

Dipartimento di Ingegneria Gestionale, dell'Informazione e della Produzione



IDENTIFICAZIONE DEI MODELLI E ANALISI DEI DATI (IMAD)

Lezione 3: Regressione lineare

Corso di Laurea Magistrale in INGEGNERIA INFORMATICA

SPEAKER

Prof. Mirko Mazzoleni

PLACE

Università degli Studi di Bergamo

Syllabus

Parte I: sistemi statici

- 1. Richiami di statistica
- 2. Teoria della stima
 - 2.1 Proprietà degli stimatori
- 3. Stima a minimi quadrati
 - 3.1 Stima di modelli lineari
 - 3.2 Algoritmo del gradient descent
- 4. Stima a massima verosimiglianza
 - 4.1 Proprietà della stima
 - 4.2 Stima di modelli lineari

5. Regressione logistica

5.1 Stima di un modello di regressione logistica

6. Fondamenti di machine learning

- 6.1 Bias-Variance tradeoff
- 6.2 Overfitting
- 6.3 Regolarizzazione
- 6.4 Validazione

7. Cenni di stima Bayesiana

- 7.1 Probabilità congiunte, marginali e condizionate
- 7.2 Connessione con Filtro di Kalman



Parte I: sistemi statici

Stima parametrica $\widehat{\theta}$

- θ deterministico
 - NO assunzioni su ddp dei dati
 - ✓ Stima parametri popolazione
 - ✓ Stima modello lineare: minimi quadrati
 - SI assunzioni su ddp dei dati
 - ✓ Stima massima verosimiglianza parametri popolazione
 - ✓ Stima modello lineare: massima verosimiglianza
 - ✓ Regressione logistica
- θ variabile casuale
 - SI assunzioni su ddp dei dati
 - ✓ Stima Bayesiana

Machine learning



Stima parametrica $\hat{\theta}$

- <u>θ deterministico</u>
 - o NO assunzioni su ddp dei dati
 - ✓ Modelli lineari di pss
 - ✓ Predizione
 - ✓ Identificazione
 - ✓ Persistente eccitazione
 - ✓ Analisi asintotica metodi PEM
 - ✓ Analisi incertezza stima (numero dati finito)
 - √ Valutazione del modello

Outline

- 1. Stima a minimi quadrati
- 2. Funzione di costo
- 3. Gradient descent
- 4. Proprietà dello stimatore a minimi quadrati
- 5. Esercizi con codice

Outline

1. Stima a minimi quadrati

2. Funzione di costo

3. Gradient descent

4. Proprietà dello stimatore a minimi quadrati

5. Esercizi con codice

Stima a minimi quadrati (least squares)

Abbiamo finora descritto i dati $\mathcal{D} = \{y(1), y(2), ..., y(N)\}$ in termini della loro media e varianza, dando degli stimatori per queste quantità

$$\hat{\mu} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} y(i) \qquad S_{N-1}^{2} = \frac{1}{N-1} \cdot \sum_{i=1}^{N} (y(i) - \hat{\mu})^{2}$$

Supponiamo ora di **voler descrivere** (cioè, assumiamo che i dati abbiamo questa struttura) i dati tramite una **relazione lineare**

$$y(i) = \theta_0 + \theta_1 \varphi_1(i) + \dots + \theta_{d-1} \varphi_{d-1}(i)$$

Stima a minimi quadrati (least squares)

Obiettivo: Supponiamo di avere a disposizione N dati $\mathcal{D} = \{(\varphi(1), y(1)), ..., (\varphi(N), y(N))\}.$

Trovare la relazione tra le variabili di input (regressori, features) $\varphi \in \mathbb{R}^{(d-1)\times 1}$ e una variabile di output $y \in \mathbb{R}$, usando un **modello lineare**

$$y(i) = \theta_0 + \theta_1 \varphi_1(i) + \dots + \theta_{d-1} \varphi_{d-1}(i) + \epsilon(i) = \sum_{j=0}^{d-1} \theta_j \, \varphi_j(i) + \, \epsilon(i)$$

$$= \boldsymbol{\varphi}^{\mathsf{T}}(i) \boldsymbol{\theta} + \epsilon(i) \qquad \boldsymbol{\varphi}_0 = 1$$

$$\overset{1 \times d}{\underset{[\dots]}{\text{osservazione}}} \quad \boldsymbol{\varphi} = [\varphi_0, \varphi_1, \dots, \varphi_{d-1}]^{\mathsf{T}} \in \mathbb{R}^{d \times 1}$$

$$\boldsymbol{\theta} = [\theta_0, \theta_1, \dots, \theta_{d-1}]^{\mathsf{T}} \in \mathbb{R}^{d \times 1}$$

