

### Distribuições que não obedecem ao Teorema Central do Limite.

Começamos essa seção com a pergunta: será que existem distribuições que não obedecem ao Teorema Central do Limite e jamais convergem para a distribuição normal?

Vamos começar analisando um caso simples, a distribuição de Cauchy dada por:

$$f(x) = \frac{1}{\pi} \frac{q}{q^2 + x^2} \quad q > 0.$$

Note que  $f(x) \geq 0$  e que para ser um *fdp* é preciso que  $\int_{-\infty}^{+\infty} f(x) dx = \frac{1}{\pi} \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{q}{q^2 + x^2} dx = 1$ .

Fazendo a mudança de variável  $x = q \tan \theta$ , temos que  $q^2 + x^2 = q^2 [1 + \tan^2 \theta] = q^2 \sec^2 \theta$  e

$dx = q \sec^2 \theta d\theta$ . Os limites são dados por  $\tan \theta = \pm \infty \rightarrow \theta = \pm \frac{\pi}{2}$  e a integral se transforma

em  $\int_{-\infty}^{+\infty} f(x) dx = \frac{1}{\pi} \int_{-\frac{\pi}{2}}^{+\frac{\pi}{2}} d\theta = \frac{1}{\pi} \pi = 1$ . Logo, trata-se de uma distribuição de probabilidades

legítima. Note que a esperança de  $x$  é nula por paridade, pois  $E[x] = \frac{1}{\pi} \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{q}{q^2 + x^2} x dx = 0$

pois  $x$  é uma função ímpar e  $\frac{1}{q^2 + x^2}$  é par. Nesse caso a variância é o próprio momento

de ordem 2 dada por:  $V[x] = \frac{q}{\pi} \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{x^2}{q^2 + x^2} dx$ . Mas essa integral não converge, pois

$\lim_{x \rightarrow \pm \infty} \frac{x^2}{q^2 + x^2} = 1$  e a variância será infinita. Trata-se, portanto, de uma distribuição com

momento de ordem 2 infinito e o teorema central do limite fica sob suspeita, uma vez que foi demonstrado com a suposição de que a variância era finita. Para examinar esse aspecto precisamos da função característica dessa distribuição.

O cálculo de  $\varphi(t) = \frac{1}{\pi} \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{q e^{ixt}}{q^2 + x^2} dx = e^{-q|t|}$  pode ser feito por resíduos, com cuidados para

fechar o circuito por cima e por baixo nos casos em que  $t > 0$  e  $t < 0$ , que gera o módulo de  $t$ . Embora a operação direta seja complexa, envolvendo cálculo de resíduos, a volta é muito mais simples. Vamos analisar o problema inverso, que *fdp* corresponde à função

característica  $\varphi(t) = e^{-q|t|}$ .

Aplicando a transformada de Fourier inversa temos que:

$$f(x) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-q|t|} e^{-ixt} dt = \frac{1}{2\pi} \left[ \int_{-\infty}^0 e^{(q-ix)t} dt + \int_0^{+\infty} e^{-(q+ix)t} dt \right] = \frac{1}{2\pi} \left[ \frac{e^{(q-ix)t}}{q-ix} \Big|_{-\infty}^0 - \frac{e^{-(q+ix)t}}{q+ix} \Big|_0^{+\infty} \right]$$

As exponenciais se anulam em  $t = \pm\infty$  e ficamos com  $f(x) = \frac{1}{2\pi} \left[ \frac{1}{q-ix} + \frac{1}{q+ix} \right] = \frac{1}{\pi} \frac{q}{q^2 + x^2}$ .

Então mostramos que  $\varphi(t) = e^{-q|t|}$  é a função característica da distribuição de Cauchy,

$f(x) = \frac{1}{\pi} \frac{q}{q^2 + x^2}$ . Não podemos extrair os momentos dessa função característica porque

não podemos expandi-la em série de Taylor, uma vez que a função  $|t|$  não é diferenciável

em  $t = 0$ . Logo não há contradição com o fato de que a variância é infinita e a função

característica existe. Agora suponha o caso de  $n$  variáveis i.i.d. que seguem a distribuição

de Cauchy. A soma dessas v.a.s terá a função característica  $\varphi(t) = [e^{-q|t|}]^n = e^{-nq|t|}$ , que

continua sendo a função característica de uma distribuição de Cauchy com o parâmetro  $nq$

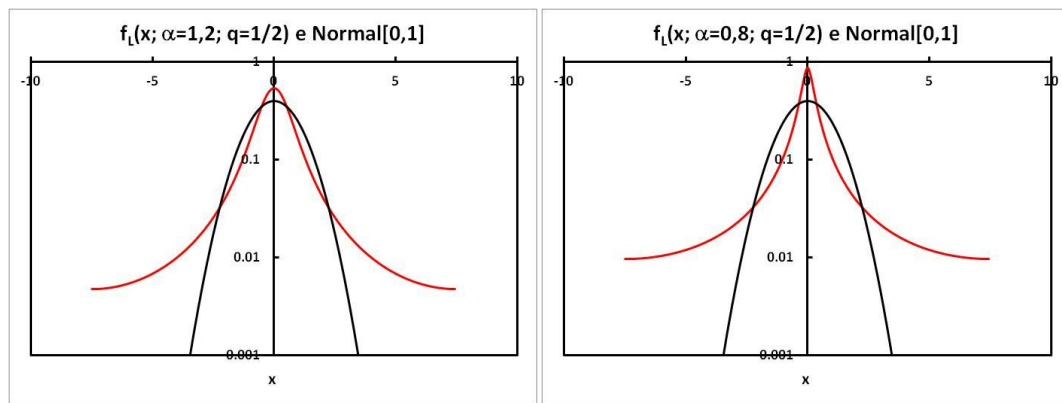
em lugar de  $q$ , ou seja, a *fdp* dessa distribuição será  $f(x) = \frac{1}{\pi} \frac{nq}{n^2 q^2 + x^2}$ . Então, por

maior que seja o  $n$ , essa distribuição jamais convergirá para uma distribuição normal. As

figuras 24 (a) e (b) mostram as curvas das distribuições de Lévy simétricas para  $q = 1/2$ ,

$\alpha = 1,2$  e  $\alpha = 0,8$  em comparação com distribuição normal padrão. Podemos notar que as

caudas da distribuição são muito mais “pesadas” do que as caudas da normal.



(a)

(b)

**Figura 24.** Distribuições de Lévy com diferentes parâmetros para  $\alpha$ , comparadas à Normal Padrão, em escala logarítmica.

Com isso respondemos com um sonoro SIM, existem distribuições que não obedecem ao teorema central do limite. A próxima questão é: qual a classe geral das distribuições que não obedecem ao teorema central do limite?

Note que nesse caso a convolução de uma distribuição de Cauchy gerou outra distribuição de Cauchy. Nos casos em que a convolução de uma distribuição com ela mesma gera uma distribuição da mesma classe que não converge para uma Normal, por mais que se adicionem v.a. i.i.d.s a distribuição jamais convergirá para a normal.

#### 1.1.1.1. Distribuições ESTÁVEIS.

Tome a distribuição  $F(x)$ . A  $F(x-a)$  é uma distribuição da mesma classe apenas transladada por  $a$ . Da mesma forma  $F\left(\frac{x}{b}\right)$  também é da mesma classe com uma ampliação horizontal de  $b$ . O parâmetro  $b$  deve ser positivo para evitar uma reflexão que destruiria as propriedades  $F(-\infty)=0$  e  $F(+\infty)=1$ . Nesse caso  $F\left(\frac{x-a}{b}\right)$  também é uma distribuição da mesma classe, apenas transladada por  $a$  e ampliada por  $b$ . Se  $F\left(\frac{x-a}{b}\right)$  é a nova distribuição, a nova *fdp* será dada por  $f(x) = \frac{d}{dx} F\left(\frac{x-a}{b}\right) = \frac{1}{b} f\left(\frac{x-a}{b}\right)$ , e a nova função característica será:

$$\varphi(t) = \int_{-\infty}^{+\infty} e^{ixt} f\left(\frac{x-a}{b}\right) \frac{1}{b} dx$$

Fazendo  $u = \frac{x-a}{b}$ ,  $x = bu + a$  e  $du = \frac{1}{b} dx$ , dessa forma obtemos:

$$\varphi(t) = \int_{-\infty}^{+\infty} e^{i(bu+a)t} f(u) du = e^{iat} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{iubt} f(u) du = e^{iat} \varphi(bt).$$

Então, se  $f(x) \leftrightarrow \varphi(t)$ , temos que  $\frac{1}{b} f\left(\frac{x-a}{b}\right) \leftrightarrow e^{iat} \varphi(bt)$ .

Quando chamamos uma distribuição de estável? Se  $x$  e  $y$  são independentes e seguem uma distribuição da mesma classe, e a v.a.  $z = x + y$  também segue uma distribuição de mesma classe, afirmamos que essa é uma distribuição estável. Em termos da convolução isso significa que  $F\left(\frac{x-a_1}{b_1}\right) * F\left(\frac{x-a_2}{b_2}\right) = F\left(\frac{x-a}{b}\right)$ , ou, em termos das funções características, que  $e^{ia_1 t} \varphi(b_1 t) e^{ia_2 t} \varphi(b_2 t) = e^{iat} \varphi(bt)$ . Ou seja, sempre que  $\varphi(b_1 t) \varphi(b_2 t) = e^{i\gamma t} \varphi(bt)$  temos uma distribuição estável.

