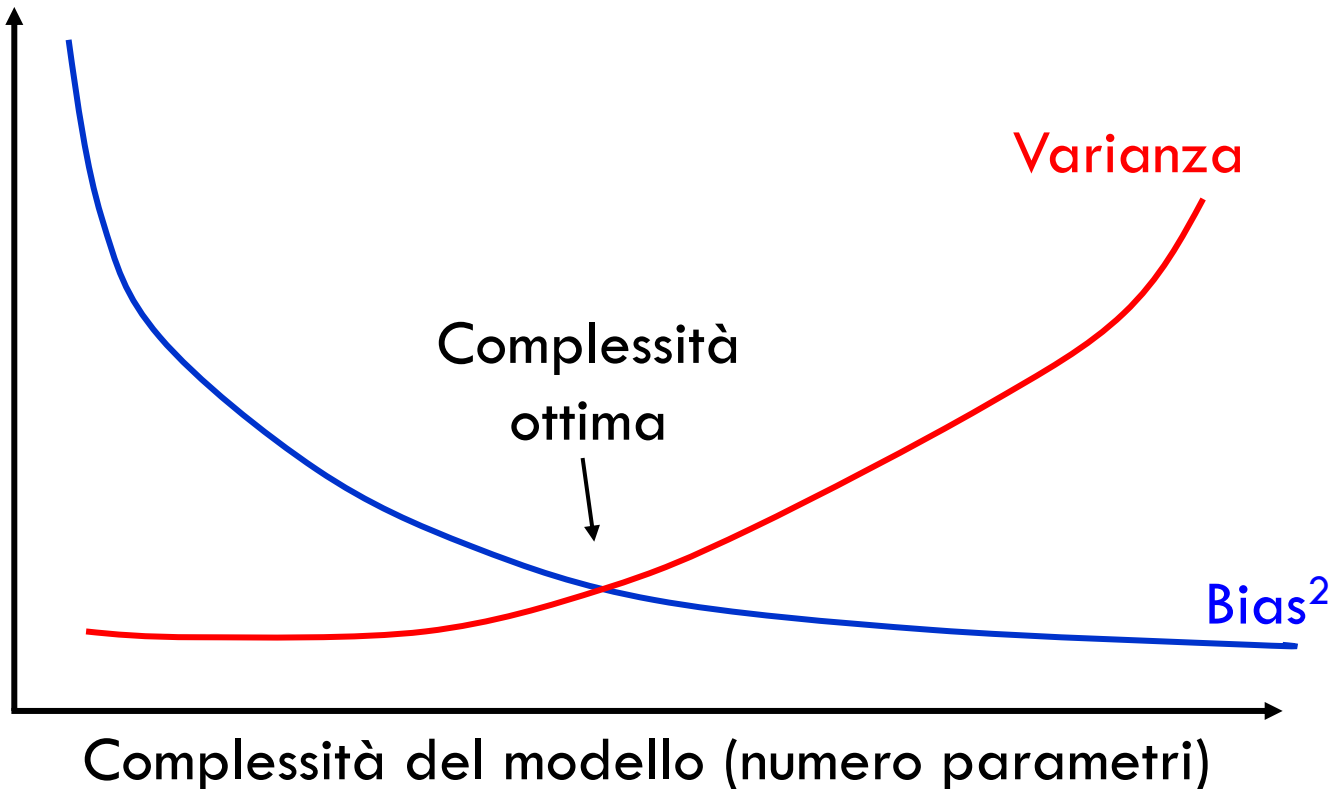
Bias² dello
stimatore di Y

Varianza dello
stimatore di Y

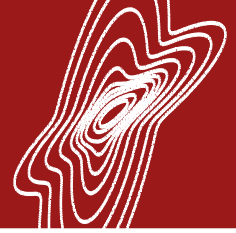
IL COMPROMESSO TRA BIAS E VARIANZA



- Idealmente vorremmo minimizzare sia il bias che la varianza dello stimatore $\hat{Y}$. Essi però variano in direzioni opposte al variare della complessità del modello → occorre trovare un compromesso (trade-off)

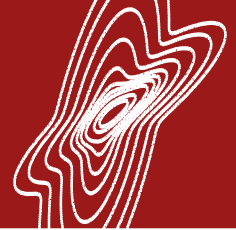


- Per minimizzare l'errore di predizione del modello conviene limitare la complessità del modello, aumentando un po' il bias per mantenere bassa la varianza.



METODI DI SHRINKAGE

- Introducono **bias nelle stime** dei coefficienti $\hat{\beta}$ (e quindi di $\hat{Y}$) al fine di mantenere bassa la varianza di $\hat{Y}$ (predizione meno incerta).
- Il bias viene introdotto mediante una **regolarizzazione** della stima dei coefficienti β che penalizza valori grandi in valore assoluto delle stime dei coefficienti $\hat{\beta} \rightarrow$ Le stime sono «ristrette» in valore assoluto verso lo zero.
- I metodi di shrinkage sono particolarmente utili quando abbiamo tante variabili correlate tra loro (con stima non regolarizzata potremmo avere coefficienti grandi in valore assoluto e di segno opposto per variabili tra loro correlate).