- Il vettore $\theta \in \mathbb{R}^{d \times 1}$ è il vettore dei parametri
- Il vettore $\varphi(i) \in \mathbb{R}^{d \times 1}$ è il vettore delle features per la *i*-esima osservazione
- La quantità $\epsilon(i) \in \mathbb{R}$ è l'errore dovuto ad una non perfetta spiegazione di y(i) tramite $\varphi(i)$

Esempio (stimare il prezzo delle case)

1	Singola feature $arphi_3$ Variabile di						
Numero di osservazioni N	Arc (fee		# Camere da # Pia		Età	Prezzo output y (1000\$)	
	210)4	5	1	45	115	
	14:	16	3	2	40	150	
	15:	34	2	1	30	210	
	:		:	•	:	•	Singola osservazione (regressore\features vector) φ

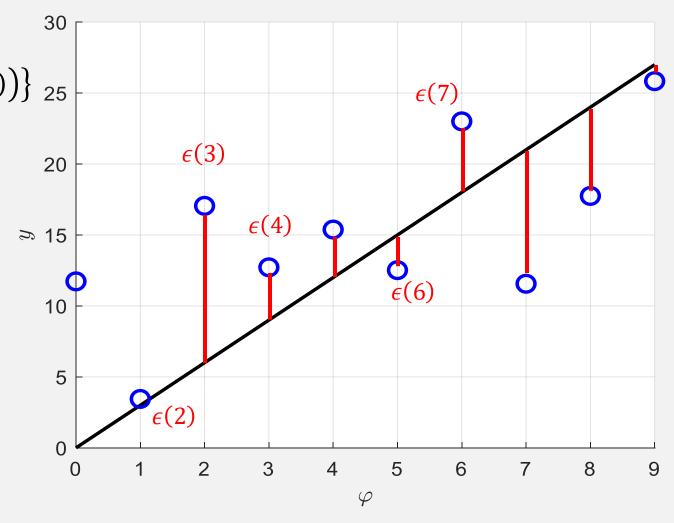
- Il numero delle righe è il numero di osservazioni N
- L'osservazione i-esima è il vettore $\boldsymbol{\varphi}(i) = [\varphi_1(i) \ \varphi_2(i) \ \varphi_3(i) \ \varphi_4(i)]^{\mathsf{T}} \in \mathbb{R}^{4x1}$
- Ogni regressore φ ha associata una risposta $y \in \mathbb{R}$ che vogliamo stimare

QUIZ!

Nel grafico seguente, quante osservazioni

abbiamo? $\{(\varphi(1), y(1)), ..., (\varphi(N), y(N))\}_{25}$

- \square N = 10 osservazioni
- \square N = 7 osservazioni
- \square N = 9 osservazioni

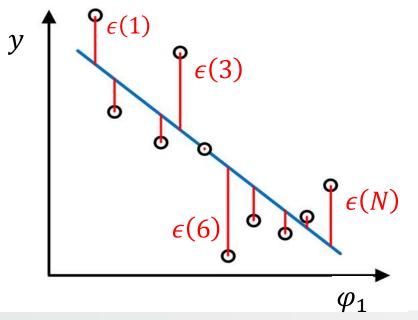


Interpretazione geometrica

Caso scalare (retta)

In questo caso c'è un solo regressore φ_1 e due parametri θ_0 , θ_1

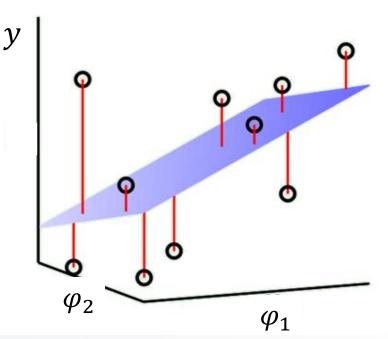
$$y(i) = \theta_0 + \theta_1 \varphi_1(i) + \epsilon(i)$$



Caso con 2 regressori (piano)

In questo caso ci sono due regressori φ_1 , φ_2 e tre parametri θ_0 , θ_1 , θ_2

$$y(i) = \theta_0 + \theta_1 \varphi_1(i) + \theta_2 \varphi_2 + \epsilon(i)$$



Esempio

- y: peso [kg]
- φ_1 : altezza [m]
- φ_2 : età

Outline

1. Stima a minimi quadrati

2. Funzione di costo

3. Gradient descent

4. Proprietà dello stimatore a minimi quadrati

5. Esercizi con codice

Funzione di costo

Regressione lineare: modello lineare + minimi quadrati

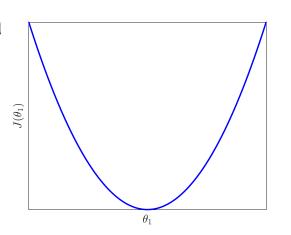
Il metodo della regressione lineare stima i parametri θ minimizzando l'errore quadratico tra output osservati e stimati dal modello lineare

$$\widehat{\boldsymbol{\theta}} = \arg\min_{\boldsymbol{\theta}} J(\boldsymbol{\theta})$$
Funzione di costo (cifra di merito)

