

ЛИТЕРАТУРА

- Фук Д. Х., Нагаев С. В. Вероятностные неравенства для сумм независимых случайных величин, „Теория вероятн. и ее примен.“, т. XVI, № 4, 1971, с. 660–675.
- Нагаев А. В. Вероятности больших уклонений сумм независимых случайных величин, Автореф. на соиск. учен. степени докт. физ.-мат. наук, Л., 1971.

УДК 519.21

С. В. НАГАЕВ, С. К. САКОЯН

ОБ ОДНОЙ ОЦЕНКЕ ДЛЯ ВЕРОЯТНОСТИ БОЛЬШИХ УКЛОНЕНИЙ

Рассмотрим последовательность случайных величин $\{\xi_i\}_1^n$ с функциями распределения $\{F_i(u)\}_1^n$.

Пусть $S_n = \sum_{i=1}^n \xi_i$, а $F^{*n}(u)$ — функция распределения S_n . Будем считать, что $M\xi_i = 0$, $i = \overline{1, n}$.

Для любого $\delta > 2$ определим класс функций $\{g(u)\} = G(\delta)$ на $(0, \infty)$ с непрерывной невозрастающей производной, удовлетворяющей условиям:

1) $g'(u) \rightarrow 0$ при $u \rightarrow \infty$;

2) $g'(u) \geq \frac{\delta}{u}$.

Очевидно, введенный класс функций шире класса, определенного С. В. Нагаевым в работе [1], а также класса функций, рассмотренного в статье [2].

Допустим, что

$$\int_0^\infty e^{g(u)} dF_i(u) < \infty, \quad M\xi_i^2 < \infty, \quad i = \overline{1, n}.$$

Положим

$$b_{gl} = \int_0^\infty e^{g(u)} dF_l(u), \quad \sigma_i^2 = M\xi_i^2, \quad B_{gn} = \sum_{i=1}^n b_{gl}, \quad B_n^2 = \sum_{i=1}^n \sigma_i^2;$$

$$S(u) = e^{-g(u)} g'(u) u^2.$$

Пусть γ , $\{\gamma_i\}_1^3$, β — положительные константы, такие, что $\sum_{i=1}^3 \gamma_i = 1$, $\beta = 1 - \frac{\gamma_1}{2} - \frac{\gamma_2}{\delta}$, $\gamma < 1$ и a — решение уравнения

$$\frac{u+1}{u} = e^{u-1}.$$

Доопределим функцию $S(u)$ и в нуле по непрерывности.

Пусть $S_1 = \sup_{u>0} S(u)$ и $u_0 = \inf \{u : S(u) = S_1\}$. Рассмотрим уравнение

$$S(u) u = \frac{2a^2 \gamma_2}{\gamma_1 e} \frac{B_n^2}{B_{gn}}. \quad (1)$$

Пусть $V_1(n)$ — наименьшее решение уравнения (1) при $\frac{2a^2 \gamma_2 B_n^2}{e \gamma_1 B_{gn}} < S_1$. В противном случае полагаем $V_1(n) = u_0$. Пусть

$\Lambda_1(n) = \frac{2(a+1)B_n^2}{\gamma_1 V_1(n)}$. Заметим, что если $\delta > 2$, то $S_1 = \infty$, а $S(u)$ строго убывает к нулю при $u \rightarrow \infty$. Поэтому в этом случае решение уравнения (1) существует и единственно.

Рассмотрим уравнение

$$\frac{\gamma_1 a^2}{2(a-1)} \frac{x^2}{B_n^2} = g(\gamma x) - \ln B_{gn} \frac{\gamma}{\gamma_3}. \quad (2)$$

Пусть $\Lambda_2(n)$ — решение уравнения (2) для тех x , для которых $g(\gamma x) - \ln B_{gn} \frac{\gamma}{\gamma_3} > \frac{\gamma_3}{3}$ и $\Lambda_2(n) = \sqrt{\frac{2(a-1)\gamma_3}{\gamma_1 a \beta}}$ — в противном случае.

Рассмотрим, наконец, уравнение

$$S\left(\frac{a\gamma x}{g(\gamma x) - \ln B_{gn} \frac{\gamma}{\gamma_3}}\right) = \frac{\gamma_2 a x}{e^a B_{gn}}. \quad (3)$$

Пусть $\Lambda_3(n)$ — решение уравнения (3) для x , таких, что $g(\gamma x) - \ln B_{gn} \frac{\gamma}{\gamma_3} > \frac{\gamma_3}{3}$ и $\Lambda_3