

РОССИЙСКАЯ АКАДЕМИЯ НАУК  
СИБИРСКОЕ ОТДЕЛЕНИЕ  
ИНСТИТУТ МАТЕМАТИКИ им. С. Л. Соболева

На правах рукописи  
УДК 519.21

**СИДОРОВ Дмитрий Иванович**

**ПРЕДЕЛЬНЫЕ ТЕОРЕМЫ ДЛЯ НЕЛИНЕЙНЫХ  
ПРЕОБРАЗОВАНИЙ СКОЛЬЗЯЩИХ СРЕДНИХ**

Специальность 01.01.05 — теория вероятностей и  
математическая статистика

**АВТОРЕФЕРАТ**

диссертации на соискание ученой степени  
кандидата физико-математических наук

Новосибирск  
2010

Работа выполнена в Институте математики  
им. С. Л. Соболева СО РАН

Научный руководитель:  
д.ф.-м.н., профессор Борисов Игорь Семенович

Официальные оппоненты:  
д.ф.-м.н., профессор Тихомиров Александр Николаевич  
к.ф.-м.н. Аркашов Николай Сергеевич

Ведущая организация:  
Омский Государственный Университет  
им. Ф. М. Достоевского

Защита состоится 22 сентября 2010 г. в 15 часов на заседании  
диссертационного совета Д 003.015.01 в Институте математи-  
ки им. С. Л. Соболева СО РАН по адресу: 630090, Новоси-  
бирск, пр. акад. Коптюга, 4, к. 417.

С диссертацией можно ознакомиться в библиотеке Института  
математики им. С. Л. Соболева СО РАН.

Автореферат разослан «\_\_\_\_» августа 2010 г.

Ученый секретарь  
диссертационного совета  
Д 003.015.01 при Институте  
математики СО РАН  
д.ф.-м.н.

Ю. В. Шамардин

# Общая характеристика работы

## Актуальность темы.

Диссертация посвящена исследованию предельных распределений аддитивных статистик, построенных по выборкам так называемых скользящих средних. В работе изучаются формы зависимости таких наблюдений, доказана центральная предельная теорема для аналитических преобразований скользящих средних и исследуются предельные распределения  $U$ - и  $V$ -статистик.

Скользящие средние представляют собой весьма популярную модель последовательности стационарно связанных случайных величин. Зависимость между элементами такой последовательности может быть достаточно сильной. В частности, классические условия  $\alpha$ - или  $\varphi$ -перемешивания, используемые при доказательстве предельных теорем для сумм слабо зависимых величин ([1], [5]), здесь уже могут не выполняться. При определенных ограничениях на параметры скользящих средних наличие тех или иных условий перемешивания для них исследовалось в [4], [11], [21]. Для некоторых классов скользящих средних отсутствие перемешивания установлено в работах [4], [5], [8], [21].

Интенсивное изучение предельного поведения последовательностей сумм нелинейных преобразований скользящих средних началось с конца 60-х годов прошлого века. Наиболее простая методика изучения этих объектов сводилась к аппроксимации исходных скользящих средних аналогичными средними, построенными по конечному отрезку порождающих коэффициентов, что позволяло сводить задачу к анализу предельного поведения сумм  $m$ -зависимых случайных величин ([1], [5]). Иные подходы, приводящие в некоторых случаях к более тонким результатам, основаны на применении техники теории мартингалов (см, например, [13]). В

1996–2006 годах были существенно ослаблены требования на коэффициенты так называемых *односторонних* скользящих средних ([14], [16], [19]), при этом, помимо мартингальных, использовалось ещё и их марковское свойство, которое отсутствует в более общей модели скользящих средних, рассматриваемых в диссертации. В работе [9] в 2007 г. были получены центральная и функциональная предельные теоремы для преобразований двусторонних скользящих средних также с ослабленными условиями на коэффициенты; причём в отличие от работ [1], [5] рассматривались только независимые порождающие величины.