 $J(\boldsymbol{\theta}) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} (\boldsymbol{y(i)} - \boldsymbol{\varphi}^{\mathsf{T}}(i)\boldsymbol{\theta})^{2} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} \epsilon(i)^{2}$

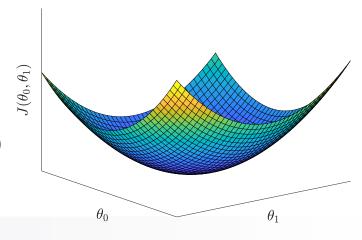
Caso scalare senza intercetta, $\theta_0 = 0$

$$y(i) = \theta_1 \varphi_1(i) + \epsilon(i)$$



Caso scalare con intercetta, $\theta_0 \neq 0$

$$y(i) = \theta_0 + \theta_1 \varphi_1(i) + \epsilon(i)$$



Minimizzazione della funzione di costo $J(\theta) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} (y(i) - \varphi(i)^{T}\theta)^{2}$

$$J(\boldsymbol{\theta}) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} (y(i) - \boldsymbol{\varphi}(i)^{\mathsf{T}} \boldsymbol{\theta})^{2}$$

$$\nabla J(\boldsymbol{\theta}) = \frac{\partial J(\boldsymbol{\theta})}{\partial \boldsymbol{\theta}} = \mathbf{0}_{d \times 1} \Rightarrow \frac{2}{N} \sum_{i=1}^{N} \boldsymbol{\varphi}(i) \cdot (y(i) - \boldsymbol{\varphi}^{\mathsf{T}}(i)\boldsymbol{\theta}) = \mathbf{0}_{d \times 1} \Rightarrow \sum_{i=1}^{N} \boldsymbol{\varphi}(i)y(i) - \sum_{i=1}^{N} \boldsymbol{\varphi}(i)\boldsymbol{\varphi}^{\mathsf{T}}(i)\boldsymbol{\theta} = \mathbf{0}_{d \times 1} = \sum_{i=1}^{N} \boldsymbol{\varphi}(i)y(i) - \sum_{i=1}^{N} \boldsymbol{\varphi}(i)\boldsymbol{\varphi}^{\mathsf{T}}(i)\boldsymbol{\theta} = \mathbf{0}_{d \times 1} = \sum_{i=1}^{N} \boldsymbol{\varphi}(i)y(i) - \sum_{i=1}^{N} \boldsymbol{\varphi}(i)\boldsymbol{\varphi}^{\mathsf{T}}(i)\boldsymbol{\theta} = \mathbf{0}_{d \times 1} = \sum_{i=1}^{N} \boldsymbol{\varphi}(i)y(i) - \sum_{i=1}^{N} \boldsymbol{\varphi}(i)\boldsymbol{\varphi}^{\mathsf{T}}(i)\boldsymbol{\theta} = \mathbf{0}_{d \times 1} = \sum_{i=1}^{N} \boldsymbol{\varphi}(i)y(i) - \sum_{i=1}^{N} \boldsymbol{\varphi}(i)\boldsymbol{\varphi}^{\mathsf{T}}(i)\boldsymbol{\theta} = \mathbf{0}_{d \times 1} = \sum_{i=1}^{N} \boldsymbol{\varphi}(i)y(i) - \sum_{i=1}^{N} \boldsymbol{\varphi}(i)\boldsymbol{\varphi}^{\mathsf{T}}(i)\boldsymbol{\theta} = \mathbf{0}_{d \times 1} = \sum_{i=1}^{N} \boldsymbol{\varphi}(i)y(i) - \sum_{i=1}^{N} \boldsymbol{\varphi}(i)\boldsymbol{\varphi}^{\mathsf{T}}(i)\boldsymbol{\theta} = \mathbf{0}_{d \times 1} = \sum_{i=1}^{N} \boldsymbol{\varphi}(i)y(i) - \sum_{i=1}^{N} \boldsymbol{\varphi}(i)\boldsymbol{\varphi}^{\mathsf{T}}(i)\boldsymbol{\theta} = \mathbf{0}_{d \times 1} = \sum_{i=1}^{N} \boldsymbol{\varphi}(i)y(i) - \sum_{i=1}^{N} \boldsymbol{\varphi}(i)\boldsymbol{\varphi}^{\mathsf{T}}(i)\boldsymbol{\theta} = \mathbf{0}_{d \times 1} = \sum_{i=1}^{N} \boldsymbol{\varphi}(i)\boldsymbol{\varphi}^{\mathsf{T}}(i)\boldsymbol{\varphi}_{i} = \mathbf{0}_{d \times 1} = \sum_{i=1}^{N} \boldsymbol{\varphi}(i)\boldsymbol{\varphi}_{i} = \sum_{i=1}^{N} \boldsymbol{\varphi}(i)\boldsymbol{$$

