

**МИНИСТЕРСТВО ОБРАЗОВАНИЯ РЕСПУБЛИКИ БЕЛАРУСЬ**  
**БЕЛОРУССКИЙ ГОСУДАРСТВЕННЫЙ УНИВЕРСИТЕТ**  
**ФАКУЛЬТЕТ ПРИКЛАДНОЙ МАТЕМАТИКИ И ИНФОРМАТИКИ**  
**Кафедра теории вероятности и математической статистики**

**ИССЛЕДОВАНИЕ МЕЙКСНОГО РАСПРЕДЕЛЕНИЯ**

Индивидуальное задание

Рымкевич Виктории Сергеевны

Студентки 4 курса,

специальность «актуарная математика»

Преподаватель:

доктор физико-математических наук

Н.Н. Труш

Минск, 2016

## Распределение Мейкснера (Meixner distribution)

Плотность распределения Мейкснера  $MD(a, b, m, d)$  задаётся следующей формулой:

$$f_{MD}(x; a, b, m, d) = \frac{\left(2 \cos\left(b/2\right)\right)^{2d}}{2a\pi\Gamma(2d)} \cdot \exp\left(\frac{b(x-m)}{a}\right) \cdot \left|\Gamma\left(d + \frac{i(x-m)}{a}\right)\right|^2$$

Где:

- $a$  – параметр масштаба,  $a > 0$ ;
- $b$  – параметр асимметрии,  $-\pi < b < \pi$ ;
- $m$  – параметр положения,  $m \in \mathbb{R}$ ;
- $d$  – параметр формы,  $d > 0$ .

Характеристическая функция  $X \sim MD(a, b, m, d)$  задается следующей формулой:

$$\phi_{MD}(u) = E[e^{iuX}] = \left(\frac{\cos\left(b/2\right)}{\cosh\frac{au - ib}{2}}\right)^{2d} \cdot \exp(imu)$$

и кумулятивная функция:

$$g_{MD}(u) := \log \phi_{MD}(u) = 2d \left[ \log\left(\cos\left(\frac{b}{2}\right)\right) - \log\left(\cosh\frac{au - ib}{2}\right) \right] + im$$

Для данного распределения существуют моменты любого порядка. Далее приведены наиболее важные величины:

математическое ожидание	$m + ad \tan\left(b/2\right)$
дисперсия	$\frac{a^2 d}{1 + \cos b}$
эксцесс	$3 + \frac{2 - \cos b}{d}$
асимметрия	$\sqrt{\frac{2}{d}} \cdot \sin\left(b/2\right)$

Основные свойства распределения Мейкснера:

1.  $MD(a, b, m, d)$  является бесконечно делимым распределением с триплетом Леви  $(\alpha, 0, \nu(dx))$ , где

$$\alpha = ad \tan\left(b/2\right) - 2d \int_1^{+\infty} \frac{\sinh(bx/a)}{\sinh(\pi x/a)} dx + m,$$

$$\nu(dx) = d \frac{\exp(bx/a)}{x \sinh(\pi x/a)} dx$$

Как следствие, справедлива следующая формула для характеристической функции:

$$\phi_{MD}(u; a, b, m, d) = \left[ \phi_{MD}\left(u; a, b, m/n, d/n\right) \right]^n, \forall n \in \mathbb{N}$$

2. Если  $X_j \sim MD(a, b, m_j, d_j)$ ,  $j = 1, \dots, n$ , а также являются попарно независимыми, то

$$X_1 + \dots + X_n \sim MD\left(a, b, \sum_{j=1}^n m_j, \sum_{j=1}^n d_j\right).$$

3.  $MD(a, b, m, d)$  является саморазложимым распределением и имеет полутяжёлые хвосты. Это означает, что

$$f_{MD}(x; a, b, m, d) \sim C_- |x|^{\rho_-} \exp(-\sigma_- |x|) \text{ при } x \rightarrow -\infty$$

$$f_{MD}(x; a, b, m, d) \sim C_+ |x|^{\rho_+} \exp(-\sigma_+ |x|) \text{ при } x \rightarrow +\infty$$

