

Новое условие однозначной определенности  
распределения абсолютно непрерывной случайной  
величины своими моментами.

Яковенко Максим Анатольевич

9-ая Санкт-Петербургская зимняя молодежная конференция по теории  
вероятностей и математической физике

МГУ им. М.В. Ломоносова  
Механико-математический факультет  
Кафедра теории вероятностей

17 ноября 2025г.

# Содержание

- Введение
- Основные результаты
- Примеры и контрпримеры
- Список литературы
- Приложения

# Проблема моментов

В работе рассматривается классическая **проблема моментов Гамбургера**. Пусть задана последовательность вещественных чисел  $\{m_n\}_{n=1}^{\infty}$ . Требуется определить необходимые и достаточные условия, при которых существует такая случайная величина  $X$  с функцией распределения  $F(x) = P(X \leq x)$ , что данная последовательность  $\{m_n\}_{n=1}^{\infty}$  является последовательностью ее моментов, то есть

$$m_n = \mathbf{E}X^n = \int_{-\infty}^{+\infty} x^n dF(x), \quad \mathbf{E}|X^n| < \infty, \quad n = 1, 2, \dots$$

А также условия, при которых эта величина будет определена однозначно.

# Проблема моментов

Кроме того, мы рассмотрим также **проблему моментов Стильеса**, когда последовательность  $\{\tilde{m}_n\}_{n=1}^{\infty}$  состоит уже из неотрицательных чисел и необходимо найти условия для существования и уникальности такой неотрицательной случайной величины  $\tilde{X}$  с функцией распределения  $\tilde{F}(x) = P(\tilde{X} \leq x)$ , что

$$\tilde{m}_n = \mathbf{E}\tilde{X}^n = \int_0^{+\infty} x^n d\tilde{F}(x), \quad \mathbf{E}|\tilde{X}^n| < \infty, \quad n = 1, 2, \dots$$

# $M$ -определенность

## Определение

В случае однозначного определения распределения по последовательности моментов принято говорить, что проблема моментов имеет единственное решение, случайная величина  $X$  и распределение  $F$  называются  **$M$ -определенными** ( $M$ -determinate).

Если же существует более одного распределения с указанной последовательностью моментов, то в таком случае говорят, что проблема моментов не имеет единственного решения, а все распределения с указанной последовательностью моментов называются  **$M$ -неопределенными** ( $M$ -indeterminate).

# Теорема Карлемана

Основные результаты работы опираются на теорему Карлемана:

## Теорема 1 (Carleman)

a) Пусть  $\{m_n\}_{n=1}^{\infty}$  – моменты некоторого распределения вероятностей, причем

$$\sum_{n=1}^{\infty} \frac{1}{(m_{2n})^{1/2n}} = \infty.$$

Тогда они определяют распределение вероятностей однозначно.

b) Если  $\{\tilde{m}_n\}_{n=1}^{\infty}$  – моменты распределения, сосредоточенного на  $[0, \infty)$ , то для однозначности достаточно потребовать, чтобы

$$\sum_{n=1}^{\infty} \frac{1}{(\tilde{m}_n)^{1/2n}} = \infty.$$

# Достаточное условие Крейна

Приведем формулировку одной из ключевых теорем, связанных с М-определенностью и М-неопределенностью.

## Теорема 2 (Достаточное условие Крейна)

(а) Предположим, что  $F$  – абсолютно непрерывная функция распределения с плотностью  $f(x) > 0$ ,  $x \in \mathbb{R}$ . Пусть также  $F$  имеет конечные моменты всех порядков и выполнено следующее условие:

$$\int_{-\infty}^{+\infty} \frac{-\ln f(x)}{1+x^2} dx < \infty.$$

Тогда распределение  $F$  не определяется однозначно последовательностью своих моментов  $\left\{ m_n = \int_{-\infty}^{+\infty} x^n dF(x) \right\}$ , то есть существует другое распределение  $G$ , отличное от  $F$ , имеющее такую же последовательность моментов.