Generalizando para mais de uma distribuição temos que as distribuições estáveis satisfazem a:

$$\varphi(b_1 t) \varphi(b_2 t) \cdots \varphi(b_n t) = e^{i \gamma t} \varphi(b t)$$

Por exemplo, vamos tomar a classe das distribuições com a função característica da forma  $\varphi(t) = e^{-q|t|^\alpha}$ , que pode ser expresso como  $\ln \varphi(t) = -q|t|^\alpha$ . Uma translação na distribuição aparece na função característica como  $\varphi(t) = e^{iat - q|t|^\alpha}$ , ou  $\ln \varphi(t) = iat - q|t|^\alpha$ . A soma de  $n$  v.a. i.i.d. dessa distribuição gera a função característica  $\varphi_n(t) = e^{inat - nq|t|^\alpha}$ , da mesma classe, logo se tratam de distribuições estáveis. Note que se  $\alpha = 2$  caímos no caso da distribuição normal, que faz parte do conjunto das distribuições estáveis. No caso da normal, a função  $|t|^2 = t^2$  é diferenciável em  $t = 0$  e podemos sim extrair os momentos da função característica. No entanto, para  $0 \leq \alpha < 2$ , teremos as distribuições de Lévy simétricas, com os momentos de ordem 2 infinitos.

Para mostrar se os momentos divergem ou convergem precisamos analisar o comportamento assintótico da *fdp*, ou seja,  $f(x \rightarrow \infty)$ . Se caírem com uma lei de potência do tipo  $\frac{1}{x^\beta}$  então os momentos para  $k > \beta - 1$  divergem.

O comportamento assintótico dessas distribuições segue uma lei de potência do tipo<sup>1</sup>  $f(x) \propto \frac{1}{|x|^{\alpha+1}}$ . Note que  $\alpha > 0$  é necessário para que a integral  $\int f(x) dx$  exista. Os

momentos de ordem serão finitos apenas se  $\alpha > 2$ . Se  $\alpha > 2$  a variância é finita e a distribuição segue o teorema central do limite, convergindo para a normal. Se  $\alpha = 2$  caímos na normal diretamente. Se  $0 < \alpha < 2$  a variância será infinita e a distribuição jamais converge para a distribuição normal. A distribuição será estável se  $0 < \alpha \leq 2$  com a normal incluída no caso  $\alpha = 2$ . Pareto já havia percebido no final do século XIX que a distribuição de renda não segue uma normal, mas uma lei de potência com  $\frac{1}{x^\alpha}$  e  $0 < \alpha < 2$ .

No apêndice xx mostramos que a forma mais geral das distribuições de Lévy é dada por:

$$\ln \varphi(t) = iat - q|t|^\alpha \left[ 1 - i\beta \frac{t}{|t|} \omega(|t|, \alpha) \right]$$

---

<sup>1</sup> Ver apêndice 8.

$$\text{Com } 0 < \alpha \leq 2 \text{ e } \omega(|t|, \alpha) = \begin{cases} \tan \frac{\pi\alpha}{2} & \alpha \neq 1 \\ \frac{2}{\pi} \ln|t| & \alpha = 1 \end{cases}$$

O parâmetro  $\beta$  define a assimetria da distribuição. Se for nulo a distribuição será simétrica com a função característica dada através da relação  $\ln \varphi(t) = iat - q|t|^\alpha$ . O parâmetro  $\alpha$  define a curtose da distribuição. Se  $\alpha = 2$ ,  $\tan \pi = 0$  e  $\ln \varphi(t) = iat - qt^2$ , recuperamos a distribuição normal independente de  $\beta$ . O comportamento assintótico dessas distribuições é dado por:

$$F[x] \sim \begin{cases} C_- |x|^{-(1+\alpha)} & x \rightarrow -\infty \\ C_+ |x|^{-(1+\alpha)} & x \rightarrow +\infty \end{cases} \text{ com } \beta = \frac{C_+ - C_-}{C_+ + C_-}.$$

As distribuições estáveis fazem parte do conjunto das distribuições infinitamente divisíveis, e uma análise das distribuições atratoras requer conhecimento dessas distribuições. No apêndice xxx mostramos as curvas das distribuições de Lévy para diferentes valores dos parâmetros  $q$ ,  $\alpha$  e  $\beta$ .

#### 1.1.1.2. Distribuições divisíveis e distribuições infinitamente divisíveis:

Vejamos o significado de uma distribuição divisível, ou fatorável. Do teorema da convolução sabemos que o produto de duas funções características também é uma função característica. Uma distribuição é divisível se:  $\varphi(t) = \varphi_1(t)\varphi_2(t)$  em que  $\varphi_1(t) \neq e^{iat}$  e  $\varphi_2(t) \neq e^{ibt}$ . Se permitíssemos que  $\varphi_1(t) = e^{iat}$  a fatoração se tornaria trivial, pois

$$f(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x') \delta(x - x') dx' \text{ é a convolução da distribuição degenerada } f_1(x) = \delta(x - a)$$

com ela mesma, e  $\varphi_1(t) = \int_{-\infty}^{+\infty} e^{ixt} \delta(x - a) dx = e^{iat}$ . Existem distribuições não fatoráveis, ou indecomponíveis, que funcionam de forma similar à dos números primos para as distribuições.

Uma distribuição será infinitamente divisível se existir uma  $\varphi_n(t)$  de modo que  $\varphi(t) = [\varphi_n(t)]^n$  para qualquer  $n$ , incluindo  $n \rightarrow \infty$ . Exemplos de distribuições infinitamente divisíveis são:

1. Distribuição degenerada:  $\varphi(t) = e^{i\xi t}$  e  $\varphi_n(t) = e^{i\frac{\xi}{n}t}$
2. Distribuição de Poisson:  $\varphi(t) = e^{\lambda(e^{it}-1)}$  e  $\varphi_n(t) = e^{\frac{\lambda}{n}(e^{it}-1)}$
3. Distribuição normal:  $\varphi(t) = e^{i\mu t - \frac{\sigma^2 t^2}{2}}$  e  $\varphi_n(t) = e^{i\frac{\mu}{n}t - \frac{\sigma^2 t^2}{2n}}$
4. Distribuição Gama:  $\varphi(t) = e^{ix_0 t} (1 - i\beta t)^{-\alpha}$  e  $\varphi_n(t) = e^{i\frac{x_0}{n}t} (1 - i\beta t)^{-\frac{\alpha}{n}}$
5. Distribuição de Cauchy:  $\varphi(t) = e^{ix_0 t - q|t|}$  e  $\varphi_n(t) = e^{i\frac{x_0}{n}t - \frac{q}{n}|t|}$

As propriedades de distribuições infinitamente divisíveis são as seguintes:

1. O produto de duas funções características infinitamente divisíveis também é uma função característica infinitamente divisível, pois se  $\varphi(t)$  e  $\psi(t)$  são  $\infty$ -divisíveis, então  $\varphi(t) = [\varphi_n(t)]^n$  e  $\psi(t) = [\psi_n(t)]^n$ , logo,  $\varphi(t)\psi(t) = [\varphi_n(t)\psi_n(t)]^n$  também é  $\infty$ -divisível.

2. Se  $\varphi(t)$  é  $\infty$ -divisível, então  $\varphi(t)$  não tem zero reais. Seja  $\varphi(t)$  infinitamente divisível, então  $\varphi_n(t)$  e  $|\varphi_n(t)|^2$  também são funções características, portanto,  $g(t) = \lim_{n \rightarrow \infty} |\varphi_n(t)| = \lim_{n \rightarrow \infty} |\varphi(t)|^{\frac{2}{n}}$  também é uma função característica. Mas  $\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{2}{n} = 0$  e qualquer número, exceto zero, elevado à zero vale um, então:

$$g(t) = \begin{cases} 1 & \text{se } \varphi(t) \neq 0 \\ 0 & \text{se } \varphi(t) = 0 \end{cases}. \text{ Mas, como } g(t) \text{ é uma função característica, ela precisa}$$

ser absolutamente contínua. Entretanto, se  $\varphi(t)$  admite uma raiz real a  $g(t)$  será descontínua exatamente nessa raiz, logo não pode ser uma função característica.

No apêndice xx mostramos que a forma geral das distribuições infinitamente divisíveis é dada pela representação canônica:

$$\ln \varphi(t) = ita + \int_{-\infty}^{+\infty} \left( e^{itx} - 1 - i \frac{tx}{1+x^2} \right) \frac{1+x^2}{x^2} d\theta(x)$$

onde  $\theta(x)$  é real, não decrescente, limitada e  $\theta(-\infty)=0$ . Uma outra forma de escrever essa equação, isolando a região em torno de  $x=0$  é:

$$\int_{-\infty}^{+\infty} \left( e^{itx} - 1 - i \frac{tx}{1+x^2} \right) \frac{1+x^2}{x^2} d\theta(x) = \int_{-\infty}^{0^-} \left( e^{itx} - 1 - i \frac{tx}{1+x^2} \right) dM(x) + \int_{0^+}^{+\infty} \left( e^{itx} - 1 - i \frac{tx}{1+x^2} \right) dN(x) - \frac{\sigma^2 t^2}{2}$$

Com  $\sigma^2 = [\theta(0^+) - \theta(0^-)] > 0$ ,  $M(x) = \int_{-\infty}^x \frac{1+y^2}{y^2} d\theta(y)$  para  $x < 0$  e  $N(x) = \int_x^{+\infty} \frac{1+y^2}{y^2} d\theta(y)$

para  $x > 0$ . Como  $\frac{1+y^2}{y^2} > 1 \quad \forall y$  e  $\theta(y)$  é não decrescente então  $M(x)$  e  $N(x)$  também são não decrescentes. Além disso, dos limites de integração percebemos que  $M(-\infty)=0$  e  $N(+\infty)=0$ .