где

$$C_-, C_+ \geq 0, \quad \rho_- = \rho_+ = 2d - 1, \quad \sigma_- = \frac{\pi - b}{a}, \sigma_+ = \frac{\pi + b}{a}$$

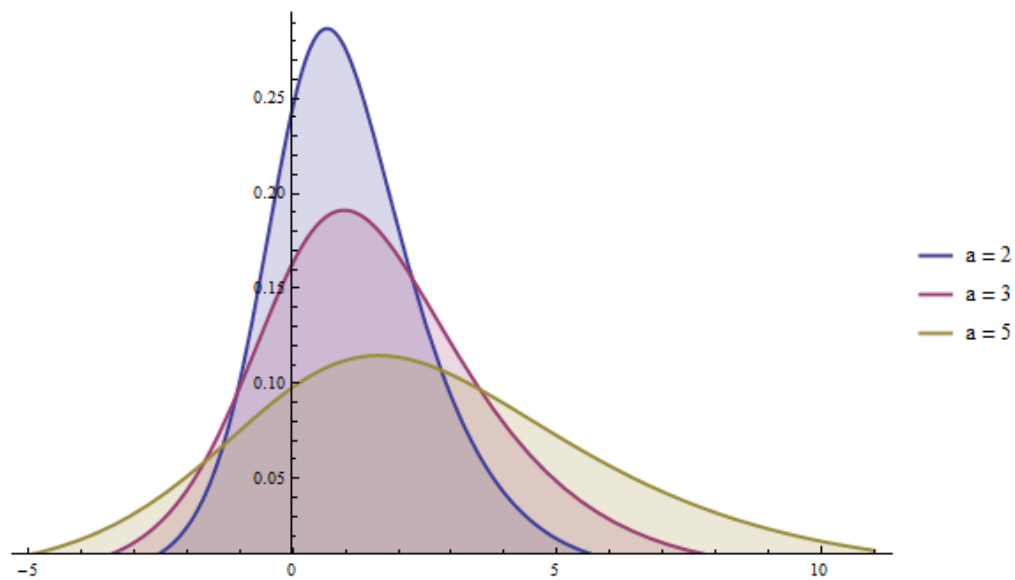
Дальнейшее исследование было проведено при помощи программного пакета Wolfram Mathematica 9.0. Реальные данные для исследования были получены из встроённых баз данных.

## Исследование параметров распределения.

$m$  является простым параметром положения, в то время как  $a$  и  $d$  влияют на островершинность распределения, а  $b$ , являясь параметром формы, напрямую влияет на скошенность распределения. Далее наглядно продемонстрируем зависимость вида функции распределения от значения её параметров.

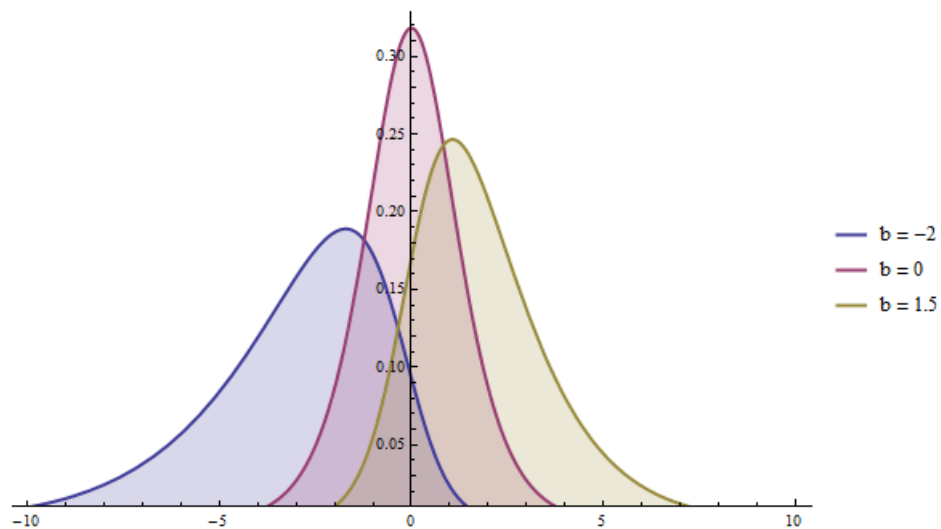
- $X \sim MD(a, 1, 0, 1)$

С увеличением параметра  $a$  распределение из островершинного переходит в плосковершинное.