Исследование  $U$ - и  $V$ - статистик начинается с работ Мизеса [18] и Хёфдинга [15]. Интерес к таким статистикам обусловлен многочисленными приложениями. В диссертации исследуются так называемые *канонические*  $U$ - и  $V$ -статистики.

В работах [6], [7], [12], [15], [17], [18] достаточно полно исследованы  $U$ - и  $V$ -статистики, построенные по независимым наблюдениям. Ряд работ ([10] и др.) посвящён исследованию наблюдений, представимых в виде детерминированного преобразования сильно зависимых (без условий перемешивания) гауссовских случайных величин. Слабо зависимые наблюдения рассматривались в работах [2] (условие  $\psi$ -перемешивания), [3] (условия  $\alpha$ -,  $\varphi$ -перемешивания).

**Цель работы.** Основной целью работы является доказательство предельных теорем для аддитивных статистик, построенных по выборкам скользящих средних, а также исследование форм зависимости таких выборов.

**Научная новизна.** В диссертации найдены условия для скользящих средних, обеспечивающие  $\varphi$ -перемешивание; для некоторых классов доказано отсутствие перемешивания. Доказана центральная предельная теорема для аналитических (целых) преобразований скользящих средних, порождённых последовательностью стационарно связанных величин с условием  $\alpha$ -перемешивания. Найдено предельное распределение канонических  $U$ - и  $V$ -статистик произвольной размерности от наблюдений, имеющих структуру скользящих средних.

**Апробация работы.** Все результаты докладывались на объединённом семинаре кафедры теории вероятностей и математической статистики НГУ и лаборатории теории вероятностей и математической статистики Института математики СО РАН под руководством академика А. А. Боровкова. Результаты работы также докладывались на 44-ой Международной Научной Студенческой Конференции (г. Новосибирск, 2006 г.), на 4-ой международной конференции «Предельные теоремы теории вероятностей и их приложения» (г. Новосибирск, 2006 г.), на Всероссийской конференции «Математика в современном мире», (г. Новосибирск, 2007 г.), на 2-м «Северном тройственном семинаре» (г. Стокгольм, Швеция, 2010 г.).

**Публикации.** Основные результаты диссертации опубликованы в работах [20]–[22].

**Структура и объем диссертации.** Диссертация состоит из введения, двух глав и списка литературы. Объем диссертации — 44 страницы.

## Краткое содержание работы

Во Введении даётся обзор работ по теме исследований и обсуждается содержание диссертации по главам.

**Первая глава** посвящена исследованию форм зависимости скользящих средних.

Пусть  $\{\xi_j; j \in \mathbb{Z}\}$  — последовательность случайных величин, заданных на одном вероятностном пространстве,  $\{a_j; j \in \mathbb{Z}\}$  — некоторые вещественные числа, где  $\mathbb{Z}$  — множество всех целых чисел.

**Определение 1.** Скользящие средние  $\{X_k; k \in \mathbb{Z}\}$ , порождённые последовательностью  $\{\xi_j\}$ , определяются равенством

$$X_k := \sum_{j \in \mathbb{Z}} a_{k-j} \xi_j. \quad (1)$$

Предполагается, что ряд в (1) сходится с вероятностью 1. В частности, это будет выполнено, если

$$\sum_{j \in \mathbb{Z}} |a_{k-j}| \mathbf{E} |\xi_j| < \infty, \quad (2)$$

а в случае, когда  $\{\xi_j; j \in \mathbb{Z}\}$  независимы и центрированы, достаточно потребовать, чтобы

$$\sum_j a_{k-j}^2 \mathbf{E} \xi_j^2 < \infty. \quad (3)$$

Пусть  $\mathcal{A}_{-\infty}^k = \sigma\{X_j, j \leq k\}$  и  $\mathcal{A}_{k+m}^\infty = \sigma\{X_j, j \geq k+m\}$  —  $\sigma$ -алгебры, порождённые соответствующими наборами случайных величин.

