

- Considereremo vari integrali utili nel seguito.

Per verifica diretta si ha che

$$\left(e^{-\alpha x} \frac{-\alpha \cos(\beta x) + \beta \sin(\beta x)}{\alpha^2 + \beta^2} \right)' = e^{-\alpha x} \cos(\beta x)$$

$$\left(-e^{-\alpha x} \frac{\alpha \sin(\beta x) + \beta \cos(\beta x)}{\alpha^2 + \beta^2} \right)' = e^{-\alpha x} \sin(\beta x)$$

e quindi, per $\alpha > 0$

$$\boxed{\int_0^\infty e^{-\alpha x} \cos(\beta x) \, dx = \frac{\alpha}{\alpha^2 + \beta^2}}$$

$$\boxed{\int_0^\infty e^{-\alpha x} \sin(\beta x) \, dx = \frac{\beta}{\alpha^2 + \beta^2}}$$

Risulta che

$$\int_0^\infty \frac{\sin^2 x}{x^2} dx = \lim_{p \rightarrow \infty} \int_0^p \frac{\sin x}{x} dx.$$

Infatti integrando per parti abbiamo

$$\int_0^p \frac{\sin^2 x}{x^2} dx = -\frac{1}{p} \sin^2 p + \int_0^{p/2} \frac{\sin x}{x} dx$$

da cui l'asserto passando al limite.

Ora risulta

$$\int_\epsilon^A \frac{\sin x}{x} dx = \int_\epsilon^A \sin x \left(\int_0^\infty e^{-tx} dt \right) dx = \int_0^\infty \left(\int_\epsilon^A e^{-tx} \sin x dx \right) dt$$

dove lo scambio degli integrali è permesso per il teorema di Fubini.

Quindi

$$\begin{aligned} \int_\epsilon^A \frac{\sin x}{x} dx &= \int_0^\infty \left(-e^{-tA} \frac{t \sin(A) + \cos(A)}{1+t^2} + e^{-t\epsilon} \frac{t \sin(\epsilon) + \cos(\epsilon)}{1+t^2} \right) dt \\ &= \int_0^\infty -e^{-tA} \frac{t \sin(A) + \cos(A)}{1+t^2} dt + \int_0^\infty e^{-t\epsilon} \frac{t \sin(\epsilon)}{1+t^2} dt + \int_0^\infty e^{-t\epsilon} \frac{\cos(\epsilon)}{1+t^2} dt \end{aligned}$$

Il primo integrale in modulo è maggiorato da

$$\left| \int_0^\infty -e^{-tA} \frac{t \sin(A) + \cos(A)}{1+t^2} dt \right| \leq C \int_0^\infty e^{-tA} dt = \frac{C}{A} \rightarrow 0, \quad \text{per } A \rightarrow \infty$$

$$\frac{\sin(\epsilon)}{\epsilon} \sqrt{\epsilon} \int_0^\infty e^{-t\epsilon} \frac{\sqrt{t}\epsilon\sqrt{t}}{1+t^2} dt \leq C\sqrt{\epsilon} \int_0^\infty \frac{\sqrt{t}}{1+t^2} dt \leq C\sqrt{\epsilon} \rightarrow 0, \quad \text{per } \epsilon \rightarrow 0$$

Quindi

$$\int_0^\infty \frac{\sin x}{x} dx = \int_0^\infty \frac{1}{1+t^2} dt = \frac{\pi}{2}.$$

$$\boxed{\int_{\mathbb{R}} e^{-t^2} dt = \sqrt{\pi}}$$

Consideriamo la funzione $\phi(x)$

$$\phi(x) = \int_0^x e^{-t^2} dt$$

la cui derivata è semplicemente

$$\phi'(x) = e^{-x^2}$$

Quindi

$$(\phi(x)^2)' = 2\phi'(x)\phi(x) = 2 \int_0^x e^{-(x^2+t^2)} dt = 2x \int_0^1 e^{-x^2(1+t^2)} dt$$

da cui

$$(\phi(x)^2)' = - \left(\int_0^1 \frac{e^{-x^2(1+t^2)}}{1+t^2} dt \right)'$$

in altri termini

$$\phi(x)^2 + \int_0^1 \frac{e^{-x^2(1+t^2)}}{1+t^2} dt = \text{costante} = \int_0^1 \frac{1}{1+t^2} dt = \frac{\pi}{4}$$

da cui per $x \rightarrow \infty$

$$\int_0^\infty e^{-t^2} dt = \frac{\sqrt{\pi}}{2}$$

$$\boxed{\int_{\mathbb{R}} e^{itx} e^{-x^2} dx = \sqrt{\pi} e^{-\frac{t^2}{4}}}$$