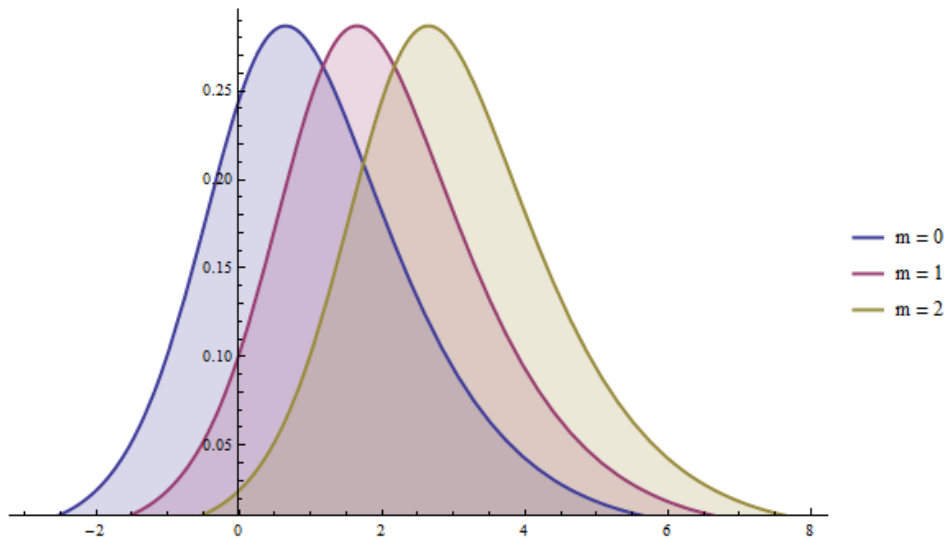
- $X \sim MD(2, b, 0, 1)$

При  $b < 0$  распределение скошено влево, при  $b > 0$  – вправо. Величина модуля параметра влияет на степень скошенности.



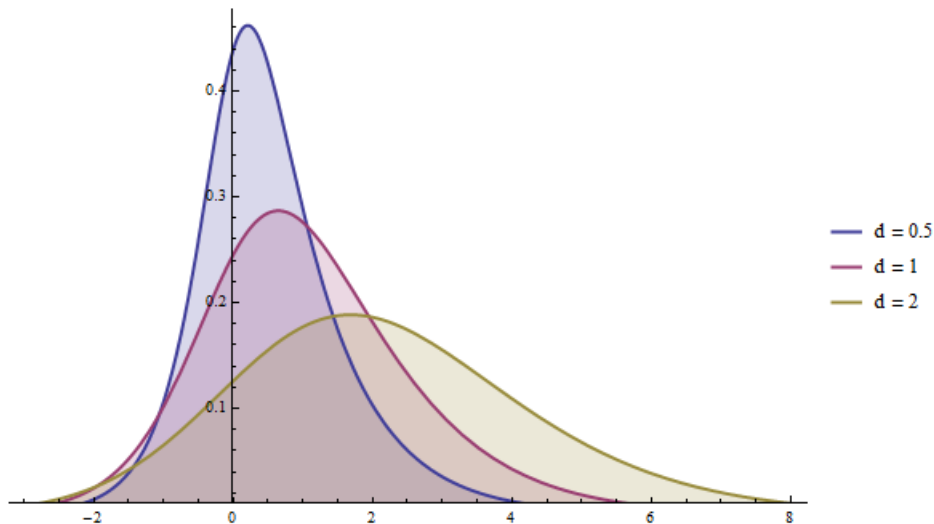
- $X \sim MD(2, 1, m, 1)$

Значение параметра  $m$  влияет на параллельный сдвиг распределения от стандартного положения ( $m = 0$ ).



