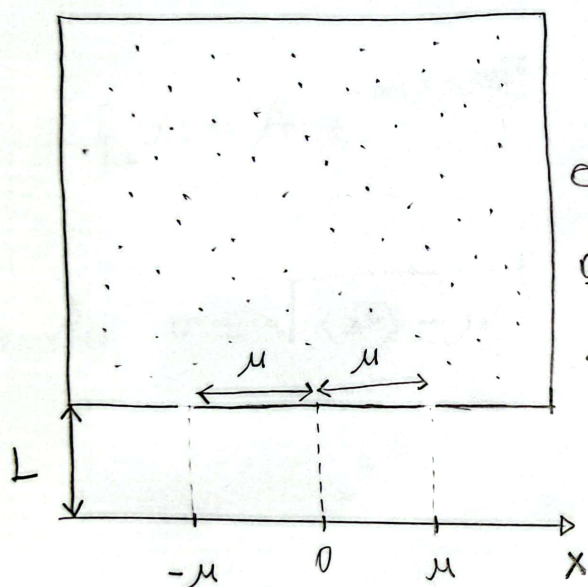


## ■ Experimento da fenda dupla clássico

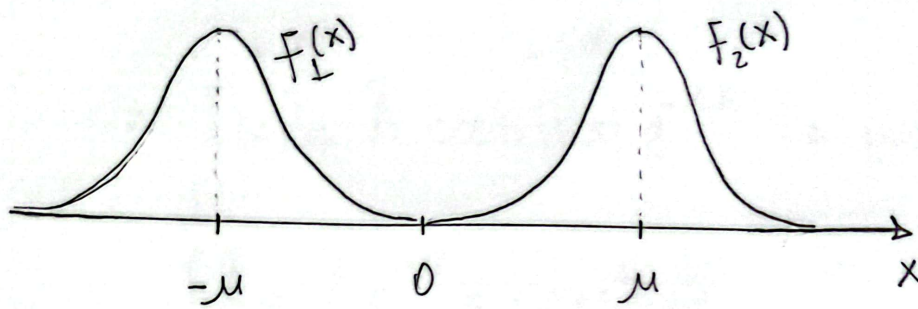
Seguindo a ideia da detecção de partículas que escapam de uma caixa, podemos fazer dois orifícios na caixa:



Os orifícios estarão alinhados com centro do anteparo, de forma que a distância de projeção ortogonal de cada furo no eixo  $x$  à origem seja a mesma, igual a  $\mu$ .

- De cada furo escaparão partículas aleatoriamente, sem direção preferencial, de modo que possamos assumir a equiprobabilidade.
- Vamos fazer a idealização de que as partículas não se chocam após escapar de caixa por cada furo, de modo que a distribuição de partículas detectadas seja a soma de duas distribuições independentes, de mesma altura e variância.

Com essas hipóteses, podemos escrever:



$$F_1(x) = A e^{-\alpha(x+\mu)^2} \quad ; \quad F_2(x) = A e^{-\alpha(x-\mu)^2} \quad ; \quad \begin{cases} \alpha = \frac{1}{2\sigma^2} \\ A = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \end{cases}$$

onde  $\sigma = \sqrt{\langle x^2 \rangle - \mu^2}$   $\rightarrow$  onde  $\langle x^2 \rangle$  é a média quadrática para cada orifício aberto individualmente