$$\Rightarrow \left[\sum_{i=1}^{N} \boldsymbol{\varphi}(i) \boldsymbol{\varphi}^{\mathsf{T}}(i)\right]_{\substack{d \times 1 \\ [\vdots \ \vdots \ \vdots \]}}^{N} \boldsymbol{\varphi}(i) y(i)$$

$$\Rightarrow \left[\sum_{i=1}^{N} \boldsymbol{\varphi}(i) \boldsymbol{\varphi}^{\mathsf{T}}(i)\right] \boldsymbol{\theta} = \sum_{i=1}^{N} \boldsymbol{\varphi}(i) y(i) \\ \xrightarrow{d \times d} \begin{bmatrix} \vdots & \vdots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \vdots \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \vdots & \vdots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \vdots \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \vdots & \vdots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \vdots \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \vdots & \vdots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \vdots \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \vdots & \vdots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \vdots \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \vdots & \vdots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \vdots \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \vdots & \vdots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \vdots \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \vdots & \vdots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \vdots \end{bmatrix}$$

Poiché il modello è lineare nei parametri e la misura dell'errore è quadratica, la funzione di costo è **convessa** → ammette un **minimo unico** (globale)

Nel caso della regressione lineare, il minimo può anche essere trovato in forma chiusa



Funzione di costo: caso matriciale

Possiamo esprimere il problema della regressione lineare usando delle matrici

 $ilde{m{arphi}}$ Vettore dei regressori $m{arphi}^{ extsf{T}}(1)$ $_{1 imes d}$

$$\boldsymbol{\theta} = \begin{bmatrix} \theta_0 \\ \theta_1 \\ \vdots \\ \theta_{d-1} \end{bmatrix} \quad Y = \begin{bmatrix} y(1) \\ y(2) \\ \vdots \\ y(N) \end{bmatrix} \quad E = \begin{bmatrix} \epsilon(1) \\ \epsilon(2) \\ \vdots \\ \epsilon(N) \end{bmatrix}$$

$$=\begin{bmatrix} \boldsymbol{\varphi}^{\top}(1) \\ \boldsymbol{\varphi}^{\top}(2) \\ \vdots \\ \boldsymbol{\varphi}^{\top}(N) \end{bmatrix} \quad Y = X \boldsymbol{\theta} + E \Rightarrow \\ N \times 1 \quad N \times d \quad N \times 1$$

$$J(\boldsymbol{\theta}) = \frac{1}{N} \|Y - X \boldsymbol{\theta}\|_{2}^{2} = \frac{1}{N} (Y - X \boldsymbol{\theta})^{\top} (Y - X \boldsymbol{\theta})$$

$$N \times 1 \quad N \times d \quad N \times 1$$

$$J(\boldsymbol{\theta}) = \frac{1}{N} \|Y - X\boldsymbol{\theta}\|_{2}^{2} = \frac{1}{N} (Y - X\boldsymbol{\theta})^{\mathsf{T}} (Y - X \boldsymbol{\theta})^{\mathsf{T}} (Y$$

Funzione di costo: caso matriciale

E utile ricordare queste proprietà di derivazione matriciale (https://en.wikipedia.org/wiki/Matrix calculus)

$$\nabla_{\mathbf{x}}(\mathbf{x}^{\mathsf{T}} \cdot A \cdot \mathbf{x}) = (A + A^{\mathsf{T}}) \cdot \mathbf{x} \qquad \nabla_{\mathbf{x}}(\mathbf{x}^{\mathsf{T}} \cdot \mathbf{b}) = \mathbf{b}$$

