1970

УДК-519.21

О МНОГОМЕРНОЙ ЦЕНТРАЛЬНОЙ ПРЕДЕЛЬНОЙ ТЕОРЕМЕ

В. Паулаускас

Настоящая заметка является продолжением работы автора [3], поэтому примем все, введенные в ней обозначения. Будем рассматривать $\xi_i = (\xi_i^{(1)}, \xi_i^{(k)}), i=1, 2, n-$ независимые k-мерные случайные векотры (с. в.) с распределениями $P_i \in \tilde{\mathcal{P}}_k$. Кроме обозначений из [3] будем пользоваться следующими обозначениями:

$$\chi_n^{(i)} = \max_{j \le n} \frac{|\Lambda_j^{(i)}|}{|\Lambda_j|}, \quad \gamma_n^{(i)^2} = \max_{j \le n} \frac{\sigma_j^{(1)^2}}{\sigma_j^{(i)^2}}, \\
\alpha_n^{(j)} + \sum_{i=1}^k \chi_n^{(i)^{2/2}} \gamma_n^{(i)^2} \beta_j^{(i)}, \quad D_n = \sum_{i=1}^n \alpha_n^{(j)}, \quad L_n = \frac{D_n}{B_n^{(1)^2}}$$

Пусть $\lambda_j^{(i)}$, $i=1,\ 2,\ \ldots,\ k$ — собственные значения корреляционной матрицы с.в.

$$Z_j$$
, $j=1$, 2, $n \in \Theta_n = \max_{j \le n} \sum_{i=1}^k \frac{1}{\sqrt{\lambda_j^{(i)}}}$

Пусть \mathscr{E}_1 – класс множеств вида $\{x: x^{(1)} < y_1, \qquad x^{(k)} < y_k\}, \quad x = (x^{(1)}, \ldots, x^{(k)}) \in R_k, \quad y_i \in R_1, \quad \text{а } \mathscr{E}_2$ – класс всех универсально измеримых выпуклых множеств из R_k . Г. Бергстремом в работе [1] получена следующая оценка скорости сходимости в многомерной центральной предельной теореме.

Теорема (Г. Бергстрем). Пусть ξ_i , i=1, 2, ..., n- независимые c. в. c распределением $P_i \in \tilde{\mathcal{P}}_k$. Тогда для всех $n \geqslant 1$ справедлива оценка

$$\sup_{E \in E_{1}} P_{Z_{n}}(E) - \Phi_{Z_{n}'}(E) | \leq C_{1}(k) - \frac{\frac{1}{k} \sum_{i=1}^{k} \overline{\gamma}^{(i)^{*}} \sum_{j=1}^{n} \beta_{j}^{(i)}}{\left(\sum_{i=1}^{n} \mu_{i}^{(1)}\right)^{\frac{3}{2}}},$$
 (1)

где

$$\begin{split} &C_{1}(k) \leqslant C_{1}k^{\frac{9}{2}} \log^{\frac{1}{2}} k^{2}, \quad \tilde{\gamma}^{(i)} = \max_{p \leqslant n} \frac{|\Delta_{p}^{ii}|}{|\Delta_{p}^{ii}|} \\ &\mu_{i}^{(j)} = \frac{|\Delta_{i}|}{|\Delta_{p}^{ii}|}, \quad i = 1, 2, \dots, n, j = 1, 2, \qquad k. \end{split}$$

Мы получим оценку, аналогичную (1), но уже для величины

$$\sup_{E\in E_{1}}\left|\,P_{Z_{n}}\left(E\right)-\Phi_{Z_{n}^{'}}\left(E\right)\,\right|\,.$$

Теорема. Если ξ_i , i=1, 2, n-независимые c. s. c распределениями $P_i \in \tilde{\mathcal{P}}_k$, то для $scex\ n \geqslant 1$ справедлива оценка

$$\sup_{E \in E_n} |P_{Z_n}(E) - \Phi_{Z_n'}(E)| \leq C_2(k) \Theta_n L_n, \tag{2}$$

где $C_2(k) \leqslant C_9 k^3$.

Пусть ξ_i , $i=1,\ 2,\ \dots,\ n$ — одинаково распределеные с. в. с распределением $P\in\widetilde{\mathcal{P}}_k$, а Q — нормальное распределение, имеющее моменты первых двух порядков, совпадающих с соответствующими моментами распределения P. В. В. Сазоновым в работе [2] доказана следующая теорема.