# Достаточное условие Крейна

## Продолжение теоремы

(b) Предположим, что  $F(x)$ ,  $x \in \mathbb{R}^+$ , – абсолютно непрерывная функция распределения на полуоси  $[0, +\infty)$ , то есть  $F(0) = 0$ , а ее плотность  $f(x) > 0$ ,  $x \in \mathbb{R}^+$ . Пусть  $F$  имеет моменты всех порядков и пусть для некоторого  $a \geq 0$  выполнено следующее условие:

$$\int_a^{+\infty} \frac{-\ln f(x)}{1+x^2} dx < \infty.$$

Тогда распределение  $F$  не определяется однозначно последовательностью своих моментов  $\left\{ m_n = \int_{-\infty}^{+\infty} x^n dF(x) \right\}$ .

## Постановка задачи

Пусть заданы две случайные величины:  $X$  с функцией распределения  $F$ , принимающей значения в  $\mathbb{R}$ , и  $Y$  с функцией распределения  $G$ , принимающей значения в  $\mathbb{R}_+$ . Предполагается также, что они абсолютно непрерывны с плотностями  $f = F'$  и  $g = G'$  и все моменты конечны.

# Основные результаты

Yixi Wei и Rui Zhang в своей работе предложили критерий  $M$ -определенности для абсолютно непрерывной величины в случае ее распределения как на всей вещественной оси, так и на положительной полуоси.

## Теорема 3 (Yixi Wei, Rui Zhang)

Пусть заданы  $a > 0$ ,  $\alpha \in [0, 1]$  и случайная величина  $X$  с функцией распределения  $F$ ,  $F' = f$ , и все ее моменты конечны. Предположим, что плотность  $f$  непрерывна и строго положительна вне интервала  $(-x_1, x_1)$ ,  $x_1 > 1$ , так, что

$$\limsup_{x \rightarrow \infty} \frac{f(x + a \cdot \operatorname{sgn}(x) (\ln|x|)^\alpha)}{f(x)} < 1.$$

Тогда величина  $X$  удовлетворяет условию Карлемана, а значит, является  $M$ -определенной.

# Основные результаты

## Теорема 4 (Yixi Wei, Rui Zhang)

Пусть заданы  $a > 0$ ,  $\alpha \in [0, 1]$  и случайная величина  $Y$  с функцией распределения  $G$ ,  $G' = g$ , и все ее моменты конечны. Предположим, что плотность  $g$  непрерывна и строго положительна на интервале  $(x_1, \infty)$ ,  $x_1 > 1$ , так, что

$$\limsup_{x \rightarrow \infty} \frac{g(x + a(\ln x)^\alpha)}{g(x)} < 1.$$

Тогда величина  $Y$  удовлетворяет условию Карлемана, а значит, является  $M$ -определенной.

# Основные результаты

Мы обобщаем эти результаты и формулируем в виде следующей теоремы.

## Теорема 5

Пусть заданы  $a > 0$ ,  $\beta \in [0, 1]$  и случайная величина  $X$  с функцией распределения  $F$ ,  $F' = f$ , и все ее моменты конечны. Предположим, что плотность  $f$  непрерывна и строго положительна вне интервала  $(-x_1, x_1)$ ,  $x_1 > e$ , так, что

$$\limsup_{x \rightarrow \infty} \frac{f(x + a \cdot \operatorname{sgn}(x) \ln |x| (\ln \ln |x|)^\beta)}{f(x)} < 1.$$

Тогда величина  $X$  удовлетворяет условию Карлемана, а значит, является  $M$ -определенной.

## Замечание

Поскольку теорема 5 усиливает результаты из работы Yixi Wei и Rui Zhang, то обобщенный критерий можно сформулировать в виде теоремы 6.

## Теорема 6

Пусть заданы  $a > 0$ ,  $\alpha \in [0, 1]$ ,  $\beta \in [0, 1]$  и случайная величина  $X$  с функцией распределения  $F$ ,  $F' = f$ , и все ее моменты конечны. Предположим, что плотность  $f$  непрерывна и строго положительна вне интервала  $(-x_1, x_1)$ ,  $x_1 > e$ , так, что

$$\limsup_{x \rightarrow \infty} \frac{f(x + a \cdot \operatorname{sgn}(x) (\ln|x|)^\alpha (\ln \ln|x|)^\beta)}{f(x)} < 1.$$

Тогда величина  $X$  удовлетворяет условию Карлемана, а значит, является  $M$ -определенной.

