

## Il teorema del Limite Centrale

**Teorema 1** (Portmanteau Theorem). *Se  $\mathbb{P}_1, \mathbb{P}_2, \dots$  e  $\mathbb{P}$  sono probabilità su  $\mathbb{R}$ , le seguenti sono equivalenti:*

- (1)  $\mathbb{P}_n((-\infty, x]) \rightarrow \mathbb{P}((-\infty, x])$  per ogni  $x$  punto di continuità della funzione di ripartizione di  $\mathbb{P}$
- (2)  $\int f d\mathbb{P}_n \rightarrow \int f d\mathbb{P}$  per ogni  $f : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$  continua limitata
- (3)  $\int f d\mathbb{P}_n \rightarrow \int f d\mathbb{P}$  per ogni  $f : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$  Lipschitziana limitata
- (4)  $\liminf_{n \rightarrow \infty} \int f d\mathbb{P}_n \geq \int f d\mathbb{P}$  per ogni  $f : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$  continua nonnegativa
- (5)  $\liminf_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}_n(G) \geq \mathbb{P}(G)$  per ogni  $G$  aperto
- (6)  $\limsup_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}_n(F) \leq \mathbb{P}(F)$  per ogni  $F$  chiuso
- (7)  $\mathbb{P}_n(B) \rightarrow \mathbb{P}(B)$  per ogni boreliano  $B$  con  $\mathbb{P}(\partial B) = 0$ .

*Dimostrazione.* Sia  $F$  la funzione di ripartizione di  $\mathbb{P}$ .

(5)  $\Leftrightarrow$  (6): si ottiene passando al complementare.

(5)  $\Rightarrow$  (7): sappiamo che vale la (6) e quindi  $\limsup_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}_n(\overline{B}) \leq \mathbb{P}(\overline{B}) = \mathbb{P}(B)$ .

Ma è anche  $\liminf_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}_n(\overset{\circ}{B}) \geq \mathbb{P}(\overset{\circ}{B}) = \mathbb{P}(B)$  e quindi  $\mathbb{P}(B) \leq \liminf_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}_n(B) \leq \limsup_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}_n(B) \leq \mathbb{P}(B)$ .

(7)  $\Rightarrow$  (1): se  $x$  è di continuità per  $F$  è  $\mathbb{P}(\{x\}) = 0$  e  $\{x\} = \partial(-\infty, x]$ .

(1)  $\Rightarrow$  (2): i punti di discontinuità di  $F$  sono al più numerabili per cui, fissato  $\varepsilon > 0$ , esistono  $a < b$  punti di continuità tali che  $\mathbb{P}((-\infty, a]) < \varepsilon$  e  $\mathbb{P}((b, \infty)) < \varepsilon$  e questo sarà vero anche per le  $\mathbb{P}_n$  per  $n$  sufficientemente grande. Per l'uniforme continuità di  $f$  in  $[a, b]$  esistono  $a = a_0 < a_1 < \dots < a_k = b$  tali che per ogni  $j \leq k-2$  e per ogni  $x, y \in [a_j, a_{j+2}]$  si abbia  $|f(x) - f(y)| < \varepsilon$ , quindi possiamo prendere  $c_0 = a$ ,  $c_{k+1} = b$  e  $c_j \in (a_{j-1}, a_j)$  di continuità per  $F$  (per  $1 \leq j \leq k$ ) e una funzione  $g$  costante sugli intervalli  $(c_j, c_{j+1}]$  (e nulla al di fuori di  $(a, b]$ ) in modo che si abbia  $|f(x) - g(x)| < \varepsilon$  su tutto  $(a, b]$ . Ora, siccome per la (1) vale  $\mathbb{P}_n((c_j, c_{j+1}]) \rightarrow \mathbb{P}((c_j, c_{j+1}])$  per  $0 \leq j \leq k$ , se poniamo  $M = \|f\|_\infty$  abbiamo  $|\int f d\mathbb{P} - \int g d\mathbb{P}| \leq 2\varepsilon M + \int_{(a,b)} |f - g| d\mathbb{P} \leq 2\varepsilon M + \varepsilon$  e lo stesso per le  $\mathbb{P}_n$  con  $n$  abbastanza grande.