Теорема (В. В. Сазонов). Если $t = \{t_i, i=1, 2, ..., k\}$ — семейство элементов из R_k , такое, что реальные случайные величины $(t_i, \xi_1), i=1, 2, ..., k$ некоррелированы, тогда существует константа $C_3(k)$ такая, что

$$\sup_{E \in E_1} |P_{Z_n}(E) - Q(E)| \le C_3(k) \frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{i=1}^n \rho_i^{(i)}, \tag{3}$$

где

$$\rho_{i}^{(t)} = \frac{M \mid t_{i}, \xi_{1} \rangle^{3}}{M^{\frac{3}{2}} (t_{i}, \xi_{1})^{3}}, \quad C_{3}(k) \leqslant C_{3} k^{4}.$$

Покажем, что доказанная нами теорема обобщает оценку (3). Для этого из (2) выведем одно следствие. Пусть $A = ||t_H||$ — ортогональная матрица, перево-

дящая с. в. $S_n = \sum_{i=1}^n \xi_i$ в с. в. с некоррелированными компонентами. Через $\mathbf{t}_i =$

 $=(t_n, t_{ik})$ обозначим вектор -i-10 строку матрицы A. Пусть все введенные обозначения со значком \sim наверху соответствуют с. в. $\xi_i = A\xi_i, i=1, \ldots, n$. Так как

$$\sup_{E\in\mathcal{E}}|P_{Z_{n}}(E)-\Phi_{Z_{n}'}|\left(E\right)|=\sup_{E\in\mathcal{E}_{1}}|P_{\widehat{Z}_{n}}(E)-\Phi\left(E\right)|,$$

где \hat{Z}_n — нормированная сумма с. в. $\hat{\xi}_i, i=1, 2, ..., n$, а Φ (E) — нормальное распределение с единичной матрицей вторых моментов, то из (2) получим следующее.

Следствие. Для всех п≥1 справедлива оценка

$$\sup_{E \in E_n} |P_{Z_n}(E) - \Phi_{Z_n'}(E)| \le C_2(k) \, \hat{\Theta}_n \, \hat{L}_n. \tag{4}$$

Теперь уже нетрудно показать, что из (4) следует (3). Так как в случае одинаково распределенных слагаемых для всех i=1, 2, n с. в. $\hat{\xi}_i = A \xi_i = ((\mathbf{t_1}, \xi_i), \ldots, (\mathbf{t_k}, \xi_i))$ имеет некоррелированные компоненты, то $\hat{\chi}_n^{(i)} = 1, i = 1, 2, \ldots, k$, а $\hat{\Theta}_n = k$. Далее,

$$\hat{\gamma}_n^{(t)*} = \frac{M(\mathbf{t}_1, \ \xi_1)^2}{M(\mathbf{t}_l, \ \xi_l)^2}, \quad \hat{L}_n = \frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{i=1}^k \frac{M |(\mathbf{t}_l, \ \xi_1)|^3}{M^{\frac{3}{2}}(\mathbf{t}_l, \ \xi_l)^2}$$

Доказательство теоремы. Теорему докажем методом математической индукции. Для этого сперва покажем, что оценка (2) верна при n=1. Это следует из того факта, что $\Theta_1 > 1$ и

$$L_{1} = \frac{\alpha_{1}^{(1)}}{\sigma_{1}^{(1)^{2}}} = \frac{\sum_{i=1}^{k} \beta_{i}^{(i)} \left(\frac{|\Lambda_{i}^{ii}|}{|\Lambda_{1}|}\right)^{\frac{3}{2}} \left(\frac{\sigma_{1}^{(1)}}{\sigma_{1}^{(i)}}\right)^{3}}{\sigma_{1}^{(1)^{2}}} = \sum_{i=1}^{k} \frac{\beta_{1}^{(i)}}{\sigma_{1}^{(i)^{2}}} \left(\frac{|\Lambda_{1}^{ii}|}{|\Lambda_{1}|}\right)^{\frac{3}{2}} \geqslant k.$$

Теперь будем считать, что оценка (2) верна при всех $i \le n-1$ и покажем, что тогда она верна и при i=n. В доказательстве применим лемму 3 из [3], утверждение которой запишем в следующем виде:

$$\sup_{E \in E} |P_{Z_n}(E) - \Phi_{Z'_n}(E)| \le 2 \sup_{E \in E_*} |[(P_{Z_n} - \Phi_{Z'_n}) * \Phi_T](E)| + C_4(k) \sum_{i=1}^k \frac{1}{\sqrt{\lambda_n^{(i)}}} \frac{1}{T}$$
(5)

.Поэтому нам надо оценить величину

$$V_n(E) = [(P_{Z_n} - \Phi_{Z_n'}) * \Phi_T](E),$$

для которой применим тождественное разложение

$$V_n(E) = \sum_{j=1}^n W_j(E), \ W_j(E) = \left[\bar{P}_{1,j-1} \bullet \ \bar{\Phi}_{j+1,j} \bullet \ \Phi_T \bullet \left(\bar{P}_n - \overline{\Phi}_j \right) \right] (E).$$

Мы приведем только основные шаги доказательства, отсылая читателей за подробностями к работам [3] и [1].