Гипотеза. Теорема 6 будет справедлива и в том случае, когда в числителе находится

$$f\left(x + a \cdot \operatorname{sgn}(x) (\ln|x|)^{\alpha_1} \cdots (\underbrace{\ln \dots \ln |x|}_{k \text{ раз}})^{\alpha_k}\right),$$

где  $k$  – произвольное натуральное число,  $a > 0$ ,  $\alpha_i \in [0, 1] \quad \forall i = \overline{1, k}$ , при подходящем  $x_1$ .

Однако в силу непростого доказательства уже при  $k = 2$  мы не беремся за проверку данного утверждения для  $k > 2$ .

# Контрпример между теоремами 3 и 5

## Утверждение 1

Для плотности  $f(x) = c \cdot \exp\{-k(x)\}$ , где  $k(x) = \frac{|x|}{|\ln|x|| \cdot |\ln|\ln|x||}$ ,  $x \in \mathbb{R}$ ,

$f(\pm 1) = f(\pm e) = f(\pm e^{-1}) = 0$ ,  $f(0) = c$ ,  $c > 0$  – нормирующая константа,

теорема 3 не может выявить  $M$ -определенность, а теорема 5 при этом верна.

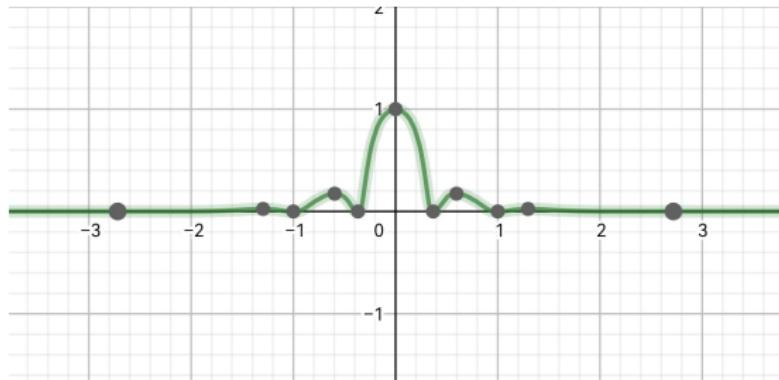


Рис.: График плотности  $f(x)$

# Контрпример для случая $\beta > 1$

## Утверждение 2

Для плотности  $f(x) = c \cdot \exp \{-k(x)\}$ , где  $k(x) = \frac{|x|}{|\ln|x|| \cdot |\ln|\ln|x||^b}$ ,  $x \in \mathbb{R}$ ,

$f(\pm 1) = f(\pm e) = f(\pm e^{-1}) = 1$ ,  $f(0) = c$ ,  $c > 0$  – нормирующая константа,

выполняется условие Крейна. То есть величина не является  $M$ -определенной и использование теоремы 5 при  $\beta = b > 1$ ,  $a = 1$  недопустимо.

# Список литературы

- [1] Ахиезер Н. И. *Классическая проблема моментов и некоторые вопросы анализа, связанные с нею*. М.: Физматгиз, 1961, 310 с.
- [2] Стоянов Й. *Контрпримеры в теории вероятностей*. 2-е изд. М.: МЦНМО, 2012, 296 с.
- [3] Ширяев А. Н. *Вероятность-1*. М.: МЦНМО, 2021, 552 с.
- [4] Krein M. G. *The ideas of P. L. Čebyšev and A. A. Markov in the theory of limiting values of integrals and their further development*. Amer. Math. Soc. Transl., Series 2, 12, 1959, pp. 1-122.
- [5] Lin G. D. *Recent developments on the moment problem*. Journal of Statistical Distributions and Applications, 4:5, 2017.
- [6] Shohat J. A., Tamarkin J. D. *The Problem of Moments*. Providence, RI: American Mathematical Society, 1943, 144 pp.

# Список литературы

- [7] Stoyanov J. *Krein Condition in Probabilistic Moment Problems*. Bernoulli, Vol. 6, No. 5, 2000, pp. 939-949.
- [8] Stoyanov J., Lin G. D. *Hardy's condition in the moment problem for probability distributions*. Theory of Probability and Its Application, 57(4), pp. 600-708.
- [9] Wei Y., Zhang R. *A new moment determinacy condition for probability distributions*. Теория вероятн. и ее примен., 70:1 (2025), pp. 155–168

## Приложение 1 (Контрпример для случая $\alpha > 1$ )

Известно, что при  $\alpha > 1$  теорема 3 уже неверна. В работе Yixi Wei, Rui Zhang для этого была взята случайная величина  $X$  с симметричной плотностью

$$f(x) = c \cdot \exp \{-k(x)\}, \quad k(x) = \frac{|x|}{|\ln|x||^b}, \quad x \in \mathbb{R}, \quad f(0) = 1,$$

$c > 0$  – нормирующая константа. В случае  $\alpha = b > 1$  отношение плотностей дает  $f(x + a(\ln x)^b)/f(x) \rightarrow 1/e$ ,  $x \rightarrow \infty$ , но  $X$  не является  $M$ -определенной.