STIMA STANDARD VS STIMA REGOLARIZZATA



- Problema di ottimizzazione standard (senza regolarizzazione):

$$\hat{\beta} := \underset{\beta}{\operatorname{argmin}}(F(\beta))$$

Quando usiamo i minimi quadrati lineari:

$$F(\beta) := (Y - X \cdot \beta)^T (Y - X \cdot \beta) = SSE$$

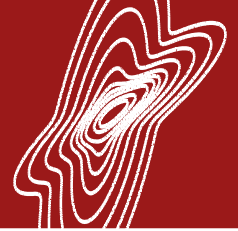
- Problema di ottimizzazione con regolarizzazione:

$$\hat{\beta}_{reg,\lambda} := \underset{\beta}{\operatorname{argmin}}(F(\beta) + P(\lambda; \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_m))$$

Termine di penalità: penalizza valori grandi (in modulo) dei coefficienti

Parametro di regolarizzazione: regola il grado di regolarizzazione.

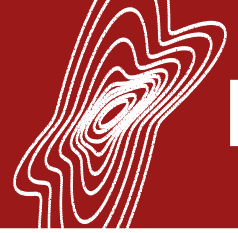
Nota: nella formulazione classica non si regolarizza l'intercetta, β_0 .



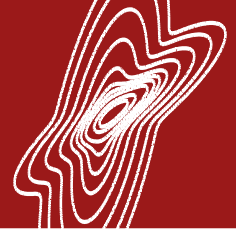
- **Regolarizzazione L2:** il termine di penalità è il quadrato della norma 2 del vettore dei coefficienti di regressione (intercetta esclusa) → **regressione Ridge**

$$\hat{\boldsymbol{\beta}}_{Ridge, \lambda} := \underset{\boldsymbol{\beta}}{\operatorname{argmin}} (F(\boldsymbol{\beta}) + \lambda \cdot \sum_{j=1}^m \beta_j^2)$$
$$F(\boldsymbol{\beta}) := (\mathbf{Y} - \mathbf{X} \cdot \boldsymbol{\beta})^T (\mathbf{Y} - \mathbf{X} \cdot \boldsymbol{\beta}) = SSE$$

- Si penalizzano valori elevati (in modulo) dei coefficienti di regressione.
- Effetto: le stime dei parametri vengono «schiacciate» verso lo 0. Tuttavia nessun coefficiente viene posto a 0 → complessità del modello invariata



- λ è uno scalare positivo ($\lambda \geq 0$).
- Più λ è grande, maggiore è la penalità imposta su valori grandi dei coefficienti.
 - Quando $\lambda \rightarrow \infty, \hat{\beta}_j \rightarrow 0$
 - Quando $\lambda = 0 \rightarrow$ le stime $\hat{\beta}_j$ saranno identiche a quelle del modello non regolarizzato
- Il valore ottimale di λ va trovato per ogni modello.
- Valori come λ , che non sono parametri del modello di Y (non sono coefficienti β), ma hanno un impatto sulla forma finale del modello si chiamano **iperparametri**.



STIMATORE RIDGE



- Fissato λ si può dimostrare che la soluzione al problema di regressione Ridge è:

$$\hat{\beta}_{Ridge,\lambda} = (X^T X + \lambda \cdot Q)^{-1} X^T Y$$

dove Q è la matrice identità $m+1 \times m+1$ con uno zero sulla diagonale in corrispondenza dell'intercetta (parametro non penalizzato).

- Esempio: $\beta = [\beta_0, \beta_1, \beta_2]$ con β_0 intercetta $\rightarrow Q = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$

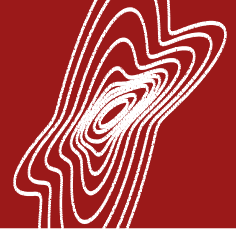


ESEMPIO: EFFETTO DELLA REGOLARIZZAZIONE L2



- Modello per la predizione del diametro della componente acetabolare della protesi all'anca. Variabili indipendenti: altezza, girovita, lunghezza piede, età, sesso, patologia (2 variabili dummy: frattura e necrosi).

Coefficienti	$\lambda = 0$	$\lambda = 1$	$\lambda = 10$	$\lambda = 100$
Intercetta	46.04	46.53	48.86	51.97
Altezza	6.91	6.19	3.58	1.02
Girovita	5.61	5.22	3.26	0.85
Lunghezza piede	4.35	4.27	3.10	1.02
Età	-0.56	-0.61	-0.71	-0.36
Sesso	-0.49	-0.23	0.95	1.44
Frattura	-0.26	-0.27	-0.28	-0.18
Necrosi	0.11	0.10	0.03	-0.01



- **Regolarizzazione L1**: il termine di penalità è la norma 1 del vettore dei coefficienti di regressione (intercetta esclusa) → **regressione LASSO** (Least Absolute Shrinkage and Selection Operator).

$$\hat{\boldsymbol{\beta}}_{LASSO,\lambda} := \underset{\boldsymbol{\beta}}{\operatorname{argmin}} (F(\boldsymbol{\beta}) + \lambda \cdot \sum_{j=1}^m |\beta_j|)$$

$$F(\boldsymbol{\beta}) := (\mathbf{Y} - \mathbf{X} \cdot \boldsymbol{\beta})^T (\mathbf{Y} - \mathbf{X} \cdot \boldsymbol{\beta}) = SSE$$

- Effetto: le stime di tutti i parametri vengono «schiacciate» verso lo 0 e, per valori sufficientemente grandi di λ , i coefficienti più piccoli vengono posti a 0 → si riduce la complessità del modello.
- Il valore ottimo per l'iperparametro λ va trovato.