$$1 \times d \ d \times d \ d \times 1 \qquad d \times d \qquad d \times 1$$

$$1 \times d \ d \times 1 \qquad d \times 1$$

$$J(\boldsymbol{\theta}) = \frac{1}{N} (Y - X\boldsymbol{\theta})^{\mathsf{T}} (Y - X\boldsymbol{\theta}) = \frac{1}{N} (Y^{\mathsf{T}} Y^{\mathsf{T}} X - Y^{\mathsf{T}} X \cdot \boldsymbol{\theta}^{d \times 1} - \boldsymbol{\theta}^{\mathsf{T}} \cdot X^{\mathsf{T}} Y^{\mathsf{T}} X + \boldsymbol{\theta}^{\mathsf{T}} \cdot X^{\mathsf{T}} X \cdot \boldsymbol{\theta}^{d \times 1})$$

$$= \frac{1}{N} (Y^{\mathsf{T}} Y - 2 \cdot \boldsymbol{\theta}^{\mathsf{T}} \cdot X^{\mathsf{T}} Y + \boldsymbol{\theta}^{\mathsf{T}} \cdot X^{\mathsf{T}} X \cdot \boldsymbol{\theta})$$

$$\nabla J(\boldsymbol{\theta}) = \mathbf{0} \Rightarrow \frac{1}{N} (-2X^{\mathsf{T}}Y + 2X^{\mathsf{T}}X\boldsymbol{\theta}) = \mathbf{0} \Rightarrow \qquad \widehat{\boldsymbol{\theta}} = (X^{\mathsf{T}}X)^{-1}X^{\mathsf{T}}Y$$

$$d \times 1 \qquad d \times d \qquad d \times N \qquad N \times 1$$

$$\widehat{\boldsymbol{\theta}} = (X^{\mathsf{T}}X)^{-1}X^{\mathsf{T}}Y$$

$$d \times 1 \qquad d \times d \qquad d \times N \quad N \times 1$$

Normal equations

$$\widehat{\boldsymbol{\theta}} = (X^{\mathsf{T}}X)^{-1}X^{\mathsf{T}}Y$$

Normal equations

Cosa succede se X^TX non è invertibile?

- Regressori ridondanti (linearmente dipendenti)
 - $\checkmark \varphi_1$ = altezza in m
 - $\checkmark \varphi_2$ = altezza in feet
- Troppi regressori (e.g. $N \leq d$)
 - √ Rimuovere qualche regressore
 - ✓ Usare regolarizzazione (la vedremo più avanti...)

Si usa la **pseudo-inversa**. In MatLab:

theta_hat = pinv(X'*X)*X*Y

- Il metodo delle normal equation è **lento** se *d* è molto grande
 - ✓ Per risolvere questo problema, si usano metodi iterativi come il gradient descent

Outline

1. Stima a minimi quadrati

2. Funzione di costo

3. Gradient descent

4. Proprietà dello stimatore a minimi quadrati

5. Esercizi con codice

Il gradient descent è un metodo iterativo per minimizzare le funzioni differenziabili (ovvero funzioni in cui possiamo calcolare le derivate in ogni punto del dominio)

Consideriamo prima il caso scalare (abbiamo un solo parametro $\theta \in \mathbb{R}$ da stimare)

Dato un valore iniziale $\hat{\theta}^{(0)}$, la stima $\hat{\theta}^{(k+1)}$ del parametro θ all'iterazione k+1 è:

$$\hat{\theta}_{1\times 1}^{(k+1)} = \hat{\theta}_{1\times 1}^{(k)} - \alpha \cdot \frac{\partial J(\theta)}{\partial \theta} \Big|_{\theta = \hat{\theta}^{(k)}}$$

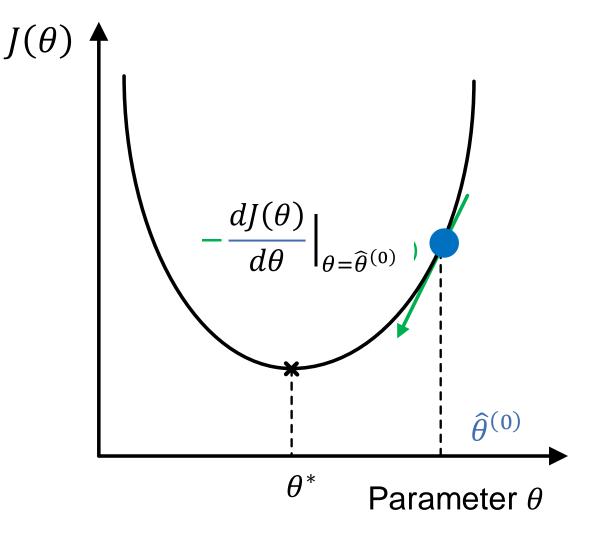
 $\alpha \in \mathbb{R}_{>0}$: learning rate