**Определение 2.** Последовательность  $\{X_k\}$  удовлетворяет условию  $\alpha$ -перемешивания, если при  $m \rightarrow \infty$

$$\alpha(m) := \sup_{k \in \mathbb{Z}, A \in \mathcal{A}_{-\infty}^k, B \in \mathcal{A}_{k+m}^\infty} |\mathbf{P}(B \cap A) - \mathbf{P}(B)\mathbf{P}(A)| \rightarrow 0.$$

**Определение 3.** Последовательность  $\{X_k\}$  удовлетворяет условию  $\varphi$ -перемешивания, если при  $m \rightarrow \infty$

$$\varphi(m) := \sup_{k \in \mathbb{Z}, A \in \mathcal{A}_{-\infty}^k, B \in \mathcal{A}_{k+m}^\infty, \mathbf{P}(A) \neq 0} \frac{|\mathbf{P}(B \cap A) - \mathbf{P}(B)\mathbf{P}(A)|}{\mathbf{P}(A)} \rightarrow 0.$$

Следующие четыре теоремы составляют основное содержание первой главы. В теоремах 1–3 описываются классы скользящих средних, для которых не выполнено то или иное условие перемешивания.

**Теорема 1.** Пусть  $\{\xi_j, j \in \mathbb{Z}\}$  — независимые дискретные случайные величины, из которых хотя бы одна невырожденная. Кроме того, пусть существуют такие константы  $0 < \delta \leq \Delta < \infty$ , не зависящие от  $j$ , что расстояние между любыми двумя атомами распределения  $\xi_j$  не меньше  $\delta$  и не превосходит  $\Delta$ . Наконец, пусть для всех  $k$  имеет место (2) сходится и выполнено одно из следующих двух условий:

$$1) a_j = \begin{cases} a_0 q^{|j|}, & j < 0, \\ a_0 a^j, & j \geq 0, \end{cases} \quad a_0 \neq 0, 0 < q < 1, 0 < a \leq \frac{\delta}{\Delta + \delta};$$

2)  $0 < |a_{k_{j+1}}| \leq |a_{k_j}| \frac{\delta}{\Delta + \delta}$  для всех  $j \geq 0$ , где  $\{a_{k_j}; j \geq 0\}$  — упорядоченные по убыванию абсолютных величин ненулевые коэффициенты  $a_j$ .

Тогда последовательность  $\{X_k\}$  не удовлетворяет условию  $\alpha$ -перемешивания.

Если в условиях 1) и 2) неравенства для  $a$  и  $a_{k_j}$  строгие, то утверждение останется верным и в случае произвольно зависимых случайных величин  $\xi_j$ .

**Теорема 2.** Пусть  $\{\xi_j, j \in \mathbb{Z}\}$  — независимые случайные величины,  $a_j > 0$  при всех  $j$ , ряд в (2) сходится при всех  $k$ , и выполнены условия:

1) существуют положительные константы  $x_0, c_0, c_1, c_2$ ,

такие что для некоторого целого  $j_0$  и некоторого  $j_1 > 0$

$$\sup_{x \geq x_0} \frac{\mathbf{P}(\xi_{j_0} \geq x + y)}{\mathbf{P}(\xi_{j_0} \geq x)} \leq c_1 e^{-c_2 y} \quad \text{для всех } y \geq 0,$$

$$\mathbf{P}(\xi_j \geq x) \leq c_1 e^{-c_2 x} \quad \text{для всех } x \geq x_0, \text{ если } |j| < j_1,$$

$$\mathbf{P}(\xi_j \geq x) \leq c_0 \mathbf{P}(\xi_{j_0} \geq x) \quad \text{для всех } x \geq x_0, \text{ если } |j| \geq j_1;$$

2)

$$\inf_{j \in \mathbb{Z}} \frac{a_j}{a_{j+1}} > 0;$$

а также выполнено одно из следующих условий:

3)

$$\sum_{j \neq 0} a_j \ln |j| < \infty \text{ и } \inf_{j \in \mathbb{Z}} \frac{a_{j+1}}{a_j} > 0;$$

3') для некоторых  $\delta > 0$ ,  $c_3 > 0$

$$\sum_{j \in \mathbb{Z}} a_j |j|^\delta < \infty \text{ и } \frac{a_{j+1}}{a_j} \geq \frac{c_3}{\ln |j|} \text{ при } |j| \rightarrow \infty.$$

Тогда соответствующая последовательность  $\{X_k\}$  не удовлетворяет условию  $\varphi$ -перемешивания.