Infine  $|\int g d\mathbb{P} - \int g d\mathbb{P}_n| \leq \sum_j |u_j| \cdot |\mathbb{P}((c_j, c_{j+1}]) - \mathbb{P}_n((c_j, c_{j+1}])| \rightarrow 0$  dove  $u_j$  è il valore di  $g$  su  $(c_j, c_{j+1}]$ .

(2)  $\Rightarrow$  (3): ovvio.

(2)  $\Rightarrow$  (4): per ogni  $m > 0$  intero abbiamo  $\liminf_{n \rightarrow \infty} \int f d\mathbb{P}_n \geq \liminf_{n \rightarrow \infty} \int \min(f, m) d\mathbb{P}_n = \int \min(f, m) d\mathbb{P}$  e per il teorema di convergenza monotona  $\int \min(f, m) d\mathbb{P} \rightarrow \int f d\mathbb{P}$  per  $m \rightarrow \infty$ .

(3)  $\Rightarrow$  (1): se  $x$  è di continuità per  $F$  e  $\varepsilon > 0$  prendo  $f$  lineare a tratti che vale 1 su  $(-\infty, x - \varepsilon]$  e 0 su  $[x, \infty)$ . Ho  $\liminf_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}_n((-\infty, x]) \geq \liminf_{n \rightarrow \infty} \int f d\mathbb{P}_n = \int f d\mathbb{P} \geq \mathbb{P}((-\infty, x - \varepsilon])$ . Analogamente prendendo  $f$  che vale 1 su  $(-\infty, x]$  e 0 su  $[x + \varepsilon, \infty)$  si ottiene  $\limsup_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}_n((-\infty, x]) \leq \mathbb{P}((-\infty, x + \varepsilon])$ . Dato che  $\varepsilon$  era arbitrario otteniamo la tesi.

(4)  $\Rightarrow$  (1): esattamente come prima osservando che se  $0 \leq f \leq 1$  vale  $1 -$

$\limsup_{n \rightarrow \infty} \int f d\mathbb{P}_n = \liminf_{n \rightarrow \infty} \int (1-f) d\mathbb{P}_n \geq \int (1-f) d\mathbb{P} = 1 - \int f d\mathbb{P}$ , per cui anche  $\limsup_{n \rightarrow \infty} \int f d\mathbb{P}_n \leq \int f d\mathbb{P}$ , cioè  $\lim_{n \rightarrow \infty} \int f d\mathbb{P}_n = \int f d\mathbb{P}$ .

Dunque (1)  $\Leftrightarrow$  (2)  $\Leftrightarrow$  (3)  $\Leftrightarrow$  (4).

(2)  $\Rightarrow$  (5): sia  $f_k(x) = \min(kd(x, G^c), 1)$  ( $d(\cdot, \cdot)$  è la distanza) per  $k$  intero positivo.  $0 \leq f_k \leq 1$  e la successione delle  $f_k$  tende puntualmente all'indicatrice di  $G$ . Ora  $\int f_k d\mathbb{P} = \liminf_{n \rightarrow \infty} \int f_k d\mathbb{P}_n \leq \liminf_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}_n(G)$  e per  $k \rightarrow \infty$   $\int f_k d\mathbb{P} \rightarrow \mathbb{P}(G)$  per il teorema di convergenza monotona.  $\square$

**Definizione 2.** Una successione di misure  $(\mathbb{P}_n)$  su  $\mathbb{R}$  converge in distribuzione a  $\mathbb{P}$  se vale una delle precedenti.