#### 1.1.1.3. Toda distribuição estável é infinitamente divisível:

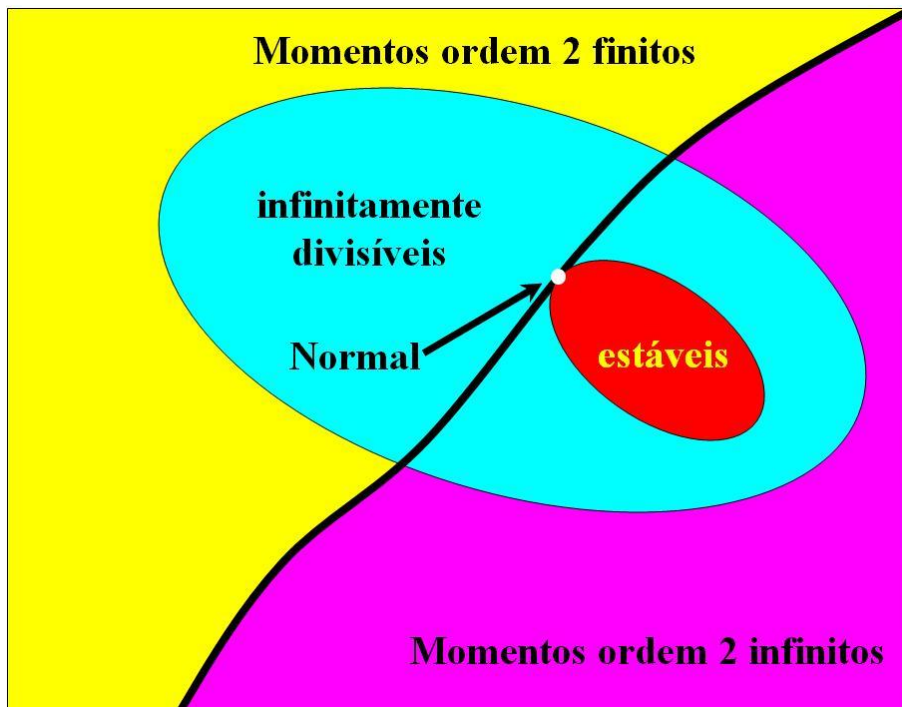
Fazendo  $b_1 = b_2 = \dots = b_n = 1$  em  $\varphi(b_1 t) \varphi(b_2 t) \dots \varphi(b_n t) = e^{i\gamma_n t} \varphi(bt)$  temos que

$$[\varphi(t)]^n = e^{i\gamma_n t} \varphi(b_n t), \quad \text{logo,} \quad \varphi(b_n t) = \left[ e^{-i \frac{\gamma_n}{n} t} \varphi(t) \right]^n. \quad \text{Então para } t' = b_n t \text{ temos que}$$

$$\varphi(t') = \left[ e^{-i \frac{\gamma_n}{n b_n} t'} \varphi\left(\frac{t'}{b_n}\right) \right]^n, \quad \text{significando que } \varphi(t) = [\varphi_n(t)]^n.$$

#### 1.1.1.4. Atratores das distribuições.

Figura 25 mostra os conjuntos das distribuições separadas através dos seguintes critérios: (1) momentos de ordem 2 finitos ou infinitos; (2) infinitamente divisíveis ou não e (3) estáveis ou não.



**Figura 25** - Conjuntos das distribuições

Se os momentos de ordem 2 são finitos vale o teorema central do limite e a distribuição da soma de  $n$  v.a. i.i.d. converge [é atraída] para a normal, a única distribuição estável com variância finita. Dizemos então que a normal é um atrator para essas distribuições. Se as variâncias são infinitas elas convergirão para uma das distribuições estáveis. Para descobrir a distribuição atratora examina-se o comportamento assintótico nas caudas  $x \rightarrow -\infty$  e  $x \rightarrow +\infty$ . Se o comportamento for  $f(x \rightarrow \pm\infty) \rightarrow \frac{C_{\pm}}{|x|^{\alpha}}$  a distribuição atratora será uma

distribuição de Lévy com parâmetro  $\alpha$ , e parâmetro  $\beta$  dado pela razão  $\beta = \frac{C_+ - C_-}{C_+ + C_-}$ .

O Teorema Central do Limite Generalizado afirma exatamente isso.

1. Se uma distribuição tem variância finita então a soma de  $n$  cópias dessa v.a. tende a distribuição normal.
2. Se a variância é infinita essa soma tende a uma distribuição de Lévy com parâmetros  $\alpha$  e  $\beta$ .

### 1.1.2. Distribuição de Lévy truncada [TLF]

A TLF, Truncated Levy Flight, foi proposta por Mantegna em 1996. A grande dificuldade com as distribuições Lévy são os momentos infinitos de ordem 2 dificilmente observados na prática. Isso levou ao estudo de um processo aleatório em que, com um número pequeno de passos, a distribuição fosse a distribuição de Lévy, mas após um número muito grande



passos a distribuição seja a normal. Mantegna e Stanley, os criadores do termo econofísica, foram os primeiros a sugerir o uso da distribuição de Lévy truncada, ou seja, truncando a distribuição de Lévy simétrica com  $\varphi(t) = e^{-q|t|^\alpha}$ , à partir de determinado determinado  $\ell$ . Nesse caso a distribuição terá momentos finitos e convergirá para a normal, de acordo com o teorema central do limite. A truncagem foi realizada da seguinte forma: Multiplicando a distribuição de Lévy pelo fator de truncagem dado por:

$$Tr_\ell(x) = \frac{1}{\ell} H\left(x - \frac{\ell}{2}\right) H\left(x + \frac{\ell}{2}\right) = \frac{1}{\ell} \begin{cases} 1 & \text{se } |x| \leq \frac{\ell}{2} \\ 0 & \text{se } |x| > \frac{\ell}{2} \end{cases}$$

Note que  $\int_{-\infty}^{+\infty} Tr(x) dx = \frac{1}{\ell} \int_{-\ell/2}^{+\ell/2} dx = 1$ . Com isso criamos a distribuição de Lévy truncada dada

por:  $f_{LT}(x) = c_\ell f_L(x) Tr_\ell(x)$ . O fator  $c_\ell$  é necessário para garantir que  $\int_{-\infty}^{+\infty} f_{LT}(x) dx = 1$ .

Entretanto o que nos interessa é a função característica após a truncagem, pois queremos a distribuição após  $n$  passos. A função característica após a truncagem tem a expressão:

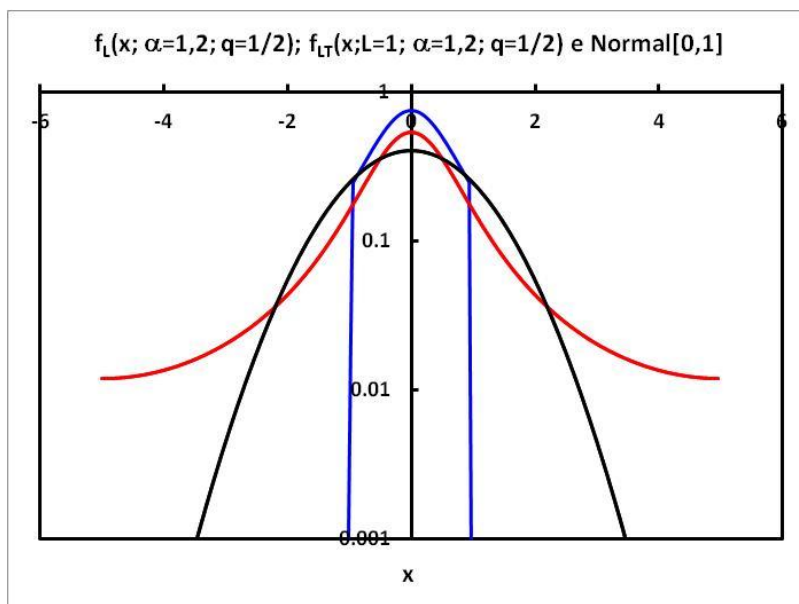
$$\varphi_T(t) = \frac{c}{2} \int_0^\infty dt' e^{-qt'^\alpha} \left[ \frac{\sin\left[\frac{\ell}{2}(t+t')\right]}{\pi \frac{\ell}{2}(t+t')} + \frac{\sin\left[\frac{\ell}{2}(t-t')\right]}{\pi \frac{\ell}{2}(t-t')} \right]$$

Sem uma solução analítica, a receita numérica para obter a distribuição de Lévy truncada segue os seguintes passos:

1. Calcular a função característica de Lévy  $\varphi_L(t) = e^{-q|t|^\alpha}$ , nesse caso real e simétrica.
2. Obter a densidade de probabilidade da distribuição de Lévy através da transformada de Fourier inversa, ou seja,  $f_L(x) = FT^{-1}[\varphi_L(t)]$ .
3. Truncar essa distribuição em  $\pm \frac{\ell}{2}$  e recalculer a área  $\frac{1}{c}$  da nova distribuição.
4. Normalizar a densidade de probabilidade para garantir área unitária  $f_{LT}(x)$ .
5. Obter a nova função característica  $\varphi_{LT}(t)$  da  $f_{LT}(x)$ .
6. Elevar essa função à  $n$ ,  $\varphi_{LT}^n(t)$ , para estudar o comportamento da distribuição em função do número de passos.