A distribuição de probabilidade de encontrar uma partícula em um intervalo  $dx$  é:

$$dp = F(x) dx = \frac{1}{2} (F_1(x) + F_2(x)) dx$$

$\rightarrow$  normalização

Assim, a nova função distribuição de probabilidade fica:

$$\begin{aligned} F(x) &= \frac{A}{2} (e^{-\alpha(x+\mu)^2} + e^{-\alpha(x-\mu)^2}) \\ &= A e^{-\alpha(x^2 + \mu^2)} \left( \frac{e^{-2\alpha\mu x} + e^{2\alpha\mu x}}{2} \right) \end{aligned}$$



$$\Rightarrow f(x) = A e^{-\alpha \mu^2} e^{-\alpha x^2} \cosh(2\alpha \mu x)$$

$$\therefore f(x) = \overset{\rightarrow \text{par}}{\tilde{A}} \cosh(\overset{\rightarrow \text{par}}{\beta x}) e^{-\alpha x^2} \rightarrow \text{par}$$

$$\text{com } \begin{cases} \tilde{A} = A e^{-\alpha \mu^2} = \text{constante} \\ \beta = 2\alpha \mu \end{cases}$$

Assim, temos uma distribuição simétrica em relação à origem, visto que  $\cosh(\beta x)$  e  $e^{-\alpha x^2}$  são funções pares, ou seja a  $f(x)$  resultante é uma função par. Com isso, o valor médio deve coincidir com o mais provável. Antes de calcular os valores médios, vamos relembrar algumas propriedades das funções hiperbólicas:

1) definição:

$$\sinh(ax) = \frac{e^{ax} - e^{-ax}}{2} ; \cosh(ax) = \frac{e^{ax} + e^{-ax}}{2} ; a \in \mathbb{R}$$

2) derivada:

$$\frac{d}{dx} \sinh(ax) = \frac{d}{dx} \left( \frac{e^{ax} - e^{-ax}}{2} \right) = a \left( \frac{e^{ax} + e^{-ax}}{2} \right) = a \cosh(ax)$$

$$\frac{d}{dx} \cosh(ax) = \frac{d}{dx} \left( \frac{e^{ax} + e^{-ax}}{2} \right) = a \left( \frac{e^{ax} - e^{-ax}}{2} \right) = a \sinh(ax)$$

\* as derivadas de sinh e cosh não trocam de sinal com as derivadas de sen e cos!

• Valor de  $x$  mais provável

Usando a condição de máximo:

$$\frac{dF(x)}{dx} = 0 \Rightarrow \frac{d}{dx} \left( \tilde{A} \cosh(\beta x) e^{-\alpha x^2} \right) = 0$$

$$\tilde{A} \left( \beta \sinh(\beta x) e^{-\alpha x^2} - 2\alpha x \cosh(\beta x) e^{-\alpha x^2} \right) = 0$$

$$\tilde{A} e^{-\alpha x^2} \left( \beta \sinh(\beta x) - 2\alpha x \cosh(\beta x) \right) = 0$$

Neste caso, devemos ter:

$$(i) e^{-\alpha x^2} = 0 \text{ ou } (ii) \beta \sinh(\beta x) - 2\alpha x \cosh(\beta x) = 0$$