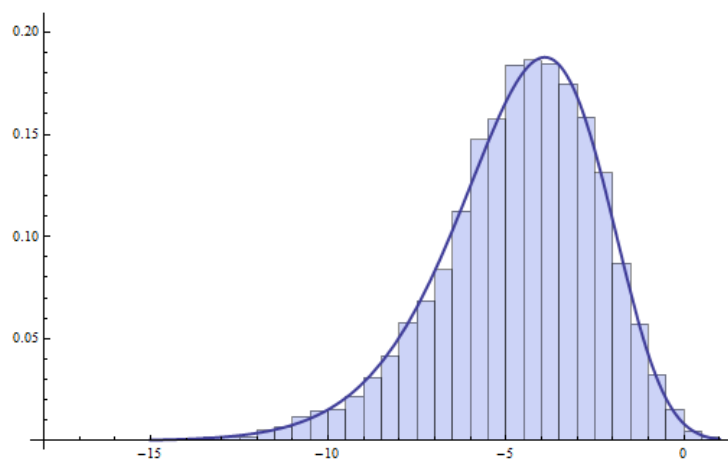
- $X \sim MD(2, 1, 0, d)$

Влияние аналогично параметру  $a$ , но с большим смещением вправо.



## Генерация выборки случайных величин.

Сгенерируем набор псевдослучайных величин, распределенных по распределению Мейкснера  $X \sim MD(1, -2, 0, 3)$ . На графике ниже отображены гистограмма полученной выборки и эталонная функция генерируемого распределения.



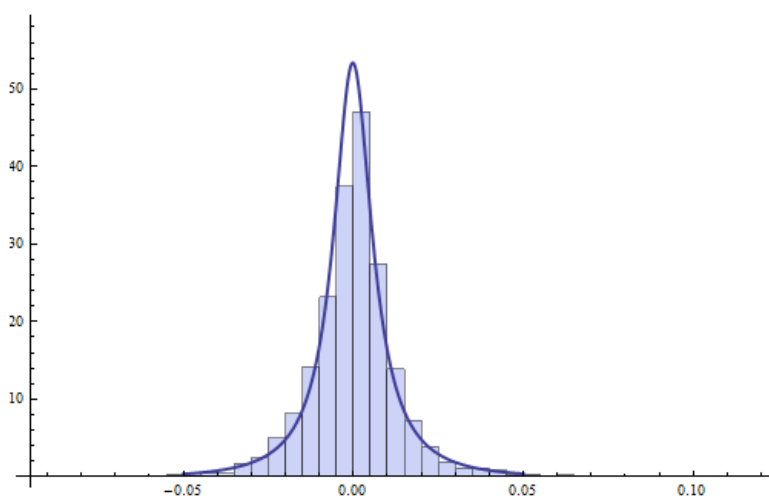
	Практическое	Теоретическое
математическое ожидание	-4.6419	-4.6722
дисперсия	5.0927	5.1382
эксцесс	3.9261	3.8053
асимметрия	-0.69608	-0.68705

## Оценка реальных данных.

Для исследования были взяты величины доходности индекса S&P 500\* в период с 1 января 2000 по 1 января 2010. Оценка параметров производилась методом моментов и методом максимального правдоподобия. Ниже приведены результаты оценок и их графики распределений, нарисованные поверх гистограммы рассматриваемых данных.

- Метод моментов.