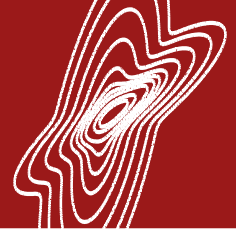


ESEMPIO: EFFETTO DELLA REGOLARIZZAZIONE L1



- Modello per la predizione del diametro della componente acetabolare della protesi all'anca. Variabili indipendenti: altezza, girovita, lunghezza piede, età, sesso, patologia (2 variabili dummy: frattura e necrosi).

Coefficienti	$\lambda = 0$	$\lambda = 0.01$	$\lambda = 0.1$	$\lambda = 0.2$	$\lambda = 1$
Intercetta	46.04	46.52	49.23	52.41	53.86
Altezza	6.91	6.45	3.98	0.62	0
Girovita	5.61	5.16	2.29	0	0
Lunghezza piede	4.35	3.93	2.23	0.26	0
Età	-0.56	-0.48	0	0	0
Sesso	-0.49	-0.15	0.94	2.26	0
Frattura	-0.26	-0.24	0	0	0
Necrosi	0.11	0.05	0	0	0



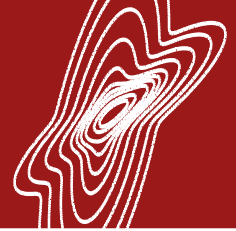
REGOLARIZZAZIONE ELASTIC NET (1 / 2)



- **Regolarizzazione Elastic Net:** termine di penalità dato da una combinazione lineare dei termini di penalità delle regolarizzazioni L1 e L2.

$$\hat{\boldsymbol{\beta}}_{ENet,\lambda,\alpha} = \underset{\boldsymbol{\beta}}{\operatorname{argmin}} (F(\boldsymbol{\beta}) + \lambda \cdot \sum_{j=1}^m [(1 - \alpha) \cdot \beta_j^2 + \alpha \cdot |\beta_j|])$$
$$F(\boldsymbol{\beta}) = (\mathbf{Y} - \mathbf{X} \cdot \boldsymbol{\beta})^T (\mathbf{Y} - \mathbf{X} \cdot \boldsymbol{\beta}) = SSE$$

- Iperparametri: λ, α
 - λ regola il grado di regolarizzazione
 - $\alpha \in [0,1]$ indica quanto prevale il termine di penalità L1 su quello L2.
- I valori ottimi di entrambi gli iperparametri vanno trovati.



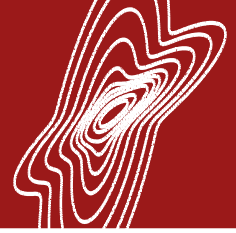
REGOLARIZZAZIONE ELASTIC NET (1 / 2)



$$\hat{\boldsymbol{\beta}}_{ENet, \lambda, \alpha} = \underset{\boldsymbol{\beta}}{\operatorname{argmin}} (F(\boldsymbol{\beta}) + \lambda \cdot \sum_{j=1}^m [(1 - \alpha) \cdot \beta_j^2 + \alpha \cdot |\beta_j|])$$

➤ Cosa succede per $\alpha = 0$?

➤ E per $\alpha = 1$?



QUALE REGOLARIZZAZIONE ?

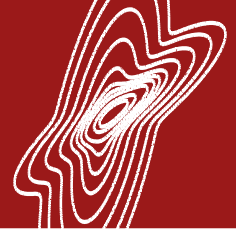


➤ Ridge vs LASSO:

- Ridge non riduce la complessità del modello, mentre LASSO lo fa.
- Se ipotizziamo che il dataset contenga pochi predittori forti e molte variabili «rumore» (non associate all'outcome) → preferiamo LASSO
- Se ipotizziamo non esserci variabili indipendenti dall'outcome → preferiamo Ridge

➤ Elastic net consente di avere sia i vantaggi della Ridge che della LASSO

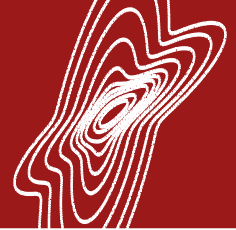
- Tuttavia richiede 2 iperparametri da stimare → la ricerca degli iperparametri ottimi può diventare computazionalmente onerosa