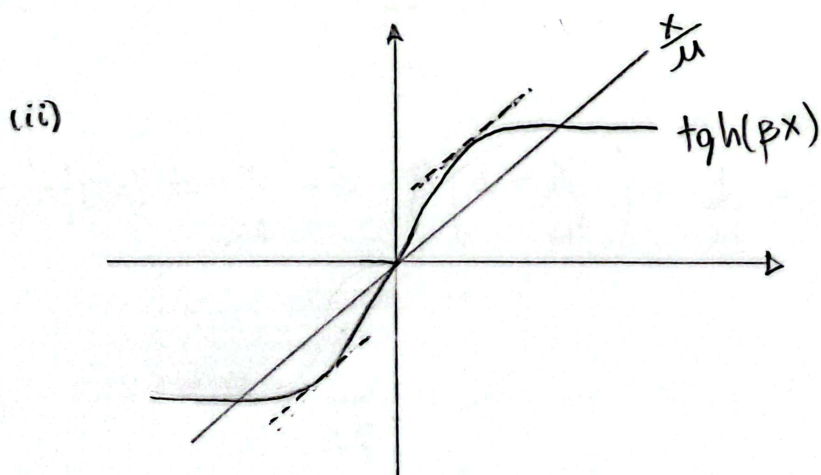
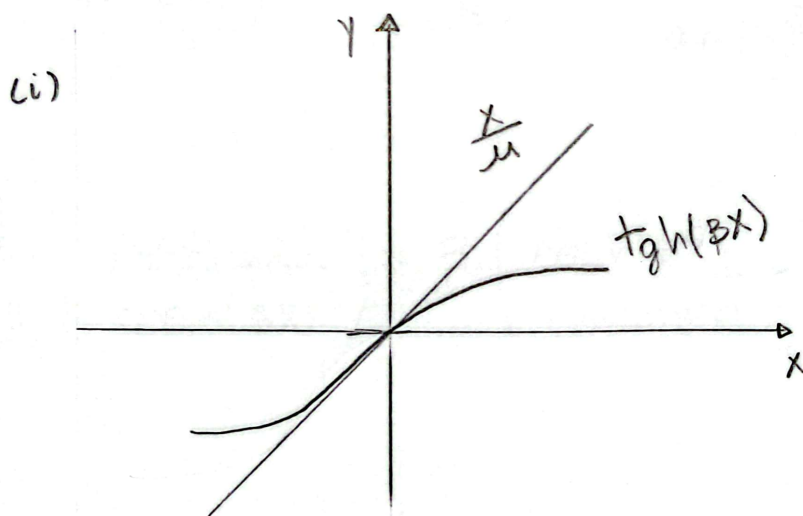
$$\text{de (i)} e^{-\alpha x^2} = 0 \text{ se } x \rightarrow \infty \text{ ou } x \rightarrow -\infty$$

$$\text{de (ii)} \frac{\beta \sinh(\beta x)}{2\alpha x \cosh(\beta x)} = 1 \Rightarrow \frac{\beta}{2\alpha} \cdot \frac{\tanh(\beta x)}{x} = 1$$

Ou ainda

$$\operatorname{tgh}(\beta x) = \frac{2\alpha x}{\beta} = \frac{x}{\mu}$$

Esta equação é chamada de equação transcendental e não tem uma solução analítica simples. Uma maneira de resolver é construindo o gráfico de  $\operatorname{tgh}(\beta x)$  e  $\frac{x}{\mu}$  e observar onde elas se cruzam. Para facilitar a análise, considere  $\alpha$  fixo e vamos o que ocorre para diferentes valores de  $\mu$ :





Apesar de não existir solução analítica é possível comparar as situações mostradas em (i) e (ii). Em (i) os gráficos intersectam apenas uma vez, enquanto em (ii) ocorrem três pontos de cruzamento. Se olharmos para as derivadas de  $\frac{x}{\mu}$  e  $\text{tgh}(\beta x)$  veremos que em (i) elas assumem o mesmo valor apenas 1 vez, enquanto que em (ii) isto ocorre 2 vezes. Vamos verificar:

$$\frac{d}{dx}(\text{tgh}(\beta x)) = \frac{d}{dx}\left(\frac{x}{\mu}\right) \Rightarrow \frac{d(\beta x)}{dx} \frac{d}{d(\beta x)} \text{tgh}(\beta x) = \frac{1}{\mu}$$

$$\Rightarrow \beta \frac{d}{d(\beta x)} \left( \frac{\text{senh}(\beta x)}{\cosh(\beta x)} \right) = \beta \left( \frac{\cosh(\beta x)}{\cosh(\beta x)} - \frac{\text{senh}^2(\beta x)}{\cosh^2(\beta x)} \right) = \frac{1}{\mu}$$

$$\Rightarrow \beta (1 - \text{tgh}^2(\beta x)) = 1$$

$$\text{mas } \text{tgh}(\beta x) = \frac{x}{\mu} \Rightarrow \beta \left( 1 - \frac{x^2}{\mu^2} \right) = \frac{1}{\mu} \Rightarrow x^2 = \mu^2 - \frac{\mu}{\beta}$$