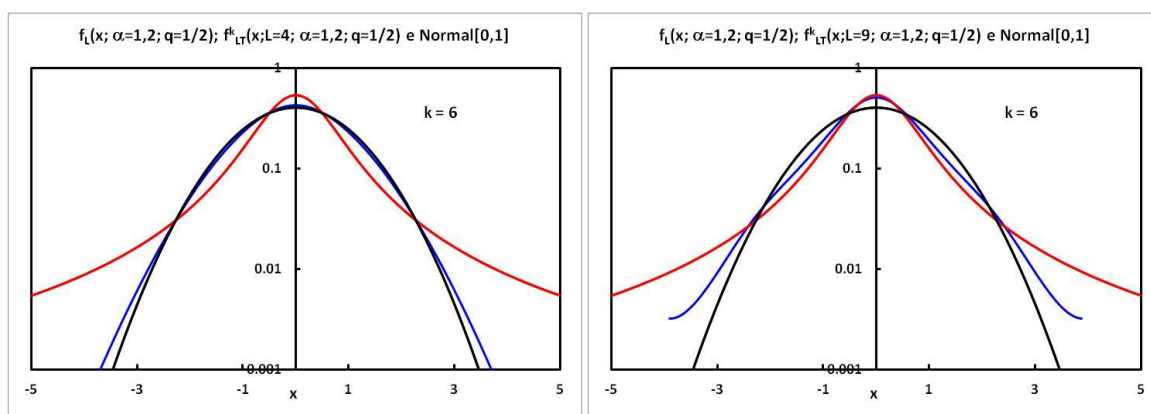
7. Extrair a transformada de Fourier dessa distribuição para obter a densidade de probabilidade após os  $n$  passos.

A figura 26 mostra o processo de truncagem de uma distribuição de Lévy até a etapa 5.



**Figura 26** - Distribuições de Lévy, Lévy truncada [em  $L = 1$ ] e a normal padrão em escala logarítmica

Já as figuras 27 mostram o comportamento do número de passos na distribuição de Lévy truncada dependendo do tamanho do corte.



**Figura 27** - Efeito do número de passos na distribuição de Lévy truncada.

Para  $L = 4$  depois de 6 passos o processo convergiu para a normal. Já para  $L = 9$  percebemos que a parte central da distribuição continua a de Lévy enquanto as caudas se situam entre a distribuição de Lévy e a normal.

### Distribuição TEMPERADA.

Existem algumas dificuldades com o voo de Lévy truncado. Primeiro percebe-se que a operacionalidade é tediosa e envolve idas e vindas nas transformadas de Fourier. Depois o TLF não é uma distribuição infinitamente divisível. Logo após a proposta de Mantegna Koponen chamou a atenção de que o corte abrupto, além de trazer dificuldades analíticas, não era a desejável. Ele mostrou então que o corte suave das caudas da distribuição

através de uma exponencial do tipo  $e^{-\frac{|x|}{\ell}}$  gerava uma função característica analítica e infinitamente divisível, que nos permitiria saltar as etapas de 1 a 6, uma vez que a operação elevar à potência  $n$  uma distribuição infinitamente divisível é trivial. Essas distribuições foram posteriormente denominadas de distribuições TEMPERADAS. No apêndice xxx mostramos que a função característica da distribuição temperada com parâmetro de corte  $\ell$  é dada por:

$$\ln \varphi(t) = -\frac{q}{\ell^\alpha \cos\left(\frac{\pi\alpha}{2}\right)} \left[ \left(1 + \ell^2 t^2\right)^{\frac{\alpha}{2}} \cos\left[\alpha \arctan(\ell|t|)\right] - 1 \right]$$

Assim a função característica após  $n$  passos será dada por:

$$\ln \varphi_n(t) = -\frac{nq}{\ell^\alpha \cos\left(\frac{\pi\alpha}{2}\right)} \left[ \left(1 + \ell^2 t^2\right)^{\frac{\alpha}{2}} \cos\left[\alpha \arctan(\ell|t|)\right] - 1 \right]$$

Note que se  $\ell \rightarrow \infty$  a cauda exponencial deixaria de existir. Nesse caso  $\arctan(\ell|t|) \rightarrow \frac{\pi}{2}$ ,

$$\left(1 + \ell^2 t^2\right)^{\frac{\alpha}{2}} \rightarrow \ell^\alpha |t|^\alpha \text{ e } \ln \varphi(t) \leftrightarrow -\frac{q}{\ell^\alpha \cos\left(\frac{\pi\alpha}{2}\right)} \left[ \left(\ell^2 t^2\right)^{\frac{\alpha}{2}} \cos\left(\frac{\pi\alpha}{2}\right) \right] = -q|t|^\alpha \text{ e caímos}$$

de volta na distribuição de Lévy, como se esperava.

## 2. Apêndices

### 2.1. Apêndice xx: Prova de que a função característica é absolutamente contínua

$$\varphi(t+h) - \varphi(t) = \int_{-\infty}^{+\infty} e^{ixt} e^{ixh} f(x) dx - \int_{-\infty}^{+\infty} e^{ixt} f(x) dx = \int_{-\infty}^{+\infty} e^{ixt} (e^{ixh} - 1) f(x) dx$$

$$\varphi(t+h) - \varphi(t) = \int_{-\infty}^{+\infty} 2ie^{ixt} e^{i\frac{xh}{2}} \left( \frac{e^{i\frac{xh}{2}} - e^{-i\frac{xh}{2}}}{2i} \right) f(x) dx = \int_{-\infty}^{+\infty} 2ie^{ixt} e^{i\frac{xh}{2}} \sin\left(\frac{xh}{2}\right) f(x) dx$$

Assim:

$$|\varphi(t+h) - \varphi(t)| \leq 2 \int_{-\infty}^{+\infty} \left| ie^{ixt} e^{i\frac{xh}{2}} \right| \left| \sin\left(\frac{xh}{2}\right) \right| f(x) dx = 2 \int_{-\infty}^{+\infty} \left| \sin\left(\frac{xh}{2}\right) \right| f(x) dx$$

Portanto,  $\lim_{h \rightarrow 0} |\varphi(t+h) - \varphi(t)| \leq 2 \lim_{h \rightarrow 0} \int_{-\infty}^{+\infty} \left| \sin\left(\frac{xh}{2}\right) \right| f(x) dx = 0$ , provando o teorema.

### 2.3. Apêndice xx: Comportamento assintótico das distribuições de Lévy simétricas

Para analisar no caso da distribuição de Lévy simétrica precisamos do comportamento assintótico de:

$$f(x) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-q|t|^\alpha} e^{-itx} dt = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-q|t|^\alpha} [\cos(tx) - i \sin(tx)] dt$$

Note que  $|t|$  é uma função par, logo a integral com o seno, uma função ímpar, será sempre nula por paridade. Por outro lado, o termo com coseno, uma função par será o dobro da integral de 0 a  $\infty$ , logo:

$$f(x) = \frac{1}{\pi} \int_0^{+\infty} e^{-q|t|^\alpha} \cos(tx) dt = \frac{1}{\pi} \operatorname{Re} \left[ \int_0^{+\infty} e^{-q|t|^\alpha} e^{i|x|t} dt \right]$$

O módulo em  $t$  desapareceu por conta do intervalo de integração para  $t$  positivos apenas.

Mudando a variável para  $z = i|x|t$  de onde tiramos  $t = \frac{z}{i|x|} = \frac{z}{|x|} e^{-i\frac{\pi}{2}}$  e  $dt = -i \frac{dz}{|x|}$  obtemos:

$$f(x) = \frac{1}{\pi} \int_0^{+\infty} e^{-q|t|^\alpha} \cos(tx) dt = \frac{1}{\pi} \operatorname{Re} \left[ \int_0^{+\infty} e^{-q|t|^\alpha} e^{i|x|t} dt \right]$$

$$f(x) = \frac{1}{\pi|x|} \operatorname{Re} \left[ -i \int_0^{+\infty} e^{-\frac{q}{|x|} e^{-i\frac{\alpha\pi}{2}} z^\alpha} e^{-z} dz \right]$$

Queremos o comportamento assintótico dessa distribuição e sabemos que

$\lim_{x \rightarrow \infty} \left( \frac{q}{|x|} e^{-i\frac{\alpha\pi}{2}} z^\alpha \right) \rightarrow 0$  então vamos expandir a exponencial  $e^{-\frac{q}{|x|} e^{-i\frac{\alpha\pi}{2}} z^\alpha}$  na série de Taylor

$e^u = \sum_k \frac{u^k}{k!}$ , ou seja:  $e^{-\frac{q}{|x|} e^{-i\frac{\alpha\pi}{2}} z^\alpha} = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{(-1)^k}{k!} q^k \frac{e^{-i\frac{\alpha\pi k}{2}}}{|x|^{\alpha k}} z^{\alpha k}$ . Substituindo na integral acima obtemos:

$$f(x) = \frac{1}{\pi} \sum_{k=0}^{\infty} \frac{(-1)^k q^k}{k! |x|^{\alpha k + 1}} \operatorname{Re} \left[ -i e^{-i\frac{\alpha\pi k}{2}} \int_0^{+\infty} z^{\alpha k} e^{-z} dz \right]$$