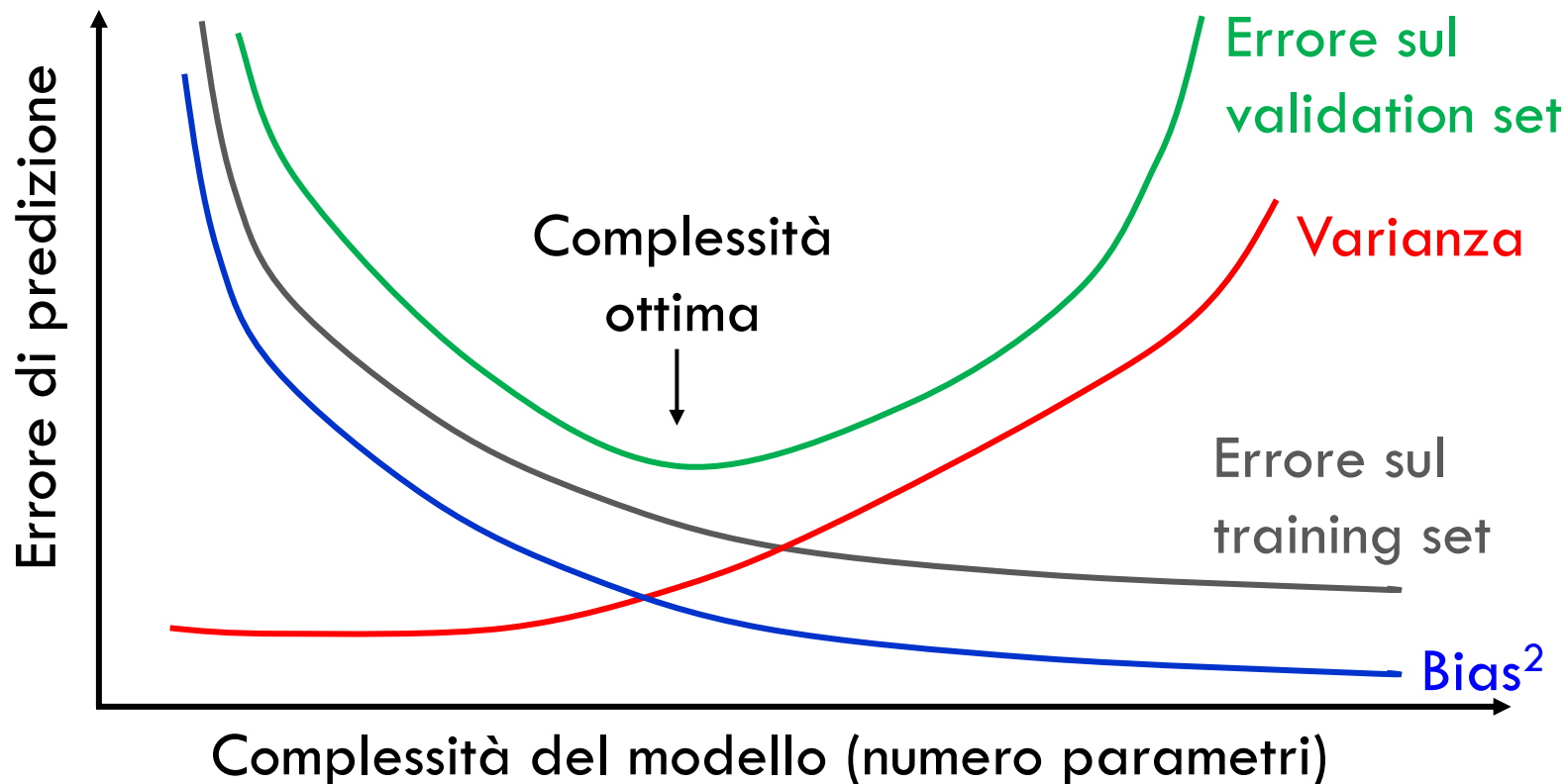
TUNING DEGLI IPERPARAMETRI



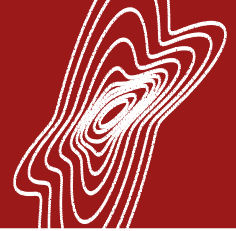
- Non è possibile stabilire a priori il valore degli iperparametri.
- Non esistono stimatori per calcolare il valore degli iperparametri.
- **Ricerca empirica del valore ottimo degli iperparametri:** si testano diversi valori per λ (ed eventualmente α) e si seleziona il valore (o la combinazione di valori) che minimizza l'errore di predizione del modello (MSE o RMSE) su un nuovo set di dati detto validation set.
- **Training set:** set di dati utilizzati per stimare i coefficienti β del modello.
- **Validation set:** nuovo set di dati, non utilizzato per stimare i coefficienti del modello β , ma utilizzato per misurare l'errore di predizione del modello al variare degli iperparametri.



ERRORE DI PREDIZIONE SU DATI DI VALIDAZIONE



Dobbiamo stimare i valori degli iperparametri che minimizzano l'errore di predizione su un set di dati di validazione, non utilizzato per stimare i parametri β del modello.