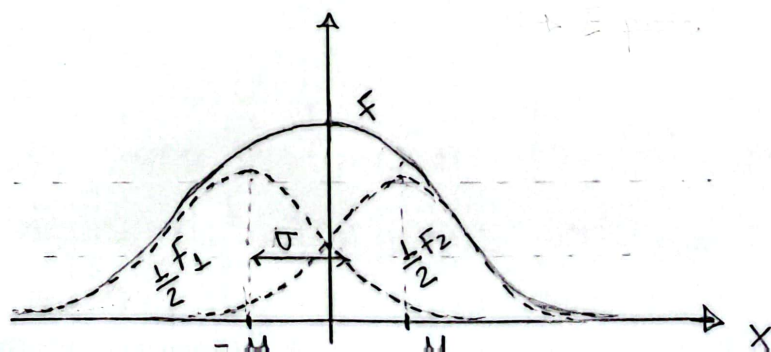
$$\text{usando } \beta = \frac{2\alpha\mu}{2\sigma^2} = \frac{\mu}{\sigma^2} \Rightarrow x^2 = \mu^2 - \sigma^2$$

$$\therefore x = \pm \sqrt{\mu^2 - \sigma^2}$$

- Para  $\mu = \sigma$ ,  $x = 0$ , logo a derivada só irá coincidir em  $x = 0$ , com 1 intersecção.
- Para  $\mu > \sigma$  teremos dois pontos onde as derivadas coincidem, ou seja, 3 pontos de intersecção entre os gráficos.
- Para  $\mu < \sigma$  não existirá  $x$  real, logo as derivadas não coincidem e teremos apenas 1 intersecção.

Como a dispersão das partículas depende do tamanho do orifício e da espessura da parede da caixa, no caso em que mantivermos estes parâmetros fixos,  $\sigma$  será constante. Assim, a distribuição  $f(x) = \frac{1}{2}f_1(x) + \frac{1}{2}f_2(x)$  será afetada pela distância entre os furos, ou seja:

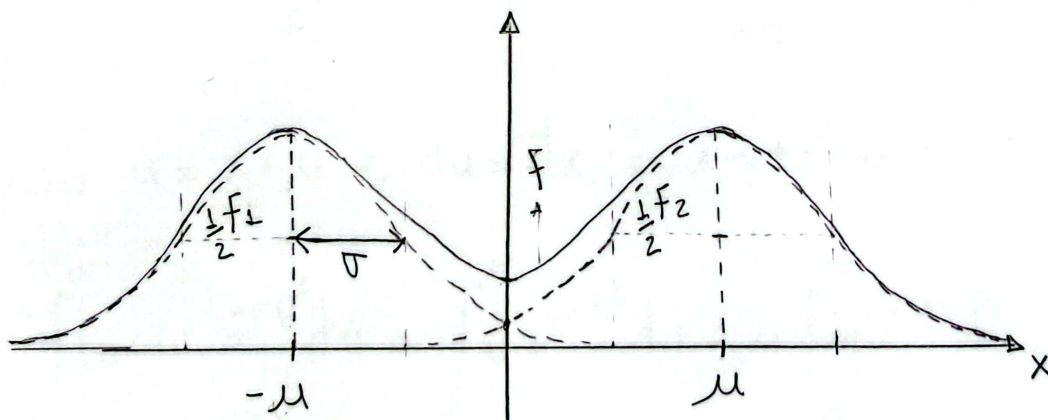
- 1) Se  $\mu \leq \sigma$  a distribuição terá apenas 1 extremo, que ocorrerá em  $x = 0$





Graficamente podemos interpretar este resultado notando que cada ponto da distribuição  $f(x)$  é uma soma dos pontos das  $\frac{1}{2}f_+(x)$  e  $\frac{1}{2}f_-(x)$  para cada  $x$ . Com  $\mu < \sigma$  as distribuições  $\frac{1}{2}f_+(x)$  e  $\frac{1}{2}f_-(x)$  se cruzam acima da meia altura, e o valor de  $f(0) = \frac{1}{2}f_+(0) + \frac{1}{2}f_-(0)$  será maior do que  $f_+(-\mu)$  e  $f_-(\mu)$ , (que por construção,  $f_+(-\mu) = f_-(\mu)$ ).