# Приложение 1 (Контрпример для случая $\beta > 1$ )

Проанализируем случай  $\beta > 1$ . Рассмотрим следующую функцию плотности случайной величины  $X$

$$f(x) = c \cdot \exp \{-k(x)\}, \quad k(x) = \frac{|x|}{|\ln|x|| \cdot |\ln|\ln|x||^b}, \quad x \in \mathbb{R},$$

$$f(0) = c, \quad f(\pm 1) = f(\pm e) = f(\pm e^{-1}) = 1, \quad c > 0 \text{ -- нормирующая константа.}$$

Кроме того,  $\beta = b > 1$ ,  $a = 1$ . В таком случае, начиная с  $x = e^e$ , выполняется

$$\frac{f(x + \ln x (\ln \ln x)^b)}{f(x)} = \exp\{-\ln x (\ln \ln x)^b k'(\xi)\} \quad (\xi \in (x, x + \ln x (\ln \ln x)^b)),$$

$$k'(x) = \frac{1}{\ln x (\ln \ln x)^b} \left(1 - \frac{1}{\ln x} - \frac{b}{\ln x \ln \ln x}\right),$$

# Приложение 1

$$\frac{f(x + \ln x (\ln \ln x)^b)}{f(x)} \leq \exp \left\{ -\frac{\ln x}{\ln (x + \ln x (\ln \ln x)^b))} \cdot \left( \frac{\ln \ln x}{\ln \ln (x + \ln x (\ln \ln x)^b))} \right)^b \times \right. \\ \left. \times (1 - (\ln \xi)^{-1} - b(\ln \xi \ln \ln \xi)^{-1}) \right\} \xrightarrow{x \rightarrow \infty} \exp\{-1\} < 1.$$

Согласно условию Крейна, для отсутствия  $M$ -определенности случайной величины  $X$  с плотностью  $f(x)$  и конечными моментами достаточно потребовать

$$K(f) = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{-\ln f(x)}{1+x^2} dx < \infty.$$

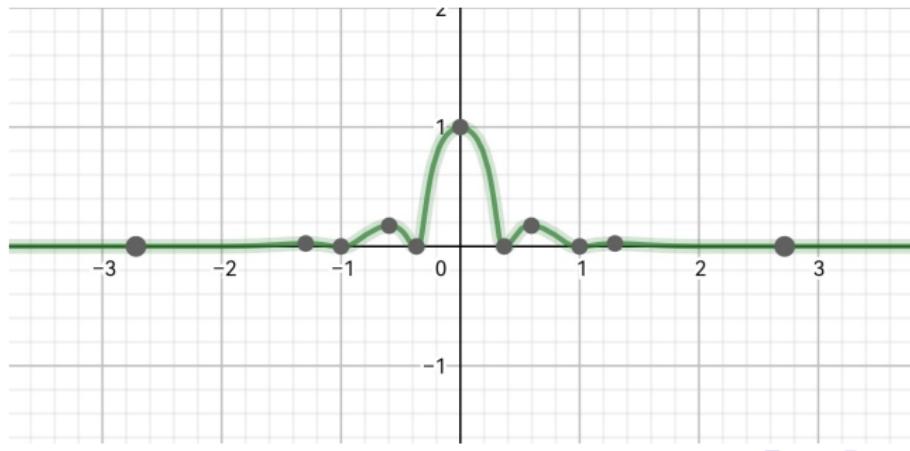
В работе доказывается, что для введенной ранее величины  $X$  с плотностью  $f(x)$  условие Крейна выполняется. То есть величина не является  $M$ -определенной и использование теоремы 5 при  $\beta > 1$  недопустимо.