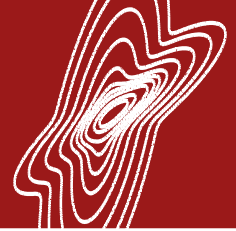


OTTIMIZZAZIONE DEGLI IPERPARAMETRI MEDIANTE VALIDATION SET (1/2)

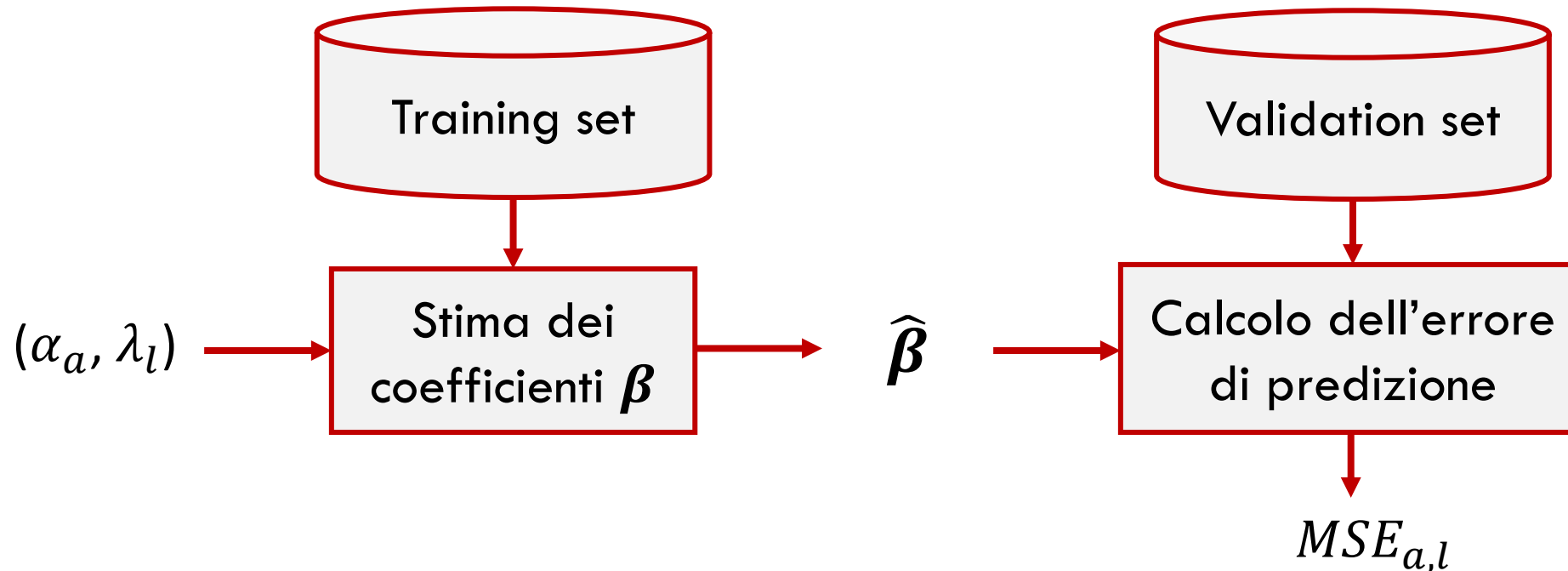


- Dividiamo i dati a disposizione in due set:
 - Training set: set di dati impiegato per stimare i coefficienti del modello di regressione.
 - Validation set: set di dati impiegato per valutare la miglior combinazione di iperparametri.
- Scegliamo una griglia di possibili valori per ciascun iperparametro:

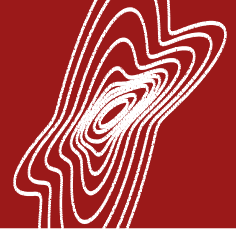
$\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_A$
 $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_L$  A x L possibili coppie di
valori per gli iperparametri



OTTIMIZZAZIONE DEGLI IPERPARAMETRI MEDIANTE VALIDATION SET (2/2)