Положим $\varepsilon = \frac{1}{T} = C_5$ (k) L_n (выбор константы C_5 (k) будет указан ниже) и выберем число q как наименьший номер, для которого выполняется неравенство

$$B_{1q}^{(1)*} \geqslant a \left(1 + \varepsilon^2\right) B_n^{(1)*}, \tag{6}$$

где a — некоторое число из интервала $\left[\frac{2}{3},\frac{3}{4}\right]$. Оценим W_j (E) при $j\leqslant q$. Как и в работе [3] (стр. 803, формула (3.9)), имеем

$$|W_{j}(E)| \le C_{4} k^{2} \sum_{i=1}^{k} \frac{\beta_{j}^{(i)}}{B_{n}^{(i)}} \left(\frac{|A_{j+1}^{(i)}|}{|A_{j+1}|}\right)^{\frac{3}{2}}$$
 (7)

Матрица A_i , а также используемые ниже матрицы $A_{i,i}$, $i=1,\ 2,\$ были введены в [3], стр. 802 и 808, соответственно. Используя леммы 4 и 6 из [3], имеем

$$B_n^{(i)*} \frac{|A_{j+1}|}{|A_{j+1}^{(i)}|} \ge \frac{1}{\chi_n^{(i)}} \min_{l \le n} \frac{\sigma_l^{(i)*}}{\sigma_l^{(l)*}} \left[B_{j+1,n}^{(1)*} + \varepsilon^2 B_n^{(1)*} \right] = \frac{B_{j+1,n}^{(1)} + \varepsilon^2 B_n^{(1)*}}{\chi_n^{(i)} \gamma_n^{(i)*}}$$
(8)

Отсюда и из (7) получаем

$$|W_{j}(E)| \leq C_{4} k^{2} \sum_{i=1}^{k} \frac{\beta_{j}^{(i)} \chi_{n}^{(i)^{\frac{3}{2}}} \gamma_{n}^{(i)^{\frac{1}{2}}}}{[B_{j+1}^{(i)^{\frac{1}{2}}} \eta + \varepsilon^{2} B_{n}^{(i)^{\frac{1}{2}}}]^{\frac{3}{2}}} = \frac{C_{4} k^{2} \alpha_{n}^{(j)}}{[B_{j+1}^{(i)^{\frac{1}{2}}} \eta + \varepsilon^{2} B_{n}^{(i)^{\frac{1}{2}}}]^{\frac{3}{2}}}$$
(9)

Мы можем считать, что с. в. ξ_i , $i=1,\ 2,\ \ldots,\ n$ пронумерованы так, что выполняются неравенства

$$\frac{\alpha_n^{(1)}}{\sigma_1^{(1)^*}}\geqslant \frac{\alpha_n^{(2)}}{\sigma_0^{(1)^*}}\geqslant \qquad \geqslant \frac{\alpha_n^{(n)}}{\sigma_n^{(1)^*}} \ ,$$

а тогда будет

$$\frac{\alpha_n^{(j)}}{\sigma_j^{(j)^i}} \leqslant \frac{\sum_{i=1}^{j} \alpha_n^{(i)}}{B_{\lfloor i \rfloor}^{(j)^i}}, \quad j = 1, 2,$$
(10)

Теперь из (10) и (6) для всех $j \geqslant q$ следует оценка

$$\sigma_j^{(1)^s} \leqslant \frac{D_n^2}{B_{1,j}^{(1)^s}} \leqslant \frac{L_n^2}{a^s (1+\varepsilon^2)^2} B_n^{(1)^s}.$$

Если на C_5 (k) мы наложим условие

$$C_{5}(k) \geqslant \frac{1}{a\sqrt{1-a}}$$

тогда $\eta=rac{L_n^2}{a^2\,(1+arepsilon^2)^a}\,B_n^{(1)^a}\!\leqslant\!(1-a)\,\,arepsilon^2\,B_n^{(1)^a},$ и мы получим

$$\sigma_i^{(1)^*} \leqslant (1-a) \ \epsilon^2 \ B_n^{(1)^*}, \quad j \geqslant q.$$
 (11)