Mas  $\int_0^{+\infty} z^{\alpha k} e^{-z} dz = (\alpha k)! = \Gamma(\alpha k + 1)$  e  $\operatorname{Re} \left[ -i e^{-i\frac{\alpha\pi k}{2}} \right] = -\sin \frac{\alpha\pi k}{2}$ , logo:

$$f(x) = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{(-1)^{k+1} q^k \sin \left( \frac{\alpha\pi k}{2} \right)}{k! \pi |x|^{\alpha k + 1}} (\alpha k)!$$

Para  $k = 0 \rightarrow \sin\left(\frac{\alpha\pi k}{2}\right) = 0$ , logo o termo de ordem mais baixa é  $k = 1$ . Para a aproximação

em primeira ordem então vemos que  $f(x) \approx \frac{\alpha! q \sin\left(\frac{\alpha\pi}{2}\right)}{\pi |x|^{\alpha+1}}$  segue uma lei de potência com

$f(x) \propto \frac{1}{|x|^{\alpha+1}}$  e o momento de ordem 2  $M_2 \propto \int \frac{x^2}{x^{\alpha+1}} dx = \int x^{1-\alpha} dx = \frac{x^{2-\alpha}}{2-\alpha} \Big|_{-\infty}^{\infty}$  será finito se

$2-\alpha < 0$ , ou seja,  $\alpha > 2$ . Se  $\alpha = 2$  então  $M_2 \propto \int \frac{1}{x} dx \rightarrow \ln |x|$  que diverge. Então vemos que

se  $\alpha > 2$  a variância é finita e a distribuição segue o teorema central do limite e vai convergir para a normal. Se  $\alpha = 2$  caímos na normal diretamente. Se  $0 < \alpha < 2$  a variância será infinita e a distribuição jamais converge para a distribuição normal. A distribuição será estável se  $0 < \alpha \leq 2$  com a normal incluída no caso  $\alpha = 2$ .

Podemos também extrair o comportamento das distribuições de Lévy simétricas para  $x = 0$

através de  $f(0) = \frac{1}{\pi} \int_0^{+\infty} e^{-qt^\alpha} dt$ . Mudando a variável para  $z = qt^\alpha$  com  $dz = \alpha q t^{\alpha-1} dt$ , logo,

$$dt = \frac{t}{\alpha q t^\alpha} dz = \frac{\left(\frac{z}{q}\right)^{1/\alpha}}{\alpha z} dz = \frac{1}{\alpha q^{1/\alpha}} z^{-\frac{1-\alpha}{\alpha}} dz \text{ temos:}$$

$$f(0) = \frac{1}{\pi \alpha q^{1/\alpha}} \int_0^{+\infty} z^{-\frac{1-\alpha}{\alpha}} e^{-z} dz = \frac{\left(\frac{1-\alpha}{\alpha}\right)!}{\pi \alpha q^{1/\alpha}} = \frac{q^{-1/\alpha}}{\pi \alpha} \Gamma\left(\frac{1}{\alpha}\right)$$

Pareto já havia percebido no final do século XIX que a distribuição de renda não segue uma normal, mas uma lei de potência com  $\frac{1}{x^\alpha}$  e  $0 < \alpha < 2$ .

## 2.4. Apêndice xx: Forma geral das distribuições estáveis

Construindo distribuições infinitamente divisíveis:

Seja  $g(t)$  uma função característica qualquer, então  $\varphi_n(t) = \left(1 - \frac{p}{n}\right) 1 + \frac{p}{n} g(t)$  para  $0 < p < n$

é uma função característica, pois  $\left(1 - \frac{p}{n}\right) > 0$ ,  $\frac{p}{n} > 0$  e  $\left(1 - \frac{p}{n}\right) + \frac{p}{n} = 1$ , além do fato de que

$g(t)$  e 1 são funções características. A função característica da distribuição degenerada

$f(x) = \delta(x)$  é  $\varphi_{deg}(t) = 1$ . Agora reescrevemos  $\varphi_n(t) = 1 + \frac{p[g(t)-1]}{n}$  e vemos que

$$[\varphi_n(t)]^n = \left[1 + \frac{p[g(t)-1]}{n}\right]^n = e^{p[g(t)-1]}. \text{ Portanto todas as funções características escritas na}$$

forma:  $\varphi(t) = e^{p[g(t)-1]}$  são infinitamente divisíveis.

Daqui podemos mostrar que toda função característica infinitamente divisível pode ser

fatorada em distribuições de Poisson dada por:  $\varphi_{Poisson}(t) = e^{\lambda(e^{it}-1)}$ .

Prova:  $g(t) = \int_{-\infty}^{+\infty} e^{itx} g(x) dx$  e  $1 = \int_{-\infty}^{+\infty} g(x) dx$  significando que  $g(t)-1 = \int_{-\infty}^{+\infty} (e^{itx}-1) g(x) dx$  e

$p[g(t)-1] = \lim_{a \rightarrow \infty} p \int_{-a}^{+a} (e^{itx}-1) g(x) dx$ . Agora quebramos o intervalo de  $-a$  a  $+a$  na forma:

$$-a = a_0 < a_1 < a_2 < \dots < a_{n-1} < a_n = +a \text{ e notamos que } \int_{-a}^{+a} = \int_{a_0}^{a_1} + \int_{a_1}^{a_2} + \dots + \int_{a_{n-1}}^{a_n} = \sum_k \int_{a_k}^{a_{k+1}}. \text{ Note que}$$

para  $n$  muito grande o intervalo  $\delta a_k = a_{k+1} - a_k$  vai tendendo à zero, logo

$$\int_{a_k}^{a_{k+1}} f(x) dx = F(a_k + \delta a_k) - F(a_k) = \frac{F(a_k + \delta a_k) - F(a_k)}{\delta a_k} \delta a_k = f(a_k) \delta a_k \quad \text{e portanto,}$$

$$\int_{a_k}^{a_{k+1}} (e^{itx}-1) g(x) dx = (e^{ita_k}-1) g(a_k) \delta a_k = (e^{ita_k}-1) [G(a_{k+1}) - G(a_k)].$$

$$\text{Nesse caso } p \int_{-a}^{+a} (e^{itx}-1) g(x) dx = \sum_k p [G(a_{k+1}) - G(a_k)] (e^{ita_k}-1) = \sum_k c_k (e^{ita_k}-1) \quad \text{e}$$

$$e^{-a} \int_{-a}^{+a} (e^{itx}-1) g(x) dx = \lim_{n \rightarrow \infty} \prod_{k=0}^n e^{c_k (e^{ita_k}-1)} \text{ foi escrito como um produto de funções características de}$$

Poisson.

Representação canônica:

Funções infinitamente divisíveis podem ser escritas como:

$$\ln \varphi(t) = ita + \int_{-\infty}^{+\infty} \left( e^{itx} - 1 - i \frac{tx}{1+x^2} \right) \frac{1+x^2}{x^2} d\theta(x), \text{ onde } \theta(x) \text{ é real, não decrescente, limitada e } \theta(-\infty) = 0.$$

Para  $x \rightarrow 0$  então  $e^{itx} = 1 + itx - \frac{t^2 x^2}{2}$  e

$$\begin{aligned} \left( e^{itx} - 1 - i \frac{tx}{1+x^2} \right) \frac{1+x^2}{x^2} &= \left( 1 + itx - \frac{t^2 x^2}{2} - 1 - i \frac{tx}{1+x^2} \right) \frac{1+x^2}{x^2} = \\ &= \left[ itx \left( 1 - \frac{1}{1+x^2} \right) - \frac{t^2 x^2}{2} \right] \frac{1+x^2}{x^2} = \left[ itx \left( \frac{x^2}{1+x^2} \right) - \frac{t^2 x^2}{2} \right] \frac{1+x^2}{x^2} = itx - \frac{t^2}{2} (1+x^2) \end{aligned}$$

O limite de  $\lim_{x \rightarrow 0} \left( e^{itx} - 1 - i \frac{tx}{1+x^2} \right) \frac{1+x^2}{x^2} = -\frac{t^2}{2}.$

Nesse caso:

$$\int_{-\infty}^{+\infty} \left( e^{itx} - 1 - i \frac{tx}{1+x^2} \right) \frac{1+x^2}{x^2} d\theta(x) = \int_{-\varepsilon}^{+\varepsilon} \left( e^{itx} - 1 - i \frac{tx}{1+x^2} \right) \frac{1+x^2}{x^2} d\theta(x) + I_\varepsilon, \quad \text{onde}$$

$$I_\varepsilon(t) = \lim_{\varepsilon \rightarrow 0} \int_{\varepsilon < |x| < \frac{1}{\varepsilon}} \left( e^{itx} - 1 - i \frac{tx}{1+x^2} \right) \frac{1+x^2}{x^2} d\theta(x).$$