**Теорема 3.** Пусть  $\{\xi_j, j \in \mathbb{Z}\}$  — последовательность ограниченных случайных величин, из которых хотя бы одна невырожденная и не зависит от остальных, множество  $A^- := \{j < 0 : a_j \neq 0\}$  бесконечно, и для любого  $k$  случайная величина  $X_k$  ограничена. Тогда последовательность  $\{X_k\}$  не удовлетворяет условию  $\varphi$ -перемешивания.

Если в условиях теоремы 3 не требовать бесконечность множества  $A^-$ , то  $\varphi$ -перемешивание последовательности  $\{X_k\}$  возможно и в том случае, когда множество всех ненулевых коэффициентов  $a_j$  бесконечно.

Введём для некоторого  $p \geq 1$  (включая случай  $p = \infty$ ) дополнительное ограничение на коэффициенты  $\{a_j\}$ :

$$\begin{aligned} \sum_{k \geq 0} \left( \sum_{j \geq k} |a_j|^p \right)^{1/p} &< \infty, \text{ если } p < \infty, \\ \sum_{k \geq 0} \sup_{j \geq k} |a_j| &< \infty, \text{ если } p = \infty. \end{aligned} \quad (4)$$

Очевидно, из (4) следует, что  $\sum |a_k| < \infty$ . Обозначим через  $L$  линейный оператор, который отображает пространство суммируемых последовательностей  $l_1$  в себя по следующему правилу: образ  $Ly := ((Ly)_k; k \in \mathbb{Z})$  любого элемента  $y := (y_j; j \in \mathbb{Z}) \in l_1$  задается формулой

$$(Ly)_k = \sum_{j \in \mathbb{Z}} a_{k-j} y_j, \quad k \in \mathbb{Z}.$$

**Теорема 4.** Пусть  $\{\xi_j, j \in \mathbb{Z}\}$  — независимые ограниченные случайные величины, имеющие соответственно плотности распределений  $p_j(x)$ , множество  $A^-$  конечно, и существует такое  $C_1 > 0$ , что

$$\int |p_j(y+x) - p_j(y)| dy \leq C_1 |x| \quad \text{при всех } j \text{ и } x.$$

Пусть также для некоторого  $p \geq 1$  выполнено (4) и существует ограниченный обратный оператор  $L^{-1}$  в пространстве  $l_1$ . Кроме того, пусть для некоторого  $C > 0$

$$\begin{aligned} \mathbf{P} \left( \sup_j |\xi_j| \leq C \right) &= 1, \text{ если } p = 1, \\ \mathbf{P} \left( \left( \sum_j |\xi_j|^q \right)^{1/q} \leq C \right) &= 1, \text{ если } p > 1, \end{aligned}$$

где  $1/p + 1/q = 1$ . Тогда последовательность  $\{X_k\}$  удовлетворяет условию  $\varphi$ -перемешивания.

**Во второй главе** диссертации исследуются предельные распределения аддитивных статистик, построенных по наблюдениям, имеющим структуру скользящих средних, порождённых стационарной (в узком смысле) последовательностью  $\{\xi_j; j \in \mathbb{Z}\}$ .

В первом параграфе доказана центральная предельная теорема для аналитических на носителе распределения  $X_1$  преобразований двусторонних скользящих средних. Рассмотрен случай стационарно связанных порождающих  $\{\xi_j\}$  с  $\alpha$ -перемешиванием при условии абсолютной суммируемости коэффициентов  $\{a_i\}$ ; а также случай независимых порождающих  $\{\xi_j\}$ , при этом ряд  $\sum_{i \in \mathbb{Z}} a_i$  может быть расходящимся. Результаты параграфа содержатся в следующих двух теоремах.