Из (11) и выбора номера q следует

$$B_{j+1,n}^{(1)^2} + \varepsilon^2 B_n^{(1)^2} \geqslant (1-a) B_n^{(1)^2}$$

для всех $j \leqslant q$, а отсюда и из оценки (7) вытекает

$$\sum_{j=1}^{q} |W_{j}(E)| \leq \frac{-C_{4}k^{2}}{(1-\alpha)^{\frac{3}{2}}} \sum_{j=1}^{q} \frac{\alpha_{n}^{(j)}}{B_{n}^{(1)^{3}}} \leq \frac{C_{4}k^{2}}{(1-\alpha)^{\frac{3}{2}}} L_{n}.$$
 (12)

Теперь рассмотрим сумму $\sum_{j=q+1}^{n}W_{j}\left(E\right) ,$ только теперь $W_{j}\left(E\right)$ запишем в виде

$$\begin{split} W_{j}\left(E\right) &= W_{j,1}\left(E\right) + W_{j,2}\left(E\right), \\ W_{j,1}\left(E\right) &= \left[(\overline{P}_{1,j-1} - \overline{\Phi}_{1,j-1}) * \overline{\Phi}_{j+1,n} * \Phi_{T} * (\overline{P}_{j} - \overline{\Phi}_{j})\right] (E), \\ W_{j,2}\left(E\right) &= \left[\overline{\Phi}_{1,j-1} * \overline{\Phi}_{j+1,n} * \Phi_{T} * (\overline{P}_{j} - \overline{\Phi}_{j})\right] (E), \end{split}$$

Аналогично формуле (3.30) из [3], имеем

$$|W_{j,1}(E)| \le C_4 k^2 \sup_{E \in E_k} |\widetilde{P_{1,j-1}}(E) - \overline{\Phi_{1,j-1}}(E)| \cdot \sum_{i=1}^k \frac{\beta_j^{(i)}}{\beta_n^{(i)}} \left(\frac{|A_{j+1,1}^{ii}|}{|A_{j+1,1}|}\right)^{\frac{3}{2}}$$
(13)

Ясно, что для величины

$$\sup_{E\in E_1}|\left(\overline{P}_{1,\,j-1}-\overline{\Phi}_{1,\,j-1}\right)(E)|$$

можно применить индукционную предпосылку. Так как $A_{j,1}$ совпадает с A_{j} , то из (8) и (13) следует

$$|W_{j,1}(E)| \leq C_4 k^2 C_2(k) \Theta_{j-1} L_{j-1} \sum_{i=1}^k \frac{\beta_j^{(i)} \chi_n^{(i)^{\frac{3}{2}}} \gamma_n^{(i)^3}}{[B_{j+1,n}^{(i)^3} + \varepsilon^2 B_n^{(i)^3}]^{\frac{3}{2}}} \leq$$

$$\leq C_4 k^2 C_2(k) \Theta_n L_{j-1} \frac{\alpha_n^{(j)}}{[B_{j+1,n}^{(i)^3} + \varepsilon^2 B_n^{(i)^3}]^{\frac{3}{2}}}$$

$$(14)$$

Применяя неравенство (10) и неравенство

$$L_{j-1} < \frac{D_n}{B_{1,j-1}^{(1)^2}}, \quad j=q+1,$$

из (14) получаем

$$\sum_{j=q+1}^{n} |W_{j,1}(E)| \leq C_4 k^2 C_2(k) \Theta_n D_n^2 \sum_{j=q+1}^{n} \frac{\sigma_j^{(1)^2}}{B_{1,j-1}^{(1)^2} B_{1,j-n}^{(1)^2} + \varepsilon^2 B_n^{(1)^2}]^{\frac{3}{2}}}. (15)$$

Оценим сумму

$$R = \sum_{j=q+1}^{n} \frac{\sigma_{j}^{(1)^{*}}}{B_{1,j-1}^{(1)^{*}} B_{1,j}^{(1)^{*}} [B_{j+1,n}^{(1)^{*}} + \epsilon^{2} B_{n}^{(1)^{*}}]^{\frac{3}{2}}}$$