2) Se  $\mu > \sigma$  existirá 3 pontos de extremo. Como  $f(x)$  elaboramente tende a zero para  $x \rightarrow \pm\infty$  (já que  $f_+$  e  $f_-$  possuem esse comportamento), estes 3 extremos serão 2 máximos com um mínimo entre eles:



O caso (2) tem a clara distinção do (1), pois agora a região mais provável de se detectar uma partícula será próximo de  $\pm\mu$  e não de  $x=0$ .



- Cálculo dos valores médios e desvio padrão de  $f(x)$

Para realizar este cálculo se torna mais interessante a  $f(x)$  na forma:

$$f(x) = \frac{A}{2} (e^{-\alpha(x+\mu)^2} + e^{-\alpha(x-\mu)^2})$$

Assim:

$$\begin{aligned} \langle x \rangle &= \int_{-\infty}^{\infty} x f(x) dx = \frac{A}{2} \int_{-\infty}^{\infty} (x e^{-\alpha(x+\mu)^2} + x e^{-\alpha(x-\mu)^2}) dx \\ &= \underbrace{\frac{A}{2} \int_{-\infty}^{\infty} x e^{-\alpha(x+\mu)^2} dx}_{I_1} + \underbrace{\frac{A}{2} \int_{-\infty}^{\infty} x e^{-\alpha(x-\mu)^2} dx}_{I_2} \end{aligned}$$

fazendo  $u = x + \mu \Rightarrow du = dx$  e  $x \rightarrow \pm\infty \Rightarrow u \rightarrow \pm\infty$

$$I_1 = \int_{-\infty}^{\infty} (u - \mu) e^{-\alpha u^2} du = \underbrace{\int_{-\infty}^{\infty} u e^{-\alpha u^2} du}_{= 0 \text{ (ímpar)}} - \mu \underbrace{\int_{-\infty}^{\infty} e^{-\alpha u^2} du}_{\sqrt{\frac{\pi}{\alpha}}}$$

$$\therefore I_1 = -\mu \sqrt{\frac{\pi}{\alpha}}$$

fazendo  $v = x - \mu$ , o resultado será similar ao de  $I_1$ ,  
com o sinal trocado:

$$I_2 = \int_{-\infty}^{\infty} (v + \mu) e^{-\alpha v^2} dv = \int_{-\infty}^{\infty} v e^{-\alpha v^2} dv + \mu \int_{-\infty}^{\infty} e^{-\alpha v^2} dv$$

$$\therefore I_2 = \mu \sqrt{\frac{\pi}{\alpha}}$$

Note que:

$$\frac{A}{2} I_1 = -\frac{1}{\sigma \sqrt{2\pi}} \cdot \mu \sqrt{2\sigma^2 \pi} = -\frac{\mu}{2} \quad \text{e} \quad A I_2 = \frac{\mu}{2}$$

onde foi usado  $A = \frac{1}{\sigma \sqrt{2\pi}}$  e  $\alpha = \frac{1}{2\sigma^2}$

É o que esperávamos, pois

$$\langle x \rangle = \int_{-\infty}^{\infty} x f(x) dx = \underbrace{\frac{1}{2} \int_{-\infty}^{\infty} x f_1(x) dx}_{-\mu} + \underbrace{\frac{1}{2} \int_{-\infty}^{\infty} x f_2(x) dx}_{+\mu}$$