Mas  $\int_{-\varepsilon}^{+\varepsilon} \left( e^{itx} - 1 - i \frac{tx}{1+x^2} \right) \frac{1+x^2}{x^2} d\theta(x) = -\frac{t^2}{2} \int_{-\varepsilon}^{+\varepsilon} d\theta(x) = -\frac{t^2}{2} [\theta(0^+) - \theta(0^-)].$  Se chamamos a

descontinuidade de teta em zero de  $\sigma^2 = [\theta(0^+) - \theta(0^-)]$  temos que

$$\int_{-\varepsilon}^{+\varepsilon} \left( e^{itx} - 1 - i \frac{tx}{1+x^2} \right) \frac{1+x^2}{x^2} d\theta(x) = -\frac{\sigma^2 t^2}{2}.$$

Agora vamos analisar o  $I_\varepsilon(t)$ . Note que:

$$\begin{aligned} I_\varepsilon(t) &= \lim_{\varepsilon \rightarrow 0} \left[ \int_{\varepsilon < |x| < \frac{1}{\varepsilon}} (e^{itx} - 1) \frac{1+x^2}{x^2} d\theta(x) - it \int_{\varepsilon < |x| < \frac{1}{\varepsilon}} \frac{x}{1+x^2} \frac{1+x^2}{x^2} d\theta(x) \right] = \\ I_\varepsilon(t) &= \lim_{\varepsilon \rightarrow 0} \left[ \int_{\varepsilon < |x| < \frac{1}{\varepsilon}} (e^{itx} - 1) \frac{1+x^2}{x^2} d\theta(x) - it \int_{\varepsilon < |x| < \frac{1}{\varepsilon}} \frac{d\theta(x)}{x} \right] \end{aligned}$$

Portanto,  $I_\varepsilon(t) = \sum_k [\lambda_k (e^{itx_k} - 1) - i\mu_k t]$  com  $\lambda_k = \frac{1+x_k^2}{x_k^2} [\theta(x_{k+1}) - \theta(x_k)]$  e

$\mu_k = \frac{1}{x_k} [\theta(x_{k+1}) - \theta(x_k)]$  e  $e^{I_\varepsilon} = e^{-i\mu t} \prod_k e^{\lambda_k (e^{itx_k} - 1)}$  com  $\mu = \sum_k \mu_k$  é uma função característica

infinitamente divisível.



Então  $\ln \varphi(t) = I_\varepsilon + ita - \frac{t^2}{2} \delta\theta(0)$  é o logaritmo do produto de uma função infinitamente divisível por uma normal, também infinitamente divisível, logo,  $\ln \varphi(t) = ita + \int_{-\infty}^{+\infty} \left( e^{itx} - 1 - i \frac{tx}{1+x^2} \right) \frac{1+x^2}{x^2} d\theta(x)$  corresponde ao logaritmo da função característica de uma distribuição  $\infty$ -divisível.

O teorema é mais forte ainda do que se supõe. Podemos mostrar mais que as constantes  $a$  e a função  $\theta(x)$  são univocamente determinadas pela  $\varphi(t)$ . Ou seja, sabendo  $\varphi(t)$  podemos calcular  $a$  e  $\theta(x)$ . Para mostrar isso vamos chamar  $\phi(t) = \ln \varphi(t)$ .

Note que:

$$\begin{aligned} \phi(t) - \frac{\phi(t+h) + \phi(t-h)}{2} &= ita + \int_{-\infty}^{+\infty} \left( e^{itx} - 1 - i \frac{tx}{1+x^2} \right) \frac{1+x^2}{x^2} d\theta(x) + \\ &- \frac{ita}{2} - \frac{iha}{2} - \frac{1}{2} \int_{-\infty}^{+\infty} \left( e^{itx} e^{ihx} - 1 - i \frac{tx}{1+x^2} - i \frac{hx}{1+x^2} \right) \frac{1+x^2}{x^2} d\theta(x) + \\ &- \frac{ita}{2} + \frac{iha}{2} - \frac{1}{2} \int_{-\infty}^{+\infty} \left( e^{itx} e^{-ihx} - 1 - i \frac{tx}{1+x^2} + i \frac{hx}{1+x^2} \right) \frac{1+x^2}{x^2} d\theta(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} e^{itx} \left( 1 - \frac{e^{ixh} + e^{-ixh}}{2} \right) \frac{1+x^2}{x^2} d\theta(x) \\ \phi(t) - \frac{\phi(t+h) + \phi(t-h)}{2} &= \int_{-\infty}^{+\infty} e^{itx} (1 - \cos xh) \frac{1+x^2}{x^2} d\theta(x) \end{aligned}$$

Definindo  $\lambda(t) = \int_0^1 \left[ \phi(t) - \frac{\phi(t+h) + \phi(t-h)}{2} \right] dh$  temos que

$$\lambda(t) = \int_{-\infty}^{+\infty} e^{itx} \frac{1+x^2}{x^2} d\theta(x) \int_0^1 (1 - \cos xh) dh = \int_{-\infty}^{+\infty} e^{itx} \left( 1 - \frac{\sin x}{x} \right) \frac{1+x^2}{x^2} d\theta(x)$$

Se  $\Gamma(x) = \int_{-\infty}^x \left( 1 - \frac{\sin y}{y} \right) \frac{1+y^2}{y^2} d\theta(y)$  então  $d\theta(x) = \frac{x^2}{(1+x^2) \left( 1 - \frac{\sin x}{x} \right)} d\Gamma(x)$  e

$$\theta(x) = \int_{-\infty}^x \frac{y^2}{(1+y^2) \left( 1 - \frac{\sin y}{y} \right)} d\Gamma(y). \text{ Além disso } \lambda(t) = \int_{-\infty}^{+\infty} e^{itx} d\Gamma(x) \text{ e } \Gamma(x) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{itx} \lambda(t) dt.$$

Vamos analisar o comportamento de  $\Gamma(x)$ . Para  $y \rightarrow 0$   $\left( 1 - \frac{\sin y}{y} \right) \cong 1 - \frac{y - \frac{y^3}{3!}}{y} = \frac{y^2}{3!}$  e

$\left( 1 - \frac{\sin y}{y} \right) \frac{1+y^2}{y^2} \cong \frac{y^2}{3!} \frac{1+y^2}{y^2} \cong \frac{1}{3!}$ . Além disso, como  $\sin y \leq y$  então  $\left( 1 - \frac{\sin y}{y} \right) \geq 0$  é sempre positivo com a igualdade valendo apenas para  $y=0$ . Por outro lado para  $y \rightarrow \infty$

$\left(1 - \frac{\sin y}{y}\right) \frac{1+y^2}{y^2} \cong 1$  e  $\frac{1+y^2}{y^2} > 1$ . Então  $f(y) = \left(1 - \frac{\sin y}{y}\right) \frac{1+y^2}{y^2}$  possui mínimo e máximo

positivos, ou seja,  $0 < c_1 \leq \left(1 - \frac{\sin y}{y}\right) \frac{1+y^2}{y^2} \leq c_2$ . Como  $\theta(x)$  é não decrescente, limitada e

$\theta(-\infty) = 0$  então  $c_1 \int_{-\infty}^x d\theta(y) \leq \Gamma(x) \leq c_2 \int_{-\infty}^x d\theta(y)$  logo  $c_1 \theta(x) \leq \Gamma(x) \leq c_2 \theta(x)$ , ou seja,  $\Gamma(x)$

também é não decrescente, limitada, i.e.  $\Gamma(+\infty) = c$  finito, e  $\Gamma(-\infty) = 0$ . Note então que a

função  $F(x) = \frac{\Gamma(x)}{\Gamma(+\infty)}$  tem as propriedades de uma função distribuição de probabilidades: é

não decrescente,  $F(x) \geq 0$ ,  $F(-\infty) = 0$  e  $F(+\infty) = 1$ .

Ainda mais  $\frac{\lambda(t)}{\Gamma(+\infty)} = \int_{-\infty}^{+\infty} e^{itx} dF(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} e^{itx} f(x) dx$  é a função característica de

$$f(x) = \frac{1}{2\pi \Gamma(+\infty)} \int_{-\infty}^{+\infty} \lambda(t) e^{-itx} dt.$$

A receita para determinar  $\theta(x)$  então é:

1. Encontrar  $\lambda(t)$  através de  $\lambda(t) = \int_0^1 \left[ \phi(t) - \frac{\phi(t+h) + \phi(t-h)}{2} \right] dh$  uma vez que

se conhece  $\phi(t) = \ln \varphi(t)$ .

2. Determinar a função  $\Gamma(x)$  univocamente pela  $\lambda(t)$  através da transformada

$$\Gamma(x) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{itx} \lambda(t) dt.$$

3. Determinar  $\theta(x)$  da função  $\Gamma(x)$  através de  $\theta(x) = \int_{-\infty}^x \frac{y^2}{(1+y^2) \left(1 - \frac{\sin y}{y}\right)} d\Gamma(y)$

4. Utilizar o  $\theta(x)$  na equação  $\ln \varphi(t) = ita + \int_{-\infty}^{+\infty} \left( e^{itx} - 1 - i \frac{tx}{1+x^2} \right) \frac{1+x^2}{x^2} d\theta(x)$  para extrair  $a$ .

O teorema de Lévy-Khinchine garante que a relação é biúnivoca, ou seja, uma função é

infinitamente divisível se, e somente se  $\ln \varphi(t) = ita + \int_{-\infty}^{+\infty} \left( e^{itx} - 1 - i \frac{tx}{1+x^2} \right) \frac{1+x^2}{x^2} d\theta(x)$ .