**Теорема 5.** Пусть  $\alpha(n)$  — коэффициент  $\alpha$ -перемешивания последовательности  $\{\xi_j\}$ ,

$$g(X_k) := \sum_{l \geq 0} \beta_l X_k^l,$$

$$A = \sum_{i \in \mathbb{Z}} |a_i| < \infty,$$

и выполнено одно из условий  $(\alpha)$  или  $(\alpha_0)$ :

$$(\alpha) \left\{ \begin{array}{l} \sum_{l \geq 0} |\beta_l| \cdot l \cdot A^l \cdot (\mathbf{E}|\xi_0|^{(2+\delta)l})^{\frac{1}{2+\delta}} < \infty, \\ \sum_{n=0}^{\infty} \alpha(n)^{\frac{\delta}{2+\delta}} < \infty \end{array} \right.$$

для некоторого  $\delta > 0$ , или

$$(\alpha_0) \left\{ \begin{array}{l} \|\xi_0\|_{\infty} := \text{ess sup} |\xi_0| < \infty, \\ \sum_{l \geq 0} |\beta_l| \cdot l \cdot C^l < \infty, \\ \sum_{n=0}^{\infty} \alpha(n) < \infty. \end{array} \right.$$

Тогда определена величина

$$\sigma^2 := \mathbf{D}g(X_0) + 2 \sum_{k=1}^{\infty} \text{cov}(g(X_0), g(X_k)).$$

Если  $\sigma^2 \neq 0$ , то  $\frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{k=1}^n (g(X_k) - \mathbf{E}g(X_0)) \xrightarrow{d} \mathcal{N}_{0, \sigma^2}$ .

Если  $\sigma^2 = 0$ , то  $\frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{k=1}^n (g(X_k) - \mathbf{E}g(X_0)) \xrightarrow{p} 0$ .

**Теорема 6.** Пусть  $\{\xi_j\}_{j \in \mathbb{Z}}$  — последовательность независимых одинаково распределённых случайных величин,  $\mathbf{E}\xi_0^2 < \infty$ ;  $\beta_l = 0$  и  $\mathbf{E}\xi_0^l = 0$  для всех нечётных  $l$ ,

$$\sum_{k \geq 0} \left( \sum_{i \in \mathbb{Z}} |a_i a_{i+k}| \right)^2 < \infty,$$

$$\sum_{l, m \geq 2} |\beta_l \beta_m| \left( \sum_i a_i^2 \right)^{\frac{l+m}{2}} (l+m-1)!! \mathbf{E}|\xi|^{l+m} < \infty. \quad (5)$$

Тогда ряд

$$g(X_k) := \sum_{l \geq 0} \beta_l X_k^l$$

сходится в среднем квадратичном, и для  $\{g(X_k)\}_{k \geq 1}$  выполнена центральная предельная теорема.

Во втором параграфе главы исследуется предельное поведение ещё одного типа статистик — канонических  $U$ - и  $V$ -статистик произвольного порядка, построенных по наблюдениям  $\{X_k\}_{k \geq 1}$ .

**Определение 4.**  $V$ -статистики (или статистики Мизеса) размерности  $d \geq 2$  с ядром  $f(t_1, \dots, t_d) : \mathbb{R}^d \rightarrow \mathbb{R}$  определяются равенством

$$V_n = \frac{1}{n^{d/2}} \sum_{1 \leq k_1, \dots, k_d \leq n} f(X_{k_1}, \dots, X_{k_d}), \quad n = 1, 2, \dots \quad (6)$$

**Определение 5.**  $U$ -статистики размерности  $d \geq 2$  с ядром  $f(t_1, \dots, t_d) : \mathbb{R}^d \rightarrow \mathbb{R}$  определяются равенством

$$U_n = \frac{1}{n^{d/2}} \sum_{\substack{1 \leq k_1, \dots, k_d \leq n \\ k_i \neq k_j \text{ при } i \neq j}} f(X_{k_1}, \dots, X_{k_d}), \quad n = 1, 2, \dots \quad (7)$$

**Определение 6.** Статистика и её ядро  $f(t_1, \dots, t_d)$  называются каноническими (или вырожденными), если

$$\mathbf{E}f(t_1, \dots, t_{j-1}, X_j, t_{j+1}, \dots, t_d) = 0$$

для любых  $j = 1, \dots, d$  и  $t_{j1}, \dots, t_{jd} \in \mathbb{R}$ .