Intanto si ha facilmente che

$$\int_{\mathbb{R}} \sin(tx) e^{-x^2} dx = 0.$$

Quindi, denotando con

$$\varphi(t) = \int_{\mathbb{R}} \cos(tx) e^{-x^2} dx,$$

derivando abbiamo

$$\varphi'(t) = - \int_{\mathbb{R}} x \sin(tx) e^{-x^2} dx = \frac{1}{2} \int_{\mathbb{R}} \sin(tx) dx e^{-x^2}$$

da cui integrando per parti otteniamo

$$\varphi'(t) = -\frac{t}{2} \varphi(t)$$

Integrando e osservando che $\varphi(0) = \sqrt{\pi}$, otteniamo la formula.

$$\boxed{\int_{\mathbb{R}} \frac{e^{itx}}{1+x^2} dx = \pi e^{-|t|}}$$

Intanto si ha facilmente che

$$\int_{\mathbb{R}} \frac{\sin(tx)}{1+x^2} dx = 0.$$

Quindi potremo scrivere

$$\int_{\mathbb{R}} \frac{\cos(tx)}{1+x^2} dx = \int_{\mathbb{R}} \cos(tx) \left(\int_0^\infty e^{-s(1+x^2)} ds \right) dx$$

da cui scambiando l'ordine degli integrali

$$\int_{\mathbb{R}} \frac{\cos(tx)}{1+x^2} dx = \int_0^\infty e^{-s} \left(\int_{\mathbb{R}} e^{-sx^2} \cos(tx) dx \right) ds$$

Ci siamo ricondotti a calcolare l'integrale

$$\psi(t) = \int_{\mathbb{R}} e^{-sx^2} \cos(tx) dx$$

Basta ora osservare che

$$\psi(t) = \frac{1}{\sqrt{s}} \varphi\left(\frac{t}{\sqrt{s}}\right)$$

quindi

$$\psi(t) = \frac{\sqrt{\pi}}{\sqrt{s}} e^{-\frac{t^2}{4s}}$$

Riassumendo abbiamo

$$\int_{\mathbb{R}} \frac{\cos(tx)}{1+x^2} dx = \sqrt{\pi} \int_0^\infty e^{-\left(s+\frac{t^2}{4s}\right)} \frac{1}{\sqrt{s}} ds$$

Per calcolare l'ultimo integrale osserviamo che tramite il cambiamento di variabile

$$r = \sqrt{s}$$

e l'identità

$$r^2 + \frac{t^2}{4r^2} = \left(r - \frac{|t|}{2r}\right)^2 + |t|$$

abbiamo che

$$\sqrt{\pi} \int_0^\infty e^{-\left(s+\frac{t^2}{4s}\right)} \frac{1}{\sqrt{s}} ds = 2\sqrt{\pi} e^{-|t|} \int_0^\infty e^{-\left(r-\frac{|t|}{2r}\right)^2} dr$$

Cambiando ulteriormente variabile

$$\xi = r - \frac{|t|}{2r}$$

otteniamo

$$\int_0^\infty e^{-\left(r-\frac{|t|}{2r}\right)^2} dr = \int_{\mathbb{R}} e^{-\xi^2} \left(\frac{1}{2} + \frac{\xi}{2\sqrt{\xi^2+2|t|}}\right) d\xi = \frac{\sqrt{\pi}}{2}$$

Possiamo procedere anche nel modo seguente: intanto osservare che la funzione

$$\varrho(t) = \int_0^\infty \frac{\cos(tx)}{1+x^2} dx = \int_0^\infty \frac{\cos(tx)}{1+x^2} dx$$

è una funzione simmetrica di t , quindi possiamo considerare $t > 0$. Inoltre usando le prime formule abbiamo

$$\begin{aligned} \frac{d}{dt} \int_0^\infty \frac{\cos(tx)}{1+x^2} dx &= - \int_0^\infty \sin(tx) \frac{x}{1+x^2} dx = \\ &= - \int_0^\infty \sin(tx) \left[\int_0^\infty e^{-xz} \cos(z) dz \right] dx = \\ &= - \int_0^\infty \cos(z) \left[\int_0^\infty e^{-xz} \sin(tx) dx \right] dz = \\ &= - \int_0^\infty \cos(z) \frac{t}{t^2+z^2} dz = - \int_0^\infty \cos(tx) \frac{t^2}{t^2+t^2x^2} dx \end{aligned}$$