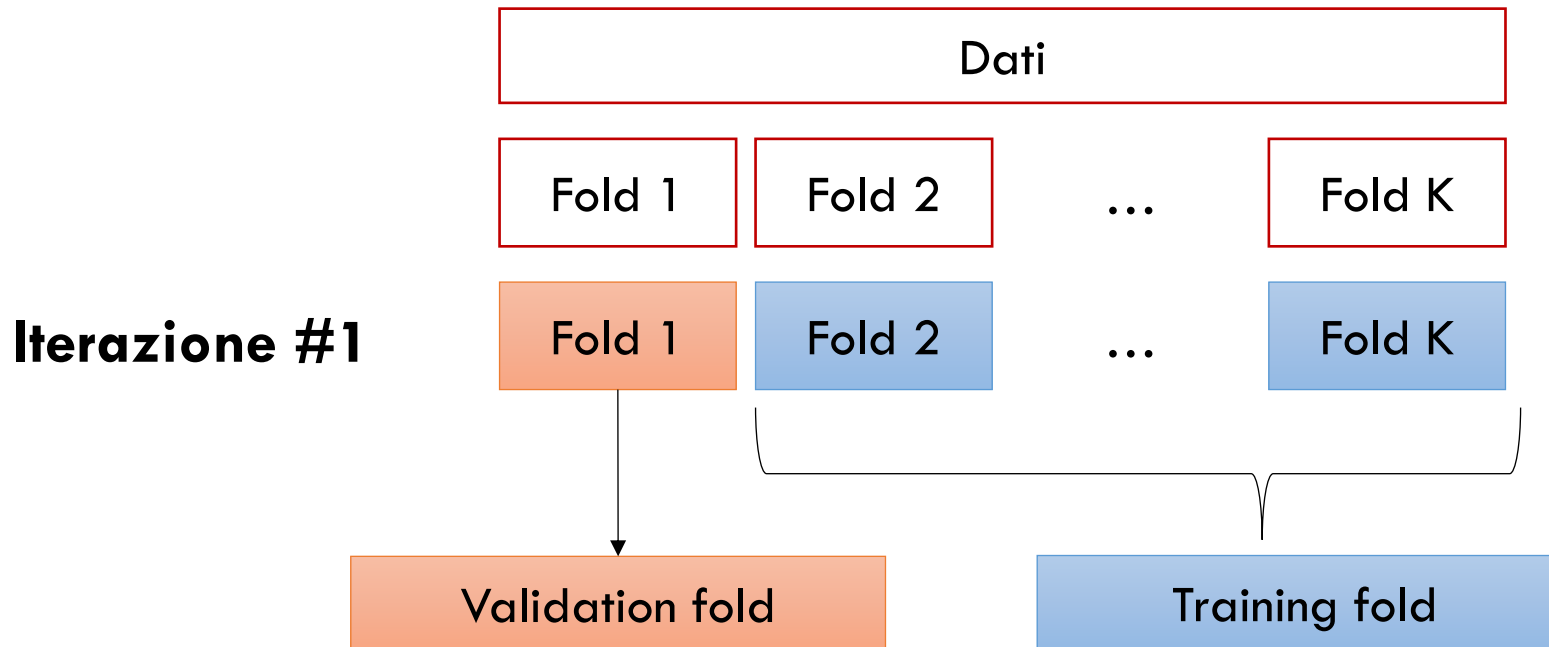


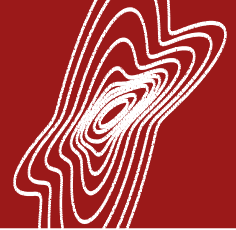
- Scelgo gli iperparametri $(\alpha_{opt}, \lambda_{opt})$ per cui $MSE_{a,l}$ è minimo.
- Uso $(\alpha_{opt}, \lambda_{opt})$ per stimare i coefficienti β del modello finale su training+validation set.
- Limitazione: siamo sicuri che il particolare split dei dati che facciamo per ricavare il training set e il validation set non influenzi il risultato?



K-FOLD CROSS-VALIDATION (1 / 2)

- Dividiamo i dati in K sottoinsiemi, detti fold. Realizziamo K iterazioni.
- Iterazione 1:
 - Fold 2- K → Dati da usare per il training del modello (stima dei parametri β)
 - Fold 1 → Set di validazione per calcolare le performance del modello (MSE)