Исследование предельного распределения статистик проводится с помощью разложения ядра  $f$  по базисным функциям в ряд вида

$$f(t_1, \dots, t_d) = \sum_{i_1, \dots, i_d} f_{i_1, \dots, i_d} e_{i_1}(t_1) \dots e_{i_d}(t_d). \quad (8)$$

Пусть функции  $\{e_i(t) : i \geq 0\}$  образуют ортонормированный базис в гильбертовом пространстве

$$L_2(\mathbb{R}, F) := \{g : \mathbf{E}g^2(X_1) < \infty\},$$

$e_0(t) \equiv 1$ . Тогда  $\mathbf{E}e_i(X_0) = 0$  для всех  $i \geq 1$ ,  $\mathbf{E}e_i^2(X_0) = 1$  для всех  $i$ . Функции  $\{e_{i_1}(t_1) \dots e_{i_d}(t_d) : i_1, \dots, i_d \geq 0\}$  образуют ортонормированный базис в пространстве

$$L_2(\mathbb{R}^d, F^d) := \{g : \mathbf{E}g^2(X_1^*, \dots, X_d^*) < \infty\},$$

где  $X_1^*, \dots, X_d^*$  — независимые копии  $X_1$ . Если ядро  $f$  канонической статистики является функцией из  $L_2(\mathbb{R}^d, F^d)$ , то оно представимо в виде суммы ряда

$$f(t_1, \dots, t_d) = \sum_{i_1, \dots, i_d \geq 1} f_{i_1, \dots, i_d} e_{i_1}(t_1) \dots e_{i_d}(t_d) \quad (9)$$

сходящегося в норме  $L_2(\mathbb{R}^d, F^d)$ .

Основной результат параграфа для случая стационарно связанных порождающих  $\{\xi_j\}_{j \in \mathbb{Z}}$  с условием  $\alpha$ -перемешивания содержится в следующей теореме.

**Теорема 7.** *Пусть*

$$\gamma_d = \sum_{i \geq 0} (i+1)^{d^+/2-1} \alpha(i) < \infty,$$

$$B(e_i) := \sum_{l \geq 1} |\beta_{i,l}| l^{d^+/2} A^l \|\xi_0\|_\infty^l < \infty, \quad (10)$$

*если  $\|\xi_0\|_\infty < \infty$ , или*

$$\gamma_d = \sum_{i \geq 0} (i+1)^{d^+/2-1} \alpha(i)^{\frac{\delta}{d^++\delta}} < \infty,$$

$$\sum_{l \geq 1} |\beta_{i,l}| l A^l \|\xi_0\|_{4+2\delta}^l < \infty \quad \text{для всех } i \geq 1, \quad (11)$$

$$B(e_i) := \sum_{l \geq 1} |\beta_{i,l}| l^{d^+/2} A^l \|\xi_0\|_{d^++\delta}^l,$$

*если  $\|\xi_0\|_\infty = \infty$ , где  $d^+$  — целое чётное число,  $d^+ \geq d$ ,  $\|\xi_0\|_p = (\mathbf{E}|\xi_0|^p)^{1/p}$ . Пусть также функция  $f(t_1, \dots, t_d)$  непрерывна, вырождена относительно распределения  $X_1$ , и*

$$\sum_{i_1, \dots, i_d \geq 1} |f_{i_1, \dots, i_d}| (1 + B(e_{i_1})) \dots (1 + B(e_{i_d})) < \infty. \quad (12)$$