Uma outra forma de escrever essa equação, isolando a região em torno de  $x = 0$  é:

$$\int_{-\infty}^{+\infty} \left( e^{itx} - 1 - i \frac{tx}{1+x^2} \right) \frac{1+x^2}{x^2} d\theta(x) = \int_{-\infty}^{0^-} \left( e^{itx} - 1 - i \frac{tx}{1+x^2} \right) dM(x) +$$

$$+ \int_{0^+}^{+\infty} \left( e^{itx} - 1 - i \frac{tx}{1+x^2} \right) dN(x) - \frac{\sigma^2 t^2}{2}$$

Com  $\sigma^2 = [\theta(0^+) - \theta(0^-)] > 0$ ,  $M(x) = \int_{-\infty}^x \frac{1+y^2}{y^2} d\theta(y)$  para  $x < 0$  e  $N(x) = \int_x^{+\infty} \frac{1+y^2}{y^2} d\theta(y)$

para  $x > 0$ . Como  $\frac{1+y^2}{y^2} > 1 \quad \forall y$  e  $\theta(y)$  é não decrescente então  $M(x)$  e  $N(x)$  também

são não decrescentes. Além disso, dos limites de integração percebemos que  $M(-\infty) = 0$  e

$N(+\infty) = 0$ . As integrais poderiam ter problemas de convergência para  $x \rightarrow 0$  por conta do

fator  $\frac{1}{x^2}$ .

## 2.5. Apêndice xx: distribuição temperada

Uma distribuição infinitamente divisível tem a forma:

$$\ln \varphi(t) = ita + \int_{-\infty}^{+\infty} \left( e^{itx} - 1 - i \frac{tx}{1+x^2} \right) \frac{1+x^2}{x^2} d\theta(x)$$

Queremos uma distribuição simétrica e centrada na origem então faremos  $a = 0$ .

Escolhendo  $\frac{1+x^2}{x^2} d\theta(x) = A \frac{e^{-\frac{|x|}{\ell}}}{|x|^{\alpha+1}} dx$   $0 < \alpha \leq 2$  temos que:

$$\ln \varphi(t) = -itA \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{x}{1+x^2} \frac{e^{-\frac{|x|}{\ell}}}{|x|^{\alpha+1}} dx - A \int_{-\infty}^{+\infty} (1 - e^{itx}) \frac{e^{-\frac{|x|}{\ell}}}{|x|^{\alpha+1}} dx.$$

A integral  $\int_{-\infty}^{+\infty} \frac{x}{1+x^2} \frac{e^{-\frac{|x|}{\ell}}}{|x|^{\alpha+1}} dx = 0$  por paridade e o resultado fica como:

$$\ln \varphi(t) = -A \int_{-\infty}^{+\infty} (1 - e^{itx}) \frac{e^{-\frac{|x|}{\ell}}}{|x|^{\alpha+1}} dx$$

Note que  $1 - e^{\pm itx} = [1 - \cos(tx)] - i \sin(tx)$  é a soma de uma função par

$[1 - \cos(tx)]$  com uma função ímpar  $\sin(tx)$  e que pode a função  $\frac{e^{-\frac{|x|}{\ell}}}{|x|^{\alpha+1}}$  é par, logo a

integral com a função ímpar é nula por paridade. Nesse caso:

$$\ln \varphi(t) = -A \int_{-\infty}^{+\infty} [1 - \cos(tx)] \frac{e^{-\frac{|x|}{\ell}}}{|x|^{\alpha+1}} dx = -2A \int_0^{+\infty} [1 - \cos(tx)] \frac{e^{-\frac{x}{\ell}}}{x^{\alpha+1}} dx$$

Agora uma álgebra direta de substituição de variáveis partindo de

$$\int_0^{+\infty} [1 - \cos(tx)] \frac{e^{-\frac{x}{\ell}}}{x^{\alpha+1}} dx = \int_0^{+\infty} x^{-\alpha-1} e^{-\frac{x}{\ell}} dx - \operatorname{Re} \left[ \int_0^{+\infty} e^{itx} \frac{e^{-\frac{x}{\ell}}}{x^{\alpha+1}} dx \right]$$

Usando a função gama  $\int_0^{+\infty} u^{-\alpha-1} e^{-u} du = (-\alpha-1)!$  chegamos ao resultado:

$$\int_0^{+\infty} [1 - \cos(tx)] \frac{e^{-\frac{x}{\ell}}}{x^{\alpha+1}} dx = \frac{1}{\ell^\alpha} \left\{ 1 - \operatorname{Re} \left[ (1 - i\ell t)^\alpha \right] \right\} (-\alpha-1)!$$

Aqui também foi necessário usar a fórmula de duplicação do fatorial de Legendre [não

demonstrada nesse trabalho]  $z!(-z)! = \frac{\pi z}{\sin(\pi z)}$  para escrever

$(-\alpha-1)! = -\frac{\pi}{\sin(\pi\alpha)} \frac{1}{\alpha!}$ . Escrevendo a parte real de um número complexo  $z$  como

$\operatorname{Re}[z] = \frac{z + z^*}{2}$  chegamos ao resultado:

$$\int_0^{+\infty} [1 - \cos(tx)] \frac{e^{-\frac{x}{\ell}}}{x^{\alpha+1}} dx = \frac{\pi}{\alpha! \ell^\alpha 2 \sin(\pi\alpha)} \left[ (1 - i\ell t)^\alpha + (1 + i\ell t)^\alpha - 2 \right]$$

Agora mudamos essa expressão usando:  $(1 \pm i\ell t) = \rho e^{i\phi}$  com  $\rho \cos \phi = 1$  e

$\rho \sin \phi = \pm \ell t$ , logo  $\rho = (1 + \ell^2 t^2)^{\frac{1}{2}}$  e  $\tan \phi = \pm \ell t$ , ou seja,  $\phi = \pm \arctan(\ell t)$ . Dessa

forma  $(1 \pm i\ell t) = (1 + \ell^2 t^2)^{\frac{1}{2}} e^{\pm i \arctan(\ell t)}$ . Substituindo temos:

$$\left[ (1 - i\ell t)^\alpha + (1 + i\ell t)^\alpha - 2 \right] = 2 \left[ (1 + \ell^2 t^2)^{\frac{\alpha}{2}} \cos[\alpha \arctan(\ell t)] - 1 \right]$$

De onde obtemos a função característica de uma distribuição TEMPERADA:

$$\varphi(t) = e^{-A \frac{2\pi}{\ell^\alpha \alpha! \sin(\pi\alpha)} \left[ (1 + \ell^2 t^2)^{\frac{\alpha}{2}} \cos[\alpha \arctan(\ell|t|)] - 1 \right]}$$

Vamos analisar o caso em que  $\ell \rightarrow \infty$  em que a cauda exponencial deixaria de existir.

Nesse caso  $\arctan(\ell|t|) \rightarrow \frac{\pi}{2}$ ,  $(1 + \ell^2 t^2)^{\frac{\alpha}{2}} \rightarrow \ell^\alpha |t|^\alpha$  e:

$$\frac{2\pi}{\ell^\alpha \alpha! \sin(\pi\alpha)} \left[ \left(1 + \ell^2 t^2\right)^{\frac{\alpha}{2}} \cos[\alpha \arctan(\ell|t|)] - 1 \right] \rightarrow \frac{\pi}{\alpha! \sin\left(\frac{\pi\alpha}{2}\right)} |t|^\alpha$$

Nos levando de volta à distribuição de Lévy com  $q = \frac{\pi}{\alpha! \sin\left(\frac{\pi\alpha}{2}\right)} A$ . Substituindo

$A = q \frac{\alpha! \sin\left(\frac{\pi\alpha}{2}\right)}{\pi}$  na equação acima obtemos uma expressão analítica para a função característica da distribuição da distribuição TEMPERADA:

$$\varphi(t) = e^{-\frac{q}{\ell^\alpha \cos\left(\frac{\pi\alpha}{2}\right)} \left[ \left(1 + \ell^2 t^2\right)^{\frac{\alpha}{2}} \cos[\alpha \arctan(\ell|t|)] - 1 \right]}$$

Agora a função característica após  $n$  passos será dada por:

$$\varphi(t) = e^{-\frac{nq}{\ell^\alpha \cos\left(\frac{\pi\alpha}{2}\right)} \left[ \left(1 + \ell^2 t^2\right)^{\frac{\alpha}{2}} \cos[\alpha \arctan(\ell|t|)] - 1 \right]}$$

Vamos fazer uma análise dimensional dos parâmetros dessa expressão. Primeiro notamos

que  $e^{ixt}$  tem que ser adimensional significando que  $[t] = \frac{1}{[x]}$ . Também exigimos que  $e^{-\frac{|x|}{\ell}}$

seja adimensional portanto  $[\ell] = [x]$ . Finalmente, exigindo que a distribuição de Lévy

simétrica  $\varphi(t) = e^{-q|t|^\alpha}$  seja adimensional vemos que  $[q] = \frac{1}{[t^\alpha]} = [x^\alpha]$ , ou seja,

percebemos que  $\frac{q}{\ell^\alpha}$  é uma grandeza adimensional.