Caso scalare $\theta \in \mathbb{R}$

$$\widehat{\theta}^{(k+1)} = \widehat{\theta}^{(k)} - \alpha \cdot \frac{\partial J(\theta)}{\partial \theta} \Big|_{\theta = \widehat{\theta}^{(k)}}$$

$$\frac{dJ(\theta)}{d\theta}\Big|_{\theta=\widehat{\theta}^{(k)}} > 0 \Rightarrow \widehat{\theta}^{(k+1)} < \widehat{\theta}^{(k)}$$

La nuova stima è più vicina al valore ottimale θ^*

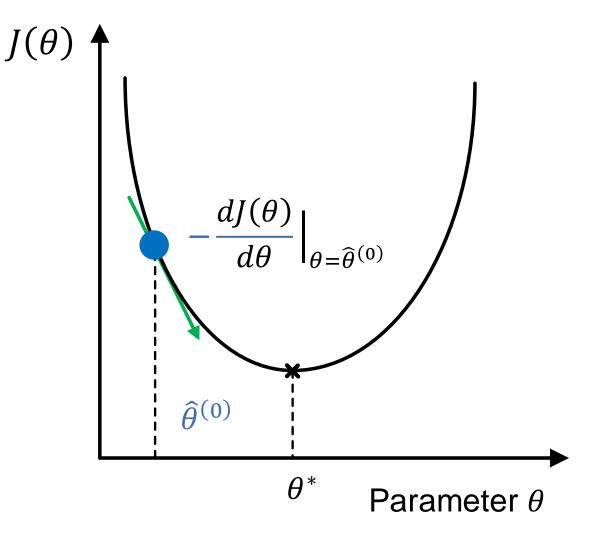


Caso scalare $\theta \in \mathbb{R}$

$$\widehat{\theta}^{(k+1)} = \widehat{\theta}^{(k)} - \alpha \cdot \frac{\partial J(\theta)}{\partial \theta} \Big|_{\theta = \widehat{\theta}^{(k)}}$$

$$\frac{dJ(\theta)}{d\theta}\Big|_{\theta=\widehat{\theta}^{(k)}} < 0 \Rightarrow \widehat{\theta}^{(k+1)} > \widehat{\theta}^{(k)}$$

La nuova stima è più vicina al valore ottimale θ^*



Nel caso generale **multivariabile** (i.e. stimare un vettore di parametri $\theta \in \mathbb{R}^{d \times 1}$), dobbiamo sostituire la derivata con il **vettore gradiente** $\nabla J(\theta) \in \mathbb{R}^{d \times 1}$

Dato un valore iniziale $\hat{\theta}^{(0)}$, la stima $\hat{\theta}^{(k+1)}$ del vettore di parametri θ all'iterazione k+1 è:

$$\widehat{\boldsymbol{\theta}}^{(k+1)} = \widehat{\boldsymbol{\theta}}^{(k)} - \alpha \cdot \nabla J(\boldsymbol{\theta}) \Big|_{\boldsymbol{\theta} = \widehat{\boldsymbol{\theta}}^{(k)}}$$

 $\alpha \in \mathbb{R}_{>0}$: learning rate

Gradient descent: trick computazionale

Quando sono presenti più regressori (caso multivariabile) è utile normalizzarne i valori, in modo che l'algoritmo del gradient descent «faccia meno fatica» a raggiungere il minimo

Calcolo la media per ogni regressore (che non sia quello dell'intercetta)

$$\hat{\mu}_j = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} \varphi_j(i)$$
 $j = 1, ..., d-1$

Calcolo la varianza per ogni regressore (che non sia quello dell'intercetta)

$$\hat{\sigma}_{j}^{2} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} (\varphi_{j}(i) - \mu_{j})^{2} \quad j = 1, ..., d-1$$

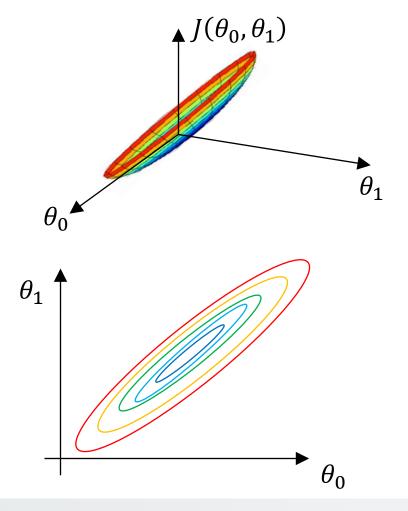
Sottraggo media e divido per deviazione standard

$$\varphi_j(i) = \frac{\varphi_j(i) - \hat{\mu}_j}{\sqrt{\hat{\sigma}_j^2}} \qquad j = 1, \dots, d-1$$
 usando LA STESSA MEDIA E LA STESSA VARIANZA calcolata sul dataset usato per stimare il modello