Assim, concluímos que

$$\langle x \rangle = 0 \quad (\text{para qualquer relação entre } \mu \text{ e } \sigma !)$$



$$\langle x^2 \rangle = \int_{-\infty}^{\infty} x^2 f(x) dx = \frac{1}{2} \int_{-\infty}^{\infty} x^2 f_1(x) dx + \frac{1}{2} \int_{-\infty}^{\infty} x^2 f_2(x) dx$$

para ambos os casos, escrevemos no início que

$$\sigma^2 = \langle x^2 \rangle_i - \mu^2 \Rightarrow \langle x^2 \rangle_i = \sigma^2 + \mu^2, \quad i = \{1, 2\}$$

para cada gaussiana individualmente, ou seja,

$$\langle x^2 \rangle_1 = \int_{-\infty}^{\infty} x^2 f_1(x) dx = \sigma^2 + \mu^2$$

e

$$\langle x^2 \rangle_2 = \int_{-\infty}^{\infty} x^2 f_2(x) dx = \sigma^2 + \mu^2$$

ou seja,

$$\langle x^2 \rangle_1 = \langle x^2 \rangle_2 = \sigma^2 + \mu^2$$

Portanto:

$$\langle x^2 \rangle = \frac{1}{2} \langle x^2 \rangle_1 + \frac{1}{2} \langle x^2 \rangle_2 = \sigma^2 + \mu^2$$

A resolução dos integrais seguiria da seguinte forma:

1) faça substituições do tipo

$$u = x \pm \mu \Rightarrow du = dx \quad \text{e} \quad u \rightarrow \pm \infty \quad \text{quando} \quad x \rightarrow \pm \infty$$

$$\begin{aligned}
 \int_{-\infty}^{\infty} x^2 e^{-\alpha(x \pm \mu)^2} dx &= \int_{-\infty}^{\infty} (u \pm \mu)^2 e^{-\alpha u^2} du = \\
 &= \int_{-\infty}^{\infty} u^2 e^{-\alpha u^2} du \pm 2\mu \int_{-\infty}^{\infty} u e^{-\alpha u^2} du + \mu^2 \int_{-\infty}^{\infty} e^{-\alpha u^2} du \\
 &= 2G_2 \pm 2\mu \cdot 0 + \mu^2 (2G_0) = \frac{1}{2} \sqrt{\frac{\pi}{\alpha^3}} + \mu^2 \sqrt{\frac{\pi}{\alpha}}
 \end{aligned}$$

$$G_{2n} = \frac{(2n-1)!!}{2^{n+1}} \sqrt{\frac{\pi}{\alpha^{2n+1}}} \Rightarrow \begin{cases} G_0 = \frac{1}{2} \sqrt{\frac{\pi}{\alpha}} \\ G_2 = \frac{1}{4} \sqrt{\frac{\pi}{\alpha^3}} \end{cases}$$

Assim:

$$\begin{aligned}
 \langle x^2 \rangle &= \frac{A}{2} \int_{-\infty}^{\infty} x^2 e^{-\alpha(x+\mu)^2} dx + \frac{A}{2} \int_{-\infty}^{\infty} x^2 e^{-\alpha(x-\mu)^2} dx \\
 &= \frac{A}{2} \cdot 2 \left( \frac{1}{2} \sqrt{\frac{\pi}{\alpha^3}} + \mu^2 \sqrt{\frac{\pi}{\alpha}} \right) = \frac{1}{\sigma \sqrt{2\pi}} \cdot \frac{1}{2} \cdot \sqrt{\pi \cdot (2\sigma^2)^3} + \mu^2 \frac{1}{\sigma \sqrt{2\pi}} \sqrt{2\sigma^2 \pi} \\
 &= \frac{2\sigma^3 \sqrt{2\pi}}{2\sigma \sqrt{2\pi}} + \mu^2
 \end{aligned}$$

$$\therefore \langle x^2 \rangle = \sigma^2 + \mu^2$$

\* Apenas o  $\langle x \rangle$  médio muda, e  $\langle x^2 \rangle$  e  $\sigma$  se mantêm, como uma característica da dispersão dos dados.