Так как $j-1 \ge q$, то

$$B_{1,j-1}^{(1)^{*}}B_{1,j-1}^{(1)^{*}}[B_{j+1,n}^{(1)^{*}}+\varepsilon^{2}B_{n}^{(1)^{*}}]^{\frac{3}{2}} \geqslant B_{1,j-1}^{(1)^{*}}[(1+\varepsilon^{2})\ B_{n}^{(1)^{*}}-\sigma_{j}^{(1)^{*}}-B_{1,j-1}^{(1)^{*}}]^{\frac{3}{2}} \geqslant B_{1,j-1}^{(1)^{*}}[(1+\varepsilon^{2})\ B_{n}^{(1)^{*}}-\eta-B_{1,j-1}^{(1)^{*}}]^{\frac{3}{2}}$$

Легко удостовериться, что при $j-1\geqslant q$ и $a\geqslant \frac{2}{3}$ функция $x^{\frac{5}{2}}$ $(b-x)^{\frac{3}{2}}$, где $x=B_{1,j-1}^{(1)^*},\ b=(1+\varepsilon^2)\ B_n^{(1)^*}-\eta$ является убывающей функцией. Тогда

$$R \leqslant \int_{B_{n}^{(1)^{3}}}^{B_{n}^{(1)^{3}}} \frac{dx}{x^{\frac{5}{2}} \left(b - x \right)^{\frac{3}{2}}}$$

Как и в работе [1], делая замену переменных $\frac{b-x}{x}=v^2$, получаем

$$R < \frac{2}{b^6} \int_{v_1}^{v_2} \frac{(1+v^2)^2}{v^2} dv < \frac{2}{v_1 b^6} + \frac{4v_2^2}{b^6} + \frac{2v_3^2}{3b^6} - \frac{2}{b^5 v_3^2} , \qquad (16)$$

где

$$\begin{aligned} v_1^2 &= \frac{(1+\varepsilon^2) B_n^{(1)^3} - \gamma - B_n^{(1)^3}}{B_n^{(1)^3}} = \varepsilon^2 - \frac{\gamma}{B_n^{(1)^3}} \\ v_2^2 &= \frac{(1+\varepsilon^3) B_n^{(1)^3} - \gamma - B_{1,q}^{(1)^3}}{B_1^{(1)^3}} \end{aligned}$$

Аналогично оценкам (3.19) - (3.21) из [3], имеем

$$b \geqslant B_n^{(1)^3}, \quad v_2^2 < \frac{1-a}{a}, \quad v_1^2 \geqslant \varepsilon^2 - \frac{L_n^2}{a^2} = \left(C_5^2(k) - \frac{1}{a^2}\right)L_n^2.$$

Используя эти оценки и неравенство $L_n \leqslant \frac{2}{C_2(k)}$ (иначе утверждение теоремы тривиальное), из (15) и (16) получаем

$$\sum_{j=q+1}^{n} |W_{j,1}(E)| \leq 2C_4 k^2 C_2(k) \Theta_n \frac{D_n^2}{B_n^{(1)^4}} \left[\frac{1}{\sqrt{C_b^2(k) - \frac{1}{a^2}} L_n} + \frac{1}{2} \sqrt{\frac{1-a}{a}} + \frac{1}{3} \left(\sqrt{\frac{1-a}{a}} \right)^3 - \sqrt{\frac{a}{1-a}} \right] \leq \\
\leq \Theta_n L_n \left\{ \frac{2C_4 k^2 C_2(k)}{\sqrt{C_b^2(k) - \frac{1}{a}}} + 4C_4 k^2 \left[2 \sqrt{\frac{1-a}{a}} + \frac{1}{3} \left(\frac{1-a}{a} \right)^{\frac{3}{2}} - \sqrt{\frac{a}{1-a}} \right] \right\}. \quad (17)$$

Как и формулу (13), нетрудно получить оценку

$$|W_{j,2}(E)| \le C_4 k^2 \sum_{t=1}^k \frac{\beta_j^{(i)}}{B_n^{(i)}} \left(\frac{|A_{j+1,2}^{(i)}|}{|A_{j+1,2}|} \right)^{\frac{3}{2}}$$
 (18)

Аналогично оценке (8), имеем

$$|B_n^{(i)}| \frac{|A_{j+1,2}|}{|A_{j+1,2}^{(i)}|} \ge \frac{(1+\varepsilon^2) B_n^{(1)} - \sigma_j^{(1)}}{\chi_n^{(i)} \gamma_n^{(i)}}$$
(19)

Из (18) и (19) следует

$$\sum_{j=q+1}^{n} |W_{j,2}(E)| \leq C_4 k^2 \sum_{j=q+1}^{n} \frac{\alpha_n^j}{[(1+\varepsilon^2)B_n^{(1)^3} - \sigma_j^{(1)^3}]^{\frac{3}{2}}}.$$