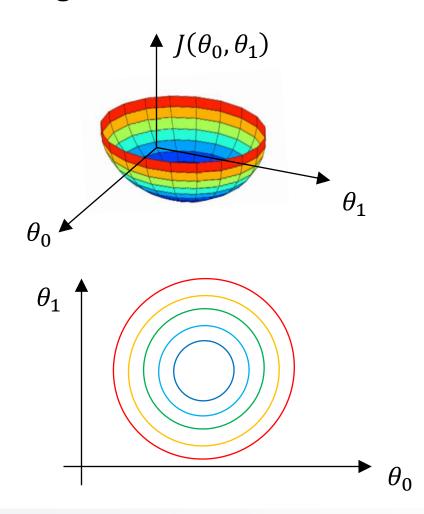
Normalizzare i nuovi dati per stimare il modello

Gradient descent: trick computazionale

Regressori non normalizzati



Regressori normalizzati



Outline

- 1. Stima a minimi quadrati
- 2. Funzione di costo
- 3. Gradient descent
- 4. Proprietà dello stimatore a minimi quadrati
- 5. Esercizi con codice

Proprietà dello stimatore a minimi quadrati

<u>Dubbio legittimo:</u> come si comporta lo <u>stimatore a minimi quadrati</u> di un modello lineare nel caso in cui il sistema vero (che genera i dati) sia effettivamente lineare?

$$y(i) = \boldsymbol{\varphi}^{\mathsf{T}}(i)\boldsymbol{\theta}^{0} + \epsilon(i)$$

Supponiamo che $\epsilon(i)$ sia una variabile casuale a media nulla, con una certa varianza λ^2 Nota: non stiamo assumendo nessuna specifica distribuzione di probabilità su $\epsilon(i)$

Proprietà dello stimatore a minimi quadrati (nel caso del sistema di cui sopra)

- Lo stimatore è **corretto**: $\mathbb{E}[\widehat{\boldsymbol{\theta}}] = \boldsymbol{\theta}^0$
- Supponendo inoltre che i rumori siano incorrelati $\mathbb{E}[\epsilon(i)\epsilon(j)] = 0, \forall i \neq j$, lo stimatore è

consistente:
$$Var[\widehat{\boldsymbol{\theta}}] = \lambda^2 \cdot (X^T X)^{-1} = \lambda^2 \cdot P$$

Outline

- 1. Stima a minimi quadrati
- 2. Funzione di costo
- 3. Gradient descent
- 4. Proprietà dello stimatore a minimi quadrati

5. Esercizi con codice

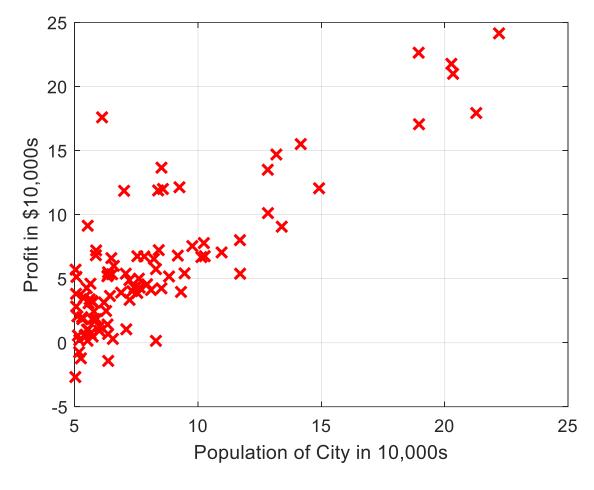
Esercizio 1: Stima dei profitti di un ristorante

Problema: il CEO di un franchising di ristoranti che sta valutando diverse città per l'apertura di un nuovo ristorante.

La catena ha già ristoranti in varie città e sono disponibili dati di profitti e di popolazione di questa città.

L'obiettivo è utilizzare questi dati per selezionare in quale città aprire la nuova attività

- Ogni città è descritta da:
 - $\checkmark \varphi_1$: Popolazione [in 10000 unità]
- ✓ L'output y è il profitto [in 10000\$]
- Il dataset consiste di N=97 città con $\varphi_1(i)$, e y(i), per $i=1,\ldots,N$



Esercizio 2: stima dei prezzi delle case

Vogliamo **stimare** il **prezzo** delle case a Portland, Oregon. L'output *y* è quindi il prezzo