Variância da distribuição temperada:

$$\varphi(t) = e^{-\frac{q}{\ell^\alpha \cos\left(\frac{\pi\alpha}{2}\right)} \left[ \left(1 + \ell^2 t^2\right)^{\frac{\alpha}{2}} \cos[\alpha \arctan(\ell|t|)] - 1 \right]}$$

$$\frac{d}{dt}\varphi(t)=e^{-\frac{q}{\ell^\alpha\cos\left(\frac{\pi\alpha}{2}\right)}\left[\left(1+\ell^2t^2\right)^{\frac{\alpha}{2}}\cos\left[\alpha\arctan\left(\ell|t|\right)\right]-1\right]}\times$$

$$\times\frac{d}{dt}\left\{-\frac{q}{\ell^\alpha\cos\left(\frac{\pi\alpha}{2}\right)}\left[\left(1+\ell^2t^2\right)^{\frac{\alpha}{2}}\cos\left[\alpha\arctan\left(\ell|t|\right)\right]-1\right]\right\}$$

$$\frac{d}{dt}\varphi(t)=\varphi(t)\times\frac{d}{dt}\left\{-\frac{q}{\ell^\alpha\cos\left(\frac{\pi\alpha}{2}\right)}\left[\left(1+\ell^2t^2\right)^{\frac{\alpha}{2}}\cos\left[\alpha\arctan\left(\ell|t|\right)\right]-1\right]\right\}$$

$$\frac{d}{dt}\varphi(t)=-\frac{q}{\ell^\alpha\cos\left(\frac{\pi\alpha}{2}\right)}\varphi(t)\times$$

$$\times\left[\cos\left[\alpha\arctan\left(\ell|t|\right)\right]\frac{d}{dt}\left(1+\ell^2t^2\right)^{\frac{\alpha}{2}}+\left(1+\ell^2t^2\right)^{\frac{\alpha}{2}}\frac{d}{dt}\cos\left[\alpha\arctan\left(\ell|t|\right)\right]\right]$$

$$\frac{d}{dt}\varphi(t)=-\frac{q}{\ell^\alpha\cos\left(\frac{\pi\alpha}{2}\right)}\varphi(t)\times$$

$$\times\left[\frac{\alpha}{2}2\ell^2t\left(1+\ell^2t^2\right)^{\frac{\alpha}{2}-1}\cos\left[\alpha\arctan\left(\ell|t|\right)\right]-\left(1+\ell^2t^2\right)^{\frac{\alpha}{2}}\sin\left[\alpha\arctan\left(\ell|t|\right)\right]\alpha\frac{d}{dt}\arctan\left(\ell|t|\right)\right]$$

$$\frac{d}{dt}\varphi(t)=-\frac{q}{\ell^\alpha\cos\left(\frac{\pi\alpha}{2}\right)}\varphi(t)\times$$

$$\times\alpha\ell\left[\ell t\left(1+\ell^2t^2\right)^{\frac{\alpha}{2}-1}\cos\left[\alpha\arctan\left(\ell|t|\right)\right]-\left(1+\ell^2t^2\right)^{\frac{\alpha}{2}}\sin\left[\alpha\arctan\left(\ell|t|\right)\right]\frac{1}{1+\ell^2t^2}\frac{d}{dt}|t|\right]$$

$$\frac{d}{dt}\varphi(t) = -\frac{q}{\ell^\alpha \cos\left(\frac{\pi\alpha}{2}\right)}\varphi(t) \times \\ \times \alpha \ell \left(1 + \ell^2 t^2\right)^{\frac{\alpha}{2}-1} \left[ \ell t \cos\left[\alpha \arctan(\ell|t|)\right] - \sin\left[\alpha \arctan(\ell|t|)\right] \frac{d}{dt}|t| \right]$$

Agora podemos ver que essa derivada é nula para  $t \rightarrow 0$  como se espera de uma distribuição simétrica, pois  $\varphi(0) = 1$ ,  $\ell t \cos\left[\alpha \arctan(\ell|t|)\right] = 0$  e  $\sin\left[\alpha \arctan(\ell|t|)\right] = 0$ .

Para calcular a variância precisamos da segunda derivada em  $t = 0$ . Mas já sabendo que:

$$\left. \frac{d}{dt}\varphi(t) \right|_{t=0} = 0 \text{ e que } \left[ \ell t \cos\left[\alpha \arctan(\ell|t|)\right] - \sin\left[\alpha \arctan(\ell|t|)\right] \frac{d}{dt}|t| \right]_{t=0} = 0$$

simplificamos a segunda derivada para:

$$\frac{d^2}{dt^2}\varphi(t) = -\frac{q}{\ell^\alpha \cos\left(\frac{\pi\alpha}{2}\right)}\frac{d}{dt}\varphi(t) \times \\ \times \alpha \ell \left(1 + \ell^2 t^2\right)^{\frac{\alpha}{2}-1} \left[ \ell t \cos\left[\alpha \arctan(\ell|t|)\right] - \sin\left[\alpha \arctan(\ell|t|)\right] \frac{d}{dt}|t| \right] + \\ -\frac{q}{\ell^\alpha \cos\left(\frac{\pi\alpha}{2}\right)}\varphi(t) \times \alpha \ell \left[ \ell t \cos\left[\alpha \arctan(\ell|t|)\right] - \sin\left[\alpha \arctan(\ell|t|)\right] \frac{d}{dt}|t| \right] \frac{d}{dt} \left(1 + \ell^2 t^2\right)^{\frac{\alpha}{2}-1} + \\ -\frac{q}{\ell^\alpha \cos\left(\frac{\pi\alpha}{2}\right)}\varphi(t) \times \alpha \ell \left(1 + \ell^2 t^2\right)^{\frac{\alpha}{2}-1} \frac{d}{dt} \left[ \ell t \cos\left[\alpha \arctan(\ell|t|)\right] - \sin\left[\alpha \arctan(\ell|t|)\right] \frac{d}{dt}|t| \right]$$

Anulando vários termos sobra apenas:



$$\left. \frac{d^2}{dt^2} \varphi(t) \right|_{t=0} = -\frac{q\alpha\ell}{\ell^\alpha \cos\left(\frac{\pi\alpha}{2}\right)} \frac{d}{dt} \left[ \ell t \cos\left[\alpha \arctan(\ell|t|)\right] - \sin\left[\alpha \arctan(\ell|t|)\right] \frac{d}{dt}|t| \right] \Big|_{t=0}$$

$$\left. \frac{d^2}{dt^2} \varphi(t) \right|_{t=0} = -\frac{q\alpha\ell}{\ell^\alpha \cos\left(\frac{\pi\alpha}{2}\right)} \left[ \begin{aligned} &\ell \cos\left[\alpha \arctan(\ell|t|)\right] + \ell t \frac{d}{dt} \cos\left[\alpha \arctan(\ell|t|)\right] + \\ &-\sin\left[\alpha \arctan(\ell|t|)\right] \frac{d^2}{dt^2}|t| - \frac{d}{dt}|t| \frac{d}{dt} \sin\left[\alpha \arctan(\ell|t|)\right] \end{aligned} \right] \Big|_{t=0}$$

Sem os termos nulos obtemos:

$$\left. \frac{d^2}{dt^2} \varphi(t) \right|_{t=0} = -\frac{q\alpha\ell}{\ell^\alpha \cos\left(\frac{\pi\alpha}{2}\right)} \left[ \ell \cos\left[\alpha \arctan(\ell|t|)\right] - \frac{d}{dt}|t| \frac{d}{dt} \sin\left[\alpha \arctan(\ell|t|)\right] \right] \Big|_{t=0}$$

$$\left. \frac{d^2}{dt^2} \varphi(t) \right|_{t=0} = -\frac{q\alpha\ell}{\ell^\alpha \cos\left(\frac{\pi\alpha}{2}\right)} \times$$

$$\times \left[ \ell \cos\left[\alpha \arctan(\ell|t|)\right] - \alpha \left( \frac{d}{dt}|t| \right) \cos\left[\alpha \arctan(\ell|t|)\right] \frac{d}{dt} \arctan(\ell|t|) \right] \Big|_{t=0}$$

$$\left. \frac{d^2}{dt^2} \varphi(t) \right|_{t=0} = -\frac{q\alpha\ell}{\ell^\alpha \cos\left(\frac{\pi\alpha}{2}\right)} \times$$

$$\times \left[ \ell \cos\left[\alpha \arctan(\ell|t|)\right] - \alpha \left( \frac{d}{dt}|t| \right) \cos\left[\alpha \arctan(\ell|t|)\right] \frac{\ell}{1 + \ell^2 t^2} \left( \frac{d}{dt}|t| \right) \right] \Big|_{t=0}$$

$$\left. \frac{d^2}{dt^2} \varphi(t) \right|_{t=0} = -\frac{q\alpha\ell^2}{\ell^\alpha \cos\left(\frac{\pi\alpha}{2}\right)} \left[ \cos\left[\alpha \arctan(\ell|t|)\right] \left[ 1 - \frac{\alpha}{1 + \ell^2 t^2} \left( \frac{d}{dt}|t| \right)^2 \right] \right] \Big|_{t=0}$$

Agora  $\left(\frac{d}{dt}|t|\right) = \text{sign}(t)$ , logo  $\left(\frac{d}{dt}|t|\right)^2 = 1$ , então  $\frac{d^2}{dt^2}\varphi(t)\Big|_{t=0} = i^2 \frac{q\alpha(1-\alpha)\ell^2}{\ell^\alpha \cos\left(\frac{\pi\alpha}{2}\right)}$  e a

variância vale:

$$\sigma_{temp}^2 = \frac{\alpha(1-\alpha)}{\cos\left(\frac{\pi\alpha}{2}\right)} \frac{q}{\ell^\alpha} \ell^2$$