Из (11) для всех $j \geqslant q$ вытекает

$$(1+\varepsilon^2) B_n^{(1)*} - \sigma_j^{(1)*} \ge B_n^{(1)*} [1+\varepsilon^2 - (1-a) \varepsilon^2] \ge B_n^{(1)*},$$

поэтому

$$\sum_{l=n+1}^{n} |W_{j,2}(E)| \le C_4 k^2 L_n. \tag{20}$$

Окончательно из (5), (12), (17) и (20) получаем

$$\sup_{E \in \mathcal{E}_{1}} |P_{Z_{n}}(E) - \Phi_{Z_{n}'}(E)| \leq \Theta_{n} L_{n} \left\{ \frac{2 C_{4} k^{2} C_{2}(k)}{\sqrt{C_{5}^{2}(k) - \frac{1}{a}}} + C_{4} k^{2} \left[8 \sqrt{\frac{1-a}{a} + \frac{4}{3} \left(\frac{1-a}{a} \right)^{\frac{3}{2}} - 4 \sqrt{\frac{a}{1-a}} + \frac{1}{a} + C_{4}(k) C_{5}(k) \right\}$$

$$\left\{ (21)$$

789

Для завершения доказательства осталось показать, что C_4 (k) и C_2 (k) можно выбрать таким образом, чтобы выражение в фигурных скобках не превышало C_2 (k). Это неравенство имеет вид

$$C_5 k^2 + C_6 \cdot k \cdot C_5 (k) + \frac{C_7 k^2 C_2(k)}{C_5(k)} \le C_2(k).$$
 (22)

Для выполнения (22) достаточно положить C_5 $(k) = C_8 \cdot k^2$ и C_2 $(k) = C_8 \cdot k^3$, а C_8 и C_9 выбрать так, чтобы удовлетворялось неравенство

$$C_{\theta} > \frac{\frac{C_{\delta}}{k} + C_{0} \cdot C_{\theta}}{1 - \frac{C_{\gamma}}{C_{0}}}.$$

Кроме того, из условий $C_5(k)\geqslant \frac{1}{a\sqrt{1-a}}$ и $a(1+\epsilon^2)\leqslant 1$ (чтобы неравенство (6) имело смысл) получаем два условия для констант C_8 и C_9 :

$$C_8 \geqslant \frac{1}{ak^2(1-a)}$$
 $\frac{C_8}{C_8} \geqslant \frac{\sqrt[4]{a}}{k\sqrt[4]{1-a}}$

Таким образом, мы показали, что C_5 (k) и C_2 (k) можно выбрать так, чтобы выполнялось (22), а тогда из (21) и (22) следует

$$\sup_{E\in E_{1}}|P_{Z_{n}}(E)-\Phi_{Z_{n}'}(E)|\leqslant C_{2}(k)\Theta_{n}L_{n},$$

что и требовалость доказать.

Вильнюсский Государственный университет им. В. Капсукаса

Поступило в редакцию 28.X.1969

Литература

- H. Bergström, "On the Central Limit Theorem in the Case of Not Equally Distributed Random Variables", Skand. Aktuarietidskrift, No 1-2 (1949).
- V. V. Sazonov, "On the Multi-dimensional Central Limit Theorem", Sankhya, ser. A, 30, part 2 (1968).
- 3. В. Паулаускас, Об оценке скорости сходимости в многомерной центральной предельной теореме, Лит. матем. сб., IX, № 4, (1969), 791—816.

APIE DAUGIAMATĘ CENTRINĘ RIBINĘ TEOREMĄ

V. PAULAUSKAS

(Reziumė)

Darbe įrodyta teorema, apibendrinanti vieną V. Sazonovo teoremą [2]. Gautas konvergavimo greičio įvertinimas daugiamatėje centrinėje ribinėje teoremoje analogiškas H. Bergstremo įvertinimui [1], bet jis gautas platesnei aibių klasei.

ON THE MULTIDIMENSIONAL CENTRAL LIMIT THEOREM

V. PAULASUKAS

(Summary)

In the paper the theorem, generalizing one result of V. Sazonov [2], is obtained. The obtained estimation of the speed of convergence in the multidimensional central limit theorem is analogous to that one of H. Bergström [1], but it is obtained for the class of sets, which is more rich than in [1].

^{9.} Lietuvos matematikos rinkinys, X-4