`MeixnerDistribution[0.0555843,0.0507417,-0.000183754,0.124796]`

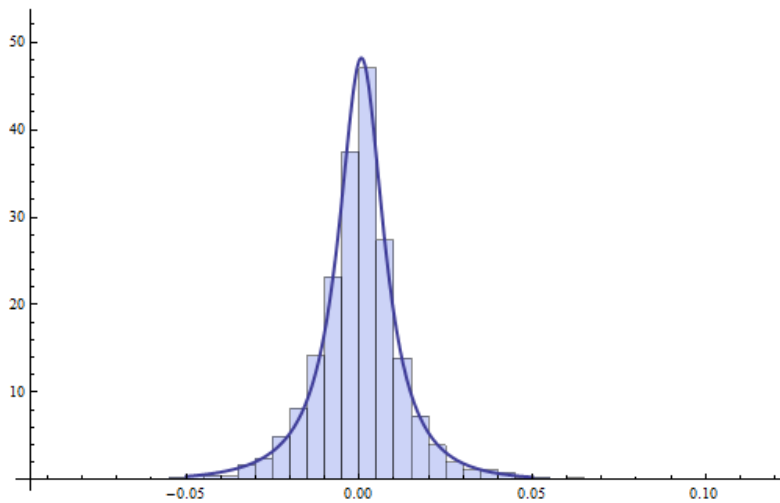



---

\* **Индекс Standard & Poor's 500 (S&P 500)** — фондовый индекс, в корзину которого включено 500 избранных акционерных компаний США, имеющих наибольшую капитализацию. Список принадлежит компании Standard & Poor's и ею же составляется.

- Метод максимального правдоподобия.

`MeixnerDistribution[0.0466282, -0.176725, 0.000706459, 0.172887]`



Исходя из полученных результатов, можно заключить, что оба метода достаточно точно оценивают параметры распределения, однако имеют существенные различия между собой.

## Процесс Мейкснера

### Свойства

- Не имеет броуновской компоненты, нулевое значение среднего элемента триплета Леви ясно просматривается.
- Его мера Леви задается как

$$\nu(dx) = d \frac{\exp(bx/a)}{x \sinh(\pi x/a)} dx$$

- Имеет моменты любого порядка.
- Имеет бесконечную вариацию, можно показать, что

$$\int_{-1}^{+1} |x| \nu(dx) = \infty$$

- Является саморазложимым и имеет полутяжелые хвосты.

### Алгоритм генерации

Малые скачки субординатора аппроксимируются при помощи дрейфа

$$\varsigma = da \sqrt{\frac{2\varepsilon}{\pi}},$$

а размер скачка как

$$y_j = \frac{\varepsilon}{u_j^2},$$

где  $\{u_j\}$  – последовательность независимых равномерно распределенных величин.

Изменение времени определяется как

$$\tau = \varsigma + \sum_j y_j \mathbb{I}_{\{g(y_j) > \omega_j\}},$$

где  $\{\omega_j\}$  – еще одна последовательность независимых равномерно распределенных величин, а функция  $g(u)$  задается как

$$g(u) = \exp\left\{-\frac{A^2 u}{2}\right\} \sum_{n=-\infty}^{+\infty} (-1)^n \exp\left\{-\frac{n^2 \pi^2}{2C^2 u}\right\}.$$

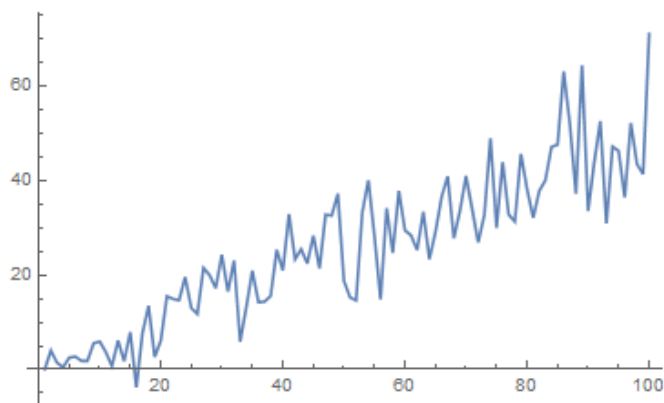
В итоге, реализации процесса Мейкснера генерируются по следующей формуле:

$$X = \frac{b}{a} \tau + \sqrt{\tau} Z,$$

где  $Z$  – независимая стандартно нормально распределенная случайная величина.