**Teorema 3** (di Prokhorov). Se  $\mathbb{P}_1, \mathbb{P}_2, \dots$  è una successione di probabilità su  $\mathbb{R}$  tali che  $\lim_{M \rightarrow \infty} \sup_n \mathbb{P}_n([-M, M]^c) = 0$  allora esiste  $\mathbb{P}$  e una sottosuccessione convergente a  $\mathbb{P}$  in distribuzione.

*Dimostrazione.* Chiamando  $F_n$  le funzioni di ripartizione delle  $\mathbb{P}_n$ , troviamo una sottosuccessione  $(F_{n_k})$  di  $(F_n)$  convergente su  $\mathbb{Q}$  (enumeriamo i razionali e estraiamo una sottosuccessione convergente sul primo, da questa ne estraiamo un'altra convergente sul secondo e così via; la sottosuccessione cercata si ottiene con un procedimento diagonale), diciamo a  $H$  (definita solo su  $\mathbb{Q}$ ). Poniamo  $F(x) = \inf_{y > x} H(y)$  ( $y \in \mathbb{Q}$ ) e osserviamo che  $F$  è continua a destra ed è debolmente crescente. Inoltre, fissato  $\varepsilon > 0$ , esiste per ipotesi un  $M$  tale che  $\sup_n \mathbb{P}_n([-M, M]^c) < \varepsilon$  e quindi per ogni  $y < -M$  è  $H(y) \leq \varepsilon$ . Dunque  $F(-M-1) \leq \varepsilon$  e analogamente  $F(M) \geq 1 - \varepsilon$ . Quindi  $F$  è la funzione di ripartizione di qualche probabilità  $\mathbb{P}$ . Infine se  $x$  è un punto di continuità per  $F$  abbiamo  $\lim_{k \rightarrow \infty} F_{n_k}(x) = F(x)$ : essendo  $H$  debolmente crescente, per ogni  $\varepsilon$  esistono  $\alpha < x$  e  $\beta > x$  tali che  $H(\alpha) > F(x) - \varepsilon$  e  $H(\beta) < F(x) + \varepsilon$ . Dunque definitivamente  $F(x) - \varepsilon < F_{n_k}(\alpha) \leq F_{n_k}(x) \leq F_{n_k}(\beta) < F(x) + \varepsilon$ .  $\square$

**Definizione 4.** La funzione caratteristica di  $\mathbb{P}$  (probabilità su  $\mathbb{R}$ ) è  $\phi(t) = \int e^{itx} d\mathbb{P}(x)$ .

**Teorema 5.** La funzione caratteristica  $\phi$  determina univocamente  $\mathbb{P}$ .

*Dimostrazione.* Chiaramente basta ottenere che per ogni  $a < b$  è  $\lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{2\pi} \int_{-T}^T \frac{e^{-ita} - e^{-itb}}{it} \phi(t) dt = \frac{1}{2} \mathbb{P}(\{a, b\}) + \mathbb{P}((a, b))$  (perché a quel punto  $\mathbb{P}$  è univocamente determinata sugli intervalli aperti).

L'integrale si può fare perché  $\phi(\cdot)$  è continua (per il teorema di convergenza dominata). Il teorema di Fubini dà  $\int_{-T}^T \frac{e^{-ita} - e^{-itb}}{it} (\int e^{itx} d\mathbb{P}(x)) dt$

$$= \int \left( \int_{-T}^T \frac{e^{it(x-a)} - e^{it(x-b)}}{it} dt \right) d\mathbb{P}(x).$$

$$\text{Ma ora } \int_{-T}^T \frac{e^{it(x-a)} - e^{it(x-b)}}{it} dt = \int_{-T}^T \frac{\sin(t(x-a)) - \sin(t(x-b))}{t} dt = 2 \int_0^T \frac{\sin(t(x-a))}{t} dt - 2 \int_0^T \frac{\sin(t(x-b))}{t} dt$$

$$\text{e (per ogni } x) \ 2 \int_0^T \frac{\sin(tx)}{t} dt = 2 \operatorname{sgn}(x) \int_0^{|x|} \frac{\sin u}{u} du \rightarrow \pi \operatorname{sgn}(x)$$