- Ogni casa è descritta da:
 - $\checkmark \varphi_1$: Area [feet²]
 - $\checkmark \varphi_2$: Numero di camere da letto
- II dataset consiste di N=47 case con $\varphi_1(i), \varphi_2(i)$ e y(i), per $i=1,\dots,N$

$$y(i) = \boldsymbol{\varphi}^{\mathsf{T}}(i)\boldsymbol{\theta} + \epsilon(i)$$
 $\boldsymbol{\varphi}(i) = \begin{bmatrix} 1 & \varphi_1(i) & \varphi_2(i) \end{bmatrix}^{\mathsf{T}}$

$$X = \begin{bmatrix} \boldsymbol{\varphi}^{\mathsf{T}}(1) \\ \boldsymbol{\varphi}^{\mathsf{T}}(2) \\ \vdots \\ \boldsymbol{\varphi}^{\mathsf{T}}(N) \end{bmatrix} \qquad \boldsymbol{\theta} = \begin{bmatrix} \theta_0 \\ \theta_1 \\ \theta_2 \end{bmatrix} \qquad Y = \begin{bmatrix} y(1) \\ y(2) \\ \vdots \\ y(47) \end{bmatrix}$$

```
% Read data from file
data = csvread('ex2data.txt');
X = data(:, 1:2); % Features
y = data(:, 3); % Price
N = length(y); % Number of data
% Add intercept term to X
X = [ones(N, 1) X];
% Calculate the parameters from the normal equation
theta_hat = pinv(X'*X)*X'*y;
```

```
% Estimate the price of a 1650 sq-
ft, 3 br house
price_hat = [1 3 1650]*theta_hat;
```

Punto non visto durante la stima di θ

Calcolare e implementare il gradiente

Come calcoliamo il gradiente? Supponiamo che il nostro modello sia

$$y = \theta_0 + \theta_1 \cdot \varphi + \epsilon$$

$$J(\theta_0, \theta_1) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} (y(i) - \theta_0 - \theta_1 \cdot \varphi(i))^2 \qquad \Longrightarrow \qquad \nabla J(\theta_0, \theta_1) = \begin{bmatrix} \frac{\partial J(\theta_0, \theta_1)}{\partial \theta_0} & \frac{\partial J(\theta_0, \theta_1)}{\partial \theta_1} \end{bmatrix}^T$$

$$\frac{\partial J(\boldsymbol{\theta}_0, \boldsymbol{\theta}_1)}{\partial \boldsymbol{\theta}_0} = \frac{2}{N} \sum_{i=1}^{N} (y(i) - \boldsymbol{\theta}_0 - \boldsymbol{\theta}_1 \cdot \varphi(i)) \cdot (-1) = -\frac{2}{N} X(:, 1)^{\mathsf{T}} \cdot (Y - X\boldsymbol{\theta})$$

$$\frac{\partial J(\boldsymbol{\theta}_0, \boldsymbol{\theta}_1)}{\partial \boldsymbol{\theta}_1} = \frac{2}{N} \sum_{i=1}^{N} \left(y(i) - \boldsymbol{\theta}_0 - \boldsymbol{\theta}_1 \cdot \varphi(i) \right) \cdot \left(-\varphi(i) \right) = -\frac{2}{N} X(:, 2)^{\mathsf{T}} \cdot (Y - X\boldsymbol{\theta})$$



Calcolare e implementare il gradiente

In generale, se abbiamo **più di un regressore** (ovvero, un vettore $\boldsymbol{\varphi} = [1 \ \varphi_1, \ \varphi_2, ..., \varphi_{d-1}]^{\top} \in \mathbb{R}^{d \times 1}$) possiamo implementare il gradient descent come di seguito:

For {

$$\boldsymbol{\theta}_0 = \boldsymbol{\theta}_0 - \boldsymbol{\alpha} \cdot \frac{2}{N} \sum_{i=1}^{N} (y(i) - \boldsymbol{\varphi}^{\mathsf{T}}(i)\boldsymbol{\theta}) \cdot (-1)$$

$$\boldsymbol{\theta}_1 = \boldsymbol{\theta}_1 - \boldsymbol{\alpha} \cdot \frac{2}{N} \sum_{i=1}^{N} (y(i) - \boldsymbol{\varphi}^{\mathsf{T}}(i)\boldsymbol{\theta}) \cdot (-\varphi_1(i))$$

:

$$\boldsymbol{\theta}_{d-1} = \boldsymbol{\theta}_{d-1} - \boldsymbol{\alpha} \cdot \frac{2}{N} \sum_{i=1}^{N} (y(i) - \boldsymbol{\varphi}^{\mathsf{T}}(i)\boldsymbol{\theta}) \cdot (-\boldsymbol{\varphi}_{d-1}(i))$$



UNIVERSITÀ DEGLI STUDI DI BERGAMO

Dipartimento di Ingegneria Gestionale, dell'Informazione e della Produzione