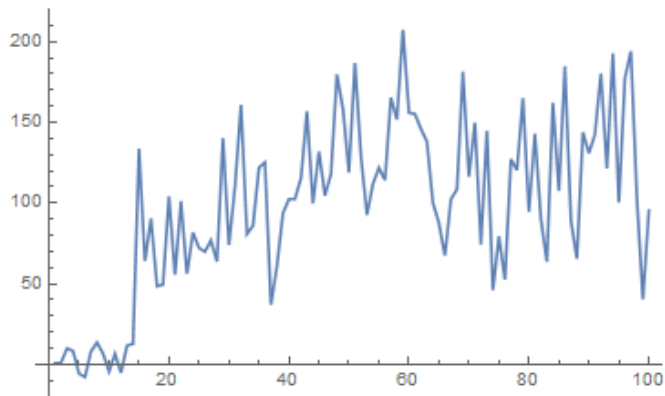
## Примеры реализации

- $X \sim MP(2, 1, 0, 1)$

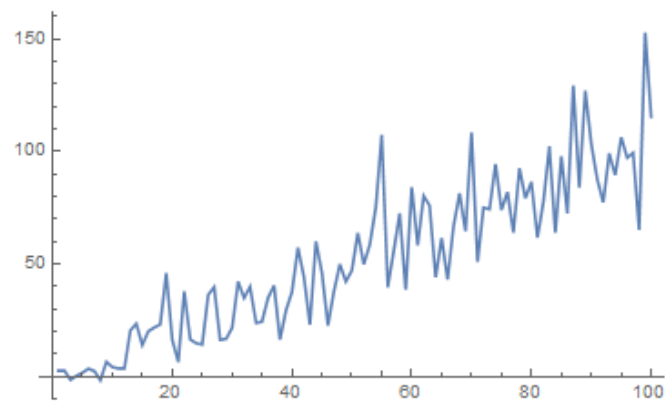




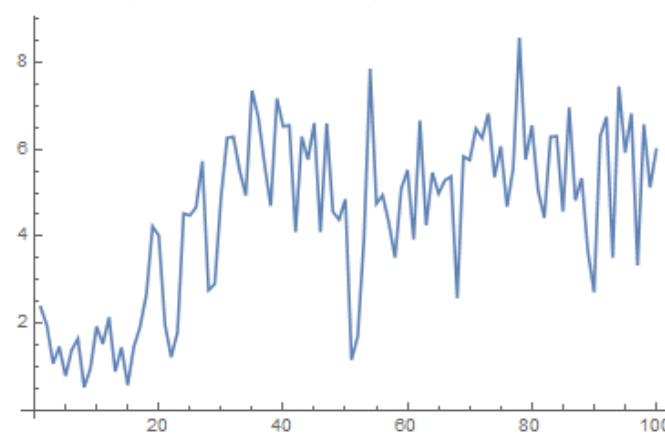
- $X \sim MP(0.5, 0.05, 0, 2)$



- $X \sim MP(2, 0.5, 0, 1.5)$



- $X \sim MP(0.5, 1.5, 0, 1.5)$



## Модель GARCH(1, 1) с процессом инноваций Мейкснера $MP(1, 0, 0, 2)$

Модель GARCH(1,1) задается следующим образом:

$$x_t = \sigma_t z_t,$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 x_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2.$$

Были получены следующие оценки параметров модели для дневных значений индекса S&P500:

<b>Период</b>	<b><math>\alpha_0</math></b>	<b><math>\alpha_1</math></b>	<b><math>\beta_1</math></b>	<b>Ошибка</b>
Январь 2015	0.	0.1350853	0.3333034	0.0022265
Февраль 2015	$6.415 \times 10^{-7}$	$1.197 \times 10^{-6}$	0.131966	0.00058052
Март 2015	$6.915 \times 10^{-7}$	0.15887	0.39823	0.00071479
Апрель 2015	0.	0.86879	1.2554	0.0012458
Май 2015	$8.926 \times 10^{-6}$	0.16017	0.090274	0.0068613
Июнь 2015	0.00001711	0.6386	1.752	0.013974
Июль 2015	$9.655 \times 10^{-8}$	5.317	$2.777 \times 10^{-7}$	0.003184
Август 2015	0.006903	0.028052	0.03591	0.0052767
Сентябрь 2015	0.	0.	0.28417	0.0014211
Октябрь 2015	$2.64 \times 10^{-10}$	0.035999	0.112202	0.0006764
Ноябрь 2015	0.	0.021273	0.	0.0001201
Декабрь 2015	0.	0.37351	0.000024069	0.00079984