(per  $T \rightarrow \infty$ ). Essendo  $\int_0^{|x|} \frac{\sin u}{u} du$  limitato al variare di  $x$  e  $T$  possiamo applicare il teorema di convergenza dominata ottenendo  $\frac{1}{2\pi} \int_{-T}^T \frac{e^{-ita} - e^{-itb}}{it} \phi(t) dt = \frac{1}{\pi} \int \left( \int_0^T \frac{\sin(t(x-a))}{t} dt - \int_0^T \frac{\sin(t(x-b))}{t} dt \right) d\mathbb{P}(x) \rightarrow$

$$\rightarrow \frac{1}{2} \int (\operatorname{sgn}(x-a) - \operatorname{sgn}(x-b)) d\mathbb{P}(x), \text{ che è la tesi. } \square$$

**Teorema 6** (di continuità di Lévy). *Date  $\mathbb{P}_1, \mathbb{P}_2, \dots$  probabilità su  $\mathbb{R}$  e chiamate  $\phi_n$  le loro funzioni caratteristiche, esiste  $\mathbb{P}$  tale che  $\mathbb{P}_n \rightarrow \mathbb{P}$  in distribuzione se e solo se  $\phi_n \rightarrow \phi$  puntualmente (per qualche  $\phi$ ) con  $\phi$  continua in 0. In tal caso  $\phi$  è la funzione caratteristica di  $\mathbb{P}$ .*

*Dimostrazione.* Se  $\mathbb{P}_n \rightarrow \mathbb{P}$  allora per il Teorema 1  $\phi_n \rightarrow \phi$  (segue dal punto (2)).

Viceversa se  $\phi_n \rightarrow \phi$  basta vedere che  $\lim_{M \rightarrow \infty} \sup_n \mathbb{P}_n([-M, M]^c) = 0$ : fatto questo, per il Teorema 3 esistono  $(\mathbb{P}_{n_k})$  sottosuccessione e  $\mathbb{P}$  tali che  $\mathbb{P}_{n_k} \rightarrow \mathbb{P}$  in distribuzione, da cui  $\phi$  è la funzione caratteristica di  $\mathbb{P}$ . Se ora per assurdo non fosse  $\mathbb{P}_n \rightarrow \mathbb{P}$  esisterebbero un'altra sottosuccessione  $(\mathbb{P}_{m_k})$  e un  $x$  (di continuità per la funzione di ripartizione di  $\mathbb{P}$ ) con  $|\mathbb{P}_{m_k}((-\infty, x]) - \mathbb{P}((-\infty, x])| \geq \varepsilon$  per tutti i  $k$  e a meno di passare a un'ulteriore sottosuccessione potremmo supporre  $\mathbb{P}_{m_k} \rightarrow \mathbb{P}'$  e  $\phi$  sarebbe la funzione caratteristica di  $\mathbb{P}'$ . Per il Teorema 5 avremmo  $\mathbb{P} = \mathbb{P}'$ , cioè  $\mathbb{P}_{m_k} \rightarrow \mathbb{P}$ , assurdo.