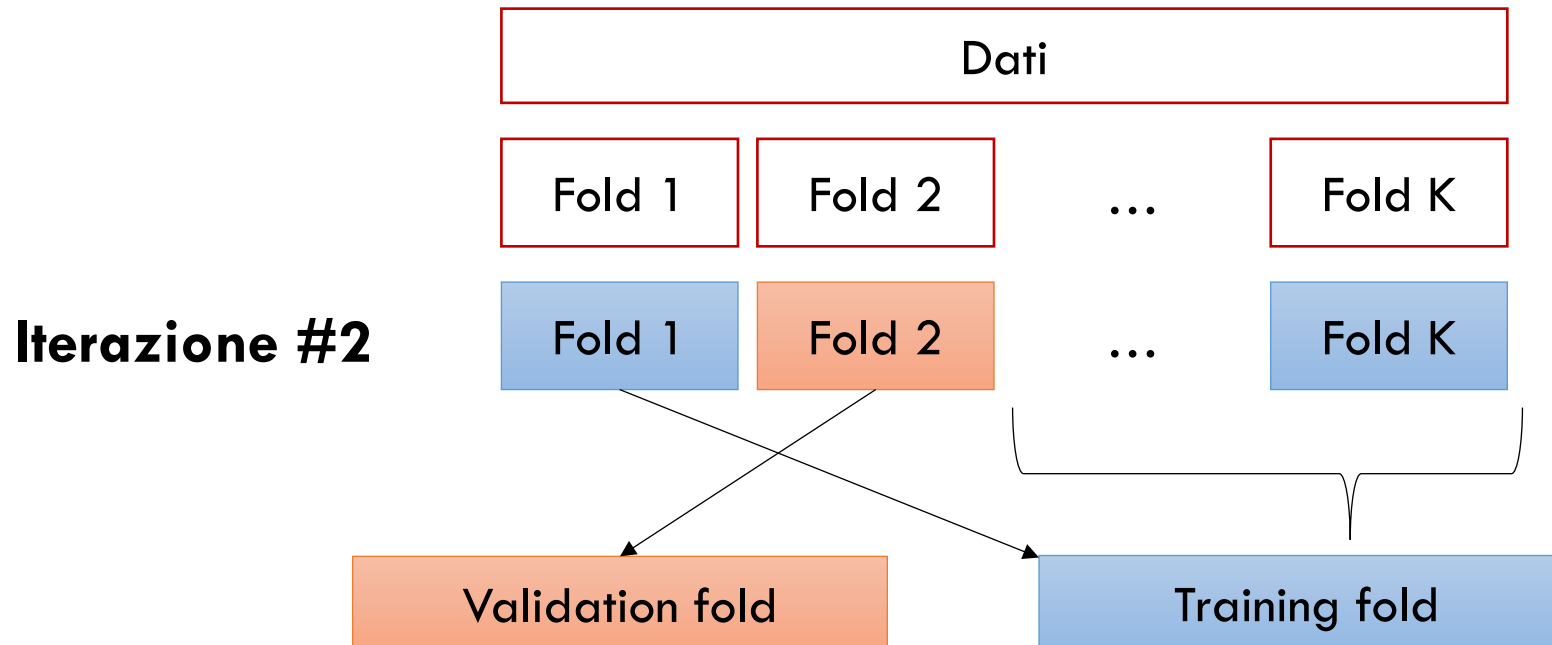


K-FOLD CROSS-VALIDATION (2/2)

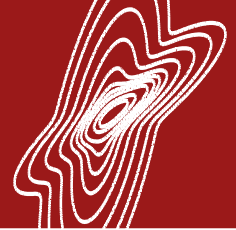
➤ Dividiamo i dati in K sottoinsiemi, detti fold. Realizziamo K iterazioni.

➤ Iterazione 2:

- Fold 1, 3-K → Dati da usare per il training del modello (stima dei parametri β)
- Fold 2 → Set di validazione per calcolare le performance del modello (MSE)



➤ In generale alla i-esima iterazione usiamo la fold i-esima come set di dati per la validazione, l'unione delle altre fold come set di dati per il training del modello.



K-FOLD CROSS-VALIDATION PER L'OTTIMIZZAZIONE DEGLI IPERPARAMETRI



$N = A \times L$ diverse combinazioni di iperparametri candidate.

1. Ad ogni iterazione della K-fold cross-validation, alleniamo sulle fold di training gli N modelli corrispondenti alle N combinazioni di iperparametri. Testiamo ciascun modello sulla fold di validazione, calcolando l'MSE.
2. Calcoliamo la media dell'MSE sulle fold di validazione per ciascuna combinazione di iperparametri.

MSE sulla fold i-esima				
	λ_1	λ_2	...	λ_L
α_1	$MSE_{1,1}^i$	$MSE_{1,2}^i$	...	$MSE_{1,L}^i$
α_2	$MSE_{2,1}^i$	$MSE_{2,2}^i$	...	$MSE_{2,L}^i$
...				
α_A	$MSE_{A,1}^i$	$MSE_{A,2}^i$	...	$MSE_{A,L}^i$

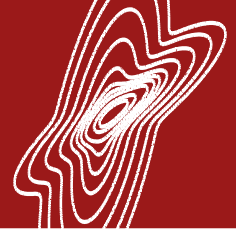
$$\overline{MSE}_{a,l} = \frac{1}{K} \sum_{i=1}^K MSE_{a,l}^i$$



MSE medio sulle K fold				
	λ_1	λ_2	...	λ_L
α_1	$\overline{MSE}_{1,1}$	$\overline{MSE}_{1,2}$	...	$\overline{MSE}_{1,L}$
α_2	$\overline{MSE}_{2,1}$	$\overline{MSE}_{2,2}$	...	$\overline{MSE}_{2,L}$
...				
α_A	$\overline{MSE}_{A,1}$	$\overline{MSE}_{A,2}$	...	$\overline{MSE}_{A,L}$

3. Combinazione ottima di iperparametri: quella che minimizza l'MSE medio sulle fold di validazione.

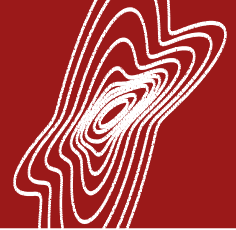

 $\min(\overline{MSE}_{a,l}) \rightarrow \alpha_{opt}, \lambda_{opt}$



NOTE



- Una volta scelti i valori degli iperparametri ottimi, α_{opt} , λ_{opt} , si utilizzano questi valori per stimare i coefficienti β del modello finale sull'intero set di dati a disposizione (tutte le fold insieme).
- Scelta del numero di fold K:
 - Valori tipici di K sono 5 o 10.
 - Se K è pari al numero di osservazioni nel dataset n → **leave-one-out cross-validation**.
 - Approccio computazionalmente oneroso quando n è grande.
- Occorre fare attenzione alla scelta della griglia di valori degli iperparametri da testare.



SCELTA DELLA GRIGLIA DEGLI IPERPARAMETRI



- Sappiamo che α_{opt} è compreso tra 0 e 1
→ possibile griglia per α : $\{0, 0.1, 0.2, 0.3, \dots, 0.9, 1\}$
- Sappiamo che $\lambda_{opt} > 0$, ma non ne conosciamo l'ordine di grandezza
→ possibile **griglia iniziale** per λ : $\{10^{-p}, 10^{-p+1}, \dots, 1, 10, \dots, 10^p\}$
 - Se al primo giro di ottimizzazione finisco in uno degli **estremi della griglia** dei λ → non ho davvero trovato l'ottimo! Espando la griglia dei λ .