Concludendo otteniamo

$$\varrho'(t) = -\varrho(t)$$

che integrando dà

$$\varrho(t) = e^{-t} \varrho(0) = \frac{\pi}{2} e^{-t}.$$

Consideriamo il seguente integrale

$$\Gamma(x) = \int_0^\infty e^{-t} t^{x-1} dt$$

che è ben definito per $x > 0$. Al variare di x è la cosiddetta funzione gamma (oppure funzione di Eulero di seconda specie).

Risulta facilmente che

$$\Gamma(x+1) = x\Gamma(x) \quad e \quad \Gamma(n+1) = n!$$

0.0.1 La distribuzione gamma

Consideriamo la seguente densità di distribuzione di probabilità (su \mathbb{R}^+)

$$\gamma_{\alpha,\lambda}(x) = \frac{\lambda^\alpha}{\Gamma(\alpha)} x^{\alpha-1} e^{-\lambda x}$$

La funzione caratteristica della distribuzione gamma è data da

$$\varphi(z) = \left(\frac{\lambda}{\lambda - iz} \right)^\alpha$$

dove scegliamo la determinazione (della potenza α) in modo che nello zero sia 1.

La media è data da $\frac{\alpha}{\lambda}$. la varianza è data da $\frac{\alpha}{\lambda^2}$.

0.0.2 La distribuzione beta

Definiamo

$$B(a, b) = \int_0^1 t^{a-1} (1-t)^{b-1} dt = \frac{\Gamma(a)\Gamma(b)}{\Gamma(a+b)}$$

ben definito per $a > 0$, $b > 0$.

Consideriamo la seguente densità di distribuzione di probabilità (su $[0, 1]$)

$$\beta_{a,b}(x) = \frac{1}{B(a,b)} x^{a-1} (1-x)^{b-1}$$

Sia $x = (x_1, x_2, x_3, \dots, x_n)$ e consideriamo la matrice $n \times n$

$$A = \begin{pmatrix} a_{1,1} & a_{1,2} & \cdots & a_{1,n} \\ a_{2,1} & a_{2,2} & \cdots & a_{2,n} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ a_{n,1} & a_{n,2} & \cdots & a_{n,n} \end{pmatrix}$$

che supponiamo simmetrica, cioè $a_{i,j} = a_{j,i}$, e definita positiva, cioè la forma quadratica

$$\langle Ax, x \rangle = \sum_{i,j=1}^n a_{i,j} x_i x_j > 0$$

per ogni vettore $x \neq 0$.

Risulta che esiste una matrice unitaria U ($U^T = U^{-1}$) tale che

$$U^{-1}AU = \Lambda = \begin{pmatrix} \lambda_1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \lambda_2 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & \lambda_n \end{pmatrix}$$

Consideriamo la forma quadratica

$$q(x) = \langle A^{-1}x, x \rangle$$

e consideriamo il cambio di variabili $x = Uy$; allora

$$\tilde{q}(y) = q(Ux) = \langle A^{-1}Uy, Uy \rangle = \langle \Lambda^{-1}y, y \rangle = \sum_{i=1}^n \frac{y_i^2}{\lambda_i}$$

e quindi

$$e^{-\frac{1}{2}q(x)} = e^{-\frac{1}{2}\tilde{q}(y)} = e^{-\frac{1}{2}\sum_{i=1}^n \frac{y_i^2}{\lambda_i}} = \prod_{i=1}^n e^{-\frac{1}{2}\frac{y_i^2}{\lambda_i}}$$

Inoltre

$$dx = |\det U| dy = dy$$

quindi

$$\int_{\mathbb{R}^n} e^{-\frac{1}{2}q(x)} dx = \prod_{i=1}^n \int_{\mathbb{R}} e^{-\frac{1}{2}\frac{y_i^2}{\lambda_i}} dy_i = \prod_{i=1}^n \sqrt{2\pi\lambda_i} = (\sqrt{2\pi})^n \sqrt{\det A}$$