## Приложение 2 (Контрпример между теоремами 3 и 5)

Представим пример, для которого теорема 3 не может выявить  $M$ -определенность, а теорема 5 при этом верна. Рассмотрим аналог функции плотности из предыдущего примера

$$f(x) = c \cdot \exp \{-k(x)\}, \quad k(x) = \frac{|x|}{|\ln|x|| \cdot |\ln|\ln|x||}, \quad x \in \mathbb{R},$$

$$f(0) = c, \quad f(\pm 1) = f(\pm e) = f(\pm e^{-1}) = 0, \quad c > 0 \text{ -- нормирующая константа.}$$



## Приложение 2

Сначала рассмотрим при  $x > e^e$ ,  $x \rightarrow +\infty$  (для отрицательных  $x$  аналогично) логарифм дроби из теоремы 3 ( $a > 0$ ,  $\alpha \in [0, 1]$ ):

$$\begin{aligned} & \ln \frac{f(x + a \cdot \operatorname{sgn}(x)(\ln|x|)^\alpha)}{f(x)} = \\ &= -\frac{x + a(\ln x)^\alpha}{\ln(x + a(\ln x)^\alpha) \cdot \ln \ln(x + a(\ln x)^\alpha)} + \frac{x}{\ln x \cdot \ln \ln x} = \\ &= -\frac{x + a(\ln x)^\alpha}{\left(\ln x + \ln\left(1 + a \frac{(\ln x)^\alpha}{x}\right)\right) \cdot \ln\left(\ln x + \ln\left(1 + a \frac{(\ln x)^\alpha}{x}\right)\right)} + \frac{x}{\ln x \cdot \ln \ln x} = \end{aligned}$$

## Приложение 2

$$\begin{aligned} &= -\frac{x + a(\ln x)^\alpha}{\ln x \cdot \ln \ln x \left[ 1 + a \frac{(\ln x)^{\alpha-1}}{x} + o\left(\frac{(\ln x)^{\alpha-1}}{x}\right) \right] \cdot \left[ 1 + a \frac{(\ln x)^{\alpha-1}}{x \ln \ln x} + o\left(\frac{(\ln x)^{\alpha-1}}{x \ln \ln x}\right) \right]} + \\ &+ \frac{x}{\ln x \cdot \ln \ln x} = \left[ -\left(1 + a \frac{(\ln x)^\alpha}{x}\right) \left(1 - a \frac{(\ln x)^{\alpha-1}}{x} + o\left(\frac{(\ln x)^{\alpha-1}}{x}\right)\right) \times \right. \\ &\quad \left. \times \left(1 - a \frac{(\ln x)^{\alpha-1}}{x \ln \ln x} + o\left(\frac{(\ln x)^{\alpha-1}}{x \ln \ln x}\right)\right) + 1 \right] \cdot \frac{x}{\ln x \cdot \ln \ln x} = \\ &= \left[ -a \frac{(\ln x)^{\alpha-1}}{\ln \ln x} + o\left(\frac{(\ln x)^{\alpha-1}}{\ln \ln x}\right) \right] \rightarrow 0, \quad x \rightarrow \infty. \end{aligned}$$

Значит, теорема 3 ничего не может сказать о случайной величине, поскольку

$$\limsup_{x \rightarrow \infty} \frac{f(x + a \cdot \operatorname{sgn}(x)(\ln|x|)^\alpha)}{f(x)} = 1.$$

## Приложение 2

Теперь при  $x > e^e$ ,  $x \rightarrow +\infty$  (для отрицательных  $x$  аналогично) изучим логарифм дроби из теоремы 5 ( $a > 0$ ,  $\beta \in [0, 1]$ ):

$$\begin{aligned} & \ln \frac{f(x + a \cdot \operatorname{sgn}(x) \ln|x| (\ln \ln|x|)^\beta)}{f(x)} = \\ &= -\frac{x + a(\ln x)(\ln \ln x)^\beta}{\ln(x + a(\ln x)(\ln \ln x)^\beta) \cdot \ln \ln(x + a(\ln x)(\ln \ln x)^\beta)} + \frac{x}{\ln x \cdot \ln \ln x} = \\ &= -\frac{x + a(\ln x)(\ln \ln x)^\beta}{\left(\ln x + \ln\left(1 + a \frac{(\ln x)(\ln \ln x)^\beta}{x}\right)\right) \cdot \ln\left(\ln x + \ln\left(1 + a \frac{(\ln x)(\ln \ln x)^\beta}{x}\right)\right)} + \\ &\quad + \frac{x}{\ln x \cdot \ln \ln x} = \frac{x}{\ln x \cdot \ln \ln x} - \\ &- \frac{x + a(\ln x)(\ln \ln x)^\beta}{\ln x \ln \ln x \left[1 + a \frac{(\ln \ln x)^\beta}{x} + o\left(\frac{(\ln \ln x)^\beta}{x}\right)\right] \cdot \left[1 + a \frac{(\ln \ln x)^{\beta-1}}{x} + o\left(\frac{(\ln \ln x)^{\beta-1}}{x}\right)\right]} = \end{aligned}$$