Sia perciò  $\delta > 0$ :  $\chi_{\{|\delta x| > 2\}} \leq 2 \left(1 - \frac{\sin(\delta x)}{\delta x}\right) = \frac{1}{\delta} \int_{-\delta}^{\delta} (1 - \cos(tx)) dt$ . Dunque  $\int \chi_{\{|\delta x| > 2\}} d\mathbb{P}_n \leq \frac{1}{\delta} \int_{-\delta}^{\delta} (\int (1 - \cos(tx)) d\mathbb{P}_n(x)) dt$  (per il teorema di Fubini) e quest'ultimo è  $\frac{1}{\delta} \int_{-\delta}^{\delta} (1 - \Re \phi_n(t)) dt$ . Per il teorema di convergenza dominata abbiamo  $\frac{1}{\delta} \int_{-\delta}^{\delta} (1 - \Re \phi_n(t)) dt \rightarrow \frac{1}{\delta} \int_{-\delta}^{\delta} (1 - \Re \phi(t)) dt$ . Essendo  $\phi(0) = 1$  e  $\phi$  continua in 0, per ogni  $\varepsilon$  possiamo trovare  $\delta$  tale che il limite sia minore di  $\varepsilon$  e quindi definitivamente  $\mathbb{P}_n(\{|\delta x| > 2\}) = \int \chi_{\{|\delta x| > 2\}} d\mathbb{P}_n < \varepsilon$ , cioè ponendo  $M = \frac{2}{\delta}$  vale  $\mathbb{P}_n([-M, M]^c) < \varepsilon$  definitivamente.  $\square$

**Teorema 7** (del Limite Centrale). *Dato uno spazio di probabilità  $\Omega$ , se  $X_1, X_2, \dots$  sono variabili aleatorie (reali) indipendenti, equidistribuite e con  $\mathbf{E}[X_n] = 0$  e  $\text{Var}(X_n) = 1$ , posto  $Y_n = \frac{1}{\sqrt{n}}(X_1 + X_2 + \dots + X_n)$  abbiamo  $\mathbb{P}_{Y_n} \rightarrow N(0, 1)$  in distribuzione.*

*Dimostrazione.* Se  $\phi_n$  è la funzione caratteristica di  $\mathbb{P}_{Y_n}$  e  $\psi$  quella di  $\mathbb{P}_{X_1}$ ,  $\phi_n(t) = \mathbf{E} \left[ \exp \left( \frac{it}{\sqrt{n}} \sum_{i=1}^n X_i \right) \right] = \psi \left( \frac{t}{\sqrt{n}} \right)^n$  (per l'indipendenza delle  $X_i$ ).

Ora, derivando sotto il segno di integrale,  $\psi'(t) = \mathbf{E}[iX_1 \exp(itX_1)]$  e  $\psi''(t) = \mathbf{E}[-X_1^2 \exp(itX_1)]$  (grazie all'ipotesi che  $\mathbf{E}[X_1^2] < \infty$ ) e quindi, fissato  $t$ ,

$\psi \left( \frac{t}{\sqrt{n}} \right)^n = \left( 1 + \frac{it}{\sqrt{n}} \mathbf{E}[X_1] - \frac{t^2}{2n} \mathbf{E}[X_1^2] + o\left(\frac{1}{n}\right) \right)^n$  (sviluppo di Taylor con resto di Peano), cioè  $\phi_n(t) = \left( 1 - \frac{t^2}{2n} + o\left(\frac{1}{n}\right) \right)^n \rightarrow \exp\left(-\frac{t^2}{2}\right) = \phi(t)$ .

Dunque per il Teorema 6 esiste una probabilità  $\mathbb{P}$  cui convergono le  $\mathbb{P}_{Y_n}$  in distribuzione e la sua funzione caratteristica è  $\phi$ . Ma la funzione caratteristica della distribuzione  $N(0, 1)$  è  $\gamma(t) = \int_{-\infty}^{\infty} e^{itx} \frac{\exp\left(-\frac{x^2}{2}\right)}{\sqrt{2\pi}} dx$  e

$\gamma'(t) = \int_{-\infty}^{\infty} ix e^{itx} \frac{\exp\left(-\frac{x^2}{2}\right)}{\sqrt{2\pi}} dx = -t \int_{-\infty}^{\infty} e^{itx} \frac{\exp\left(-\frac{x^2}{2}\right)}{\sqrt{2\pi}} dx = -t\gamma(t)$  (integrando per parti), quindi per qualche  $C$  è  $\gamma(t) = C e^{-\frac{t^2}{2}}$  e per  $t = 0$  otteniamo  $C = 1$ .

Perciò  $\phi = \gamma$  e il Teorema 5 dà la tesi.  $\square$