*Тогда*

$$U_n \xrightarrow{d} \eta := \sum_{i_1, \dots, i_d \geq 1} f_{i_1, \dots, i_d} \prod_{j=1}^{\infty} H_{\#\{i_s: i_s=j\}}(\tau_j),$$

$$V_n \xrightarrow{d} \eta := \sum_{i_1, \dots, i_d \geq 1} f_{i_1, \dots, i_d} \tau_{i_1} \dots \tau_{i_d},$$

где  $\{\tau_j\}_{j \geq 1}$  — гауссовская последовательность центрированных случайных величин с ковариациями

$$\sigma_{i,j} = \text{cov}(\tau_i, \tau_j) = \sum_{k=-\infty}^{\infty} \text{cov}(e_i(X_0), e_j(X_k)),$$

$\#\{i_s : i_s = j\}$  — количество элементов  $i_s$ , равных  $j$ ,  $1 \leq s \leq d$ ,  $H_k(t)$  — полином Эрмита степени  $k$ , определяемый равенством

$$H_k(x) = (-1)^k e^{x^2/2} \frac{d^k}{dx^k} e^{-x^2/2}.$$

Отметим, что аналогичный результат (для более широкого класса ядер  $f$ ) в случае независимых наблюдений  $\{X_k; k \geq 1\}$  был получен в [17] и для наблюдений с  $\alpha$ - и  $\varphi$ -перемешиванием — в работе [3].

В заключительной теореме рассмотрены статистики порядка 2, построенные по скользящим средним с независимыми порождающими величинами, при этом требования на коэффициенты разложения ядра существенно ослаблены.

Определим модуль непрерывности функции  $g$  как

$$\omega_g(h, M) = \sup_{|t| \leq h, |x| \leq M, |x+t| \leq M} |g(x+t) - g(x)|$$

и введём следующие условия:

$$\omega_{e_i}(h, M) \leq L_i h M^{\alpha_i} \text{ для всех } i \geq 1, \quad \mathbf{E}|\xi_0|^k < \infty \quad \forall k, \quad (13)$$

$$\omega_{e_i}(h, M) \leq L_i h M^{\alpha} \text{ для всех } i \geq 1, \quad \mathbf{E}|\xi_0|^{4(\alpha+1)} < \infty, \quad (14)$$

$$\omega_{e_i}(h, \|\xi_0\|_{\infty} \sum |a_j|) \leq L_i h \text{ для всех } i \geq 1, \quad \|\xi_0\|_{\infty} < \infty; \quad (15)$$

здесь всюду предполагается, что  $\sum_{i \in \mathbb{Z}} |a_i| < \infty$ ;

$$\sum_{i,j \geq 1} |f_{i,j}| L_i L_j K^{\alpha_i + \alpha_j + 2} < \infty \quad \forall K > 0, \quad (16)$$

$$\sum_{i,j \geq 1} |f_{i,j}| L_i L_j < \infty. \quad (17)$$

**Теорема 8.** Пусть функция  $f$  непрерывна, вырождена относительно распределения  $X_1$ ,

$$\sum_{i \in \mathbb{Z}} |a_i| < \infty, \quad \sum_{i,j \geq 1} |f_{i,j}| < \infty$$

и выполнен один из наборов условий: (13) и (16), или (14) и (17), или (15) и (17).

Тогда

$$U_n \xrightarrow{d} \eta := \sum_{i,j \geq 1} f_{i,j} H_{i,j}(\tau_i, \tau_j),$$

где  $\{\tau_i\}_{i \geq 1}$  — гауссовская последовательность центрированных случайных величин с ковариациями

$$\sigma_{i,j} = \text{cov}(\tau_i, \tau_j) = \sum_{k=-\infty}^{\infty} \text{cov}(e_i(X_0), e_j(X_k)),$$

$H_{i,j}(\tau_i, \tau_j) = \tau_i \tau_j$  при  $i \neq j$ , и  $H_{i,i}(\tau_i, \tau_i) = \tau_i^2 - 1$ .