## Приложение 2

$$\begin{aligned} &= \left[ -\left( 1 + a \frac{(\ln x)(\ln \ln x)^\beta}{x} \right) \left( 1 - a \frac{(\ln \ln x)^{\beta-1}}{x} + o\left(\frac{(\ln \ln x)^{\beta-1}}{x}\right) \right) \times \right. \\ &\quad \left. \times \left( 1 - a \frac{(\ln \ln x)^\beta}{x} + o\left(\frac{(\ln \ln x)^\beta}{x}\right) \right) + 1 \right] \cdot \frac{x}{\ln x \cdot \ln \ln x} = \\ &= \left[ -\frac{a}{(\ln \ln x)^{1-\beta}} + o\left(\frac{1}{(\ln \ln x)^{1-\beta}}\right) \right] \rightarrow -a \quad \text{при } \beta = 1, x \rightarrow \infty. \end{aligned}$$

Таким образом, при  $\beta = 1$  и любых  $a (> 0)$  теорема 5 дает однозначный положительный ответ об  $M$ -определенности случайной величины, поскольку

$$\limsup_{x \rightarrow \infty} \frac{f(x + a \cdot \operatorname{sgn}(x)(\ln |x|)(\ln \ln |x|)^\beta)}{f(x)} = e^{-a} < 1.$$

## Приложение 3 (Вспомогательные утверждения)

При доказательстве теоремы сыграли важную роль два вспомогательных утверждения.

Будем использовать выражение  $f(x) \asymp g(x)$  для обозначения того, что две функции  $f(x)$  и  $g(x)$  определены на одном и том же множестве и удовлетворяют следующему двойному неравенству:

$$c_- f(x) \leq g(x) \leq c_+ f(x),$$

где  $c_-$  и  $c_+$  – положительные константы, не зависящие от  $x$ .

### Утверждение 3

Пусть  $a > 0$  и  $\beta > 0$ . Если  $y = x + a \ln x (\ln \ln x)^\beta$ ,  $x \in (\hat{x}_0, \infty)$ , то его обратная функция  $x = y - \varphi(y)$  удовлетворяет следующим условиям:

$$\varphi(y) \asymp \ln y (\ln \ln y)^\beta, \quad \varphi'(y) \asymp (\ln \ln y)^\beta / y, \quad y \in (\hat{y}_0, \infty),$$

где  $\hat{x}_0 = \max \left\{ \exp \left( \exp \left( a([\beta] + 2)! (2\beta)^{[\beta]+2} \right) \right), \exp \left( \exp \left( \frac{1}{a^{1/\beta}} \right) \right), e^{a \cdot ([\beta]+2)!}, e^e \right\}$ ,  
 $\hat{y}_0 = \hat{x}_0 + a \ln \hat{x}_0 (\ln \ln \hat{x}_0)^\beta$ .

## Приложение 3

### Утверждение 4

Пусть заданы две константы  $0 < \varepsilon < 1$  и  $y_0 > e$ . Если вероятностная плотность  $f(x)$  имеет конечные моменты, то для  $n \in \mathbb{N}$  и  $n > 4/\varepsilon^2$  верно

$$n \int_{y_0}^{\infty} y^{n-1} \ln y \ln \ln y f(y) dy \leq 4 \cdot n \ln n \ln \ln n \int_{y_0}^{\infty} y^{n-1} f(y) dy + \\ + \varepsilon \int_{y_0}^{\infty} y^n f(y) dy.$$

# Приложение 3 (Схема доказательства теоремы)

Приведем схематичное доказательство основного результата – теоремы 5.