λ_{min}	...	λ_{max}
-----------------	-----	-----------------

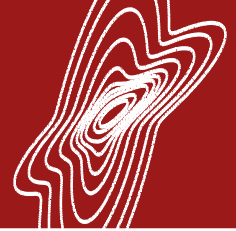
$\lambda_{opt} = \lambda_{min} \rightarrow$ **Il valore ottimo è davvero λ_{min}** o una quantità $< \lambda_{min}$?

$\rightarrow$ **espando la griglia** aggiungendo valori $< \lambda_{min}$

- Quando λ_{opt} cade all'interno della griglia dei λ possiamo fermarci qui o decidere di testare una griglia più fitta di valori di λ attorno al valore ottimo trovato.

$\lambda_{min,new}$	...	$\lambda_{min,old}$	...	λ_{max}
---------------------	-----	---------------------	-----	-----------------

$\lambda_{min,new} < \lambda_{opt} < \lambda_{max} \rightarrow$ **OK**



ESEMPIO



- Modello per la predizione del diametro della componente acetabolare della protesi all'anca. Variabili indipendenti: altezza, girovita, lunghezza piede, età, sesso, patologia (2 variabili dummy: frattura e necrosi).
- Regularizzazione elastic net con ottimizzazione degli iperparametri mediante **5-fold cross-validation**.
- Griglia di valori per α : $\{0.1, 0.4, 0.7, 1\}$
- Griglia di valori per λ : $\{10^{-10}, 10^{-7}, 10^{-4}, 10^{-1}, 10^2, 10^5, 10^8\}$

ESEMPIO: RISULTATI



Minimo dell'MSE medio
sulle fold di validazione

mean_MSE_CV =

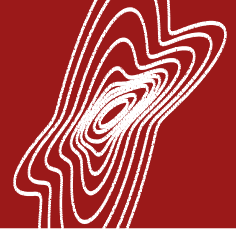
α

2.1617	2.1617	2.1615	3.6503	7.4811	7.4811	7.4811
2.1617	2.1617	2.1615	3.5567	7.4811	7.4811	7.4811
2.1617	2.1617	2.1616	3.3916	7.4811	7.4811	7.4811
2.1617	2.1617	2.1617	2.9100	7.4811	7.4811	7.4811

λ

$$\alpha_{opt} = 0.1$$

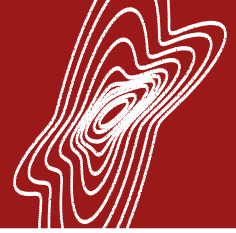
$$\lambda_{opt} = 10^{-4}$$



ESEMPIO: RISULTATI

Coefficienti	No regolarizzazione	$\alpha = 0.1, \lambda = 10^{-4}$
Intercetta	46.04	46.52
Altezza	6.91	6.88
Girovita	5.61	5.59
Lunghezza piede	4.35	4.35
Età	-0.56	-0.56
Sesso	-0.49	-0.48
Frattura	-0.27	-0.27
Necrosi	0.11	0.11

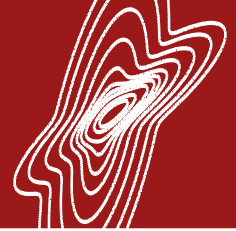
In questo caso il modello regolarizzato si discosta poco dal modello non regolarizzato. In generale però la regolarizzazione può impattare in maniera importante i risultati, soprattutto per modelli con tanti predittori.



INFLUENZA DELLA SCALA DELLE VARIABILI



- λ rappresenta il **grado di regolarizzazione**, che idealmente vorremmo essere **uniforme** per tutte le variabili indipendenti.
- Attenzione: **se le variabili hanno scale diverse**, il grado di regolarizzazione non è lo stesso per tutte le variabili!
 - A parità di impatto su Y , le variabili che assumono valori più piccoli tenderanno ad avere coefficienti più grandi → maggiore penalizzazione.
- Per rendere uniforme il grado di regolarizzazione per tutte le variabili, prima di applicare la regressione regolarizzata, è buona norma **normalizzare le variabili indipendenti** per riportarle ad avere la stessa scala.
- Approcci di normalizzazione più diffusi:
 - Standardizzazione
 - Min-max scaling



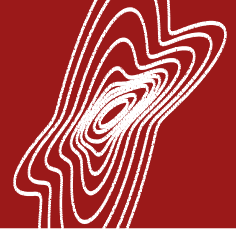
STANDARDIZZAZIONE



$$Z = \frac{X - \bar{X}}{S_X}$$

- X : variabile originale
- Z : variabile standardizzata
- $\bar{X}$: media campionaria di X
- S_X : deviazione standard campionaria di X

➤ Dopo la standardizzazione, tutte le variabili avranno media 0 e varianza 1.



MIN-MAX SCALING

$$X' = \frac{X - X_{min}}{X_{max} - X_{min}}$$

- X : variabile originale
- X' : variabile trasformata
- X_{min} : valore minimo della variabile originale
- X_{max} : valore massimo della variabile originale

- Dopo min-max scaling, tutte le variabili avranno range tra 0 e 1.
- Questo approccio è preferibile quando abbiamo molte variabili qualitative che entreranno nel modello come variabili binarie di valori 0 o 1.