Автор выражает глубокую признательность своему научному руководителю профессору Игорю Семёновичу Борисову за постановку задачи, ценные советы и внимание к работе.

## Список литературы

1. *Биллингсли П.* Сходимость вероятностных мер. М.: Наука, 1977.
2. *Борисов И. С., Быстров А. А.* Предельные теоремы для канонических статистик Мизеса, построенных по зависимым наблюдениям. — Сиб. матем. жур., 2006, т. 47, № 6, с. 1205–1217.
3. *Борисов И. С., Володько Н. В.* Ортогональные ряды и предельные теоремы для канонических  $U$ - и  $V$ -статистик от стационарно связанных наблюдений. — Матем. труды, 2008, т. 11, № 1, с. 25–48.
4. *Городецкий В. В.* О свойстве сильного перемешивания для линейно порождённых последовательностей. — Теор. вер. и ее примен., 1977, т. 22, № 2, с. 421–423.
5. *Ибрагимов И. А., Линник Ю. В.* Независимые и стационарно связанные случайные величины. М., 1965.
6. *Королук В. С., Боровских Ю. В.* Теория  $U$ -статистик. Киев: Наукова Думка, 1989.
7. *Филиппова А. А.* Теорема Мизеса о предельном поведении функционалов от эмпирических функций распределения и ее статистические применения — Теор. вер. и ее примен., 1962, т. 7, № 1, с. 26–60.
8. *Andrews D. W. K.* Non-strong mixing autoregressive processes. — J. Appl. Prob., 1984, v. 21, N 4, p. 930–934.
9. *Dedecker, J.; Merlevede, F.; Volny, D.* On the Weak Invariance Principle for Non-Adapted Sequences under Projective Criteria — J. Theor. Probab., 2007, v. 20, p. 971–1004.

10. *Dehling, H.; Taqqu, M. S.* The impirical processes of some long-range dependent sequences with an application to U-statistics — *Ann. Statist.*, 1989, v. 17, N 4, p. 1767–1783.
11. *Doukhan, P.* Mixing: Properties and Examples. Lecture Notes in Statistics, Springer, Berlin, 1994, v. 85.
12. *Dynkin E. B., Mandelbaum A.* Symmetric statistics, Poisson point processes and multiple Wiener integrals — *Ann. Statist.*, 1983, v. 11, N 3, p. 739–745.
13. *Hall P., Heyde C. C.* Martingale Limit Theory and Its Application. New York: Academic Press, 1980.
14. *Ho, H. C., Hsing, T.* Limit theorems for functionals of moving averages. — *Ann. Statist.*, 1996, v. 24, p. 992–1024.
15. *Hoeffding W.* A class of statistics with asymptotically normal distribution — *Ann. Math. Statist.* 1948, v. 19, p. 293–325.
16. *Peligrad, M., Utev S.* Recent advances in invariance principles for stationary sequences. — *Probability Surveys*, 2006, v. 3, p. 1–36.
17. *Rubin, H.; Vitale, R.* Asymptotic distribution of symmetric statistics. — *Ann. Statist.*, 1980, v. 8, N 1, p. 165–170.
18. *Von Mises R.* On the asymptotic distribution of differentiable statistical functions — *Ann. Math. Statist.* 1947, v. 18, p. 309–348.
19. *Wu, W. B.* Central limit theorems for functionals of linear processes and their applications. — *Statist. Sinica*, 2002, v. 12, p. 635–649.

## Публикации по теме диссертации

20. *Борисов И. С., Сидоров Д. И.* Предельные теоремы для аддитивных статистик, построенных по выборкам скользящих средних. — Матем. труды, 2010, т. 13, № 2, с. 3–24
21. *Сидоров Д. И.* Об условиях перемешивания последовательностей скользящих средних. — Теор. вер. и ее примен., 2009, т. 54, № 2, с. 374–382.
22. *Sidorov D.* On mixing conditions for sequences of moving averages. — IV International Conference “Limit Theorems in Probability Theory and Their Applications”, 2006, Novosibirsk, Abstracts of Comm., p. 29–30.