## Теорема 5

Пусть заданы  $a > 0$ ,  $\beta \in [0, 1]$  и случайная величина  $X$  с функцией распределения  $F$ ,  $F' = f$ , и все ее моменты конечны. Предположим, что плотность  $f$  непрерывна и строго положительна вне интервала  $(-x_1, x_1)$ ,  $x_1 > e$ , так, что

$$\limsup_{x \rightarrow \infty} \frac{f(x + a \cdot \operatorname{sgn}(x) \ln |x| (\ln \ln |x|)^\beta)}{f(x)} < 1.$$

Тогда величина  $X$  удовлетворяет условию Карлемана, а значит, является  $M$ -определенной.

## Приложение 3

Обозначим  $m_k = \mathbf{E}|X|^k$  для удобства. Без ограничения общности предполагаем, что  $\int_{-x}^0 |t|^n f(t) dt \leq \int_0^x |t|^n f(t) dt$  для всех  $x \in \mathbb{R}$  и  $n \in \mathbb{N}$ . Из условий теоремы следует существование таких  $x_0 (> \max\{\hat{x}_0, x_1\})$  и  $\hat{\gamma}(< 1)$ , что

$$\frac{f(x + a \ln x (\ln \ln x)^\beta)}{f(x)} < \hat{\gamma}, \quad x \geq x_0,$$

что влечет  $f(x) - f(x + a \ln x (\ln \ln x)^\beta) > (1 - \hat{\gamma})f(x)$  для  $x \in (x_0, \infty)$ . Наша основная цель – подтвердить справедливость оценок

$$m_n \leq c(n \ln n \ln \ln n) m_{n-1} + b^n, \quad n = 3, 4, \dots,$$

где  $c$  и  $b$  – положительные константы.

## Приложение 3

При помощи утверждений 3 и 4 доказывается, что изначально желаемые оценки выполняются с

$$\hat{c} = \frac{8c_+}{\gamma_0}, \quad \hat{b} = \max\{1, (2 - \hat{\gamma})/\gamma_0\}y_0, \quad \text{для } n > 4/\varepsilon^2,$$

где  $c_+$  из утверждения 3,  $\varepsilon$  из утверждения 4, а  $(1 - \hat{\gamma})/2 - 2c_+\varepsilon =: \gamma_0 > 0$ .

Однако видно, что существуют такие положительные константы  $c$  и  $b$ , что неравенства справедливы и для  $n = 3, 4, \dots$

### Приложение 3

Обозначим  $(n \ln n \ln \ln n)! = (n \ln n \ln \ln n) \cdots (3 \ln 3 \ln \ln 3)$ . Тогда для определенных выше  $c$  и  $b$  заключаем

$$\begin{aligned} m_n &\leq c(n \ln n \ln \ln n) (c(n-1) \ln(n-1) \ln \ln(n-1) m_{n-2} + b^{n-1}) + b^n = \\ &= c^2(n \ln n \ln \ln n) ((n-1) \ln(n-1) \ln \ln(n-1)) m_{n-2} + \\ &+ c(n \ln n \ln \ln n) b^{n-1} + b^n \leq \\ &\vdots \quad \vdots \quad \vdots \\ &\leq c^{n-2}(n \ln n \ln \ln n)! \left( m_2 + \frac{c^{-1}b^3}{(3 \ln 3 \ln \ln 3)!} + \frac{c^{-2}b^4}{(4 \ln 4 \ln \ln 4)!} + \cdots + \right. \\ &\quad \left. + \frac{c^{-(n-2)}b^n}{(n \ln n \ln \ln n)!} \right) \leq \\ &\leq dc^n(n \ln n \ln \ln n)!, \end{aligned}$$

где  $d = m_2/c^2 + \sum_{k=3}^{\infty} (b^k c^{-k}/(k \ln k \ln \ln k)!) < \infty$ , так как ряд сходится.

## Приложение 3

Заметим, что

$$\sqrt[n]{m_n} \leq c \sqrt[n]{d \sqrt[n]{(n \ln n \ln \ln n)!}} \leq c \sqrt[n]{d} (n \ln n \ln \ln n).$$

Это влечет

$$\sum_{n=1}^{\infty} \frac{1}{\sqrt[2^n]{m_{2n}}} \geq \frac{1}{c} \sum_{n=2}^{\infty} \frac{1}{2n \ln(2n) \ln \ln(2n)} = \infty,$$

что в точности соответствует условию Карлемана в случае Гамбургера (теорема 1), следовательно, величина  $X$  является  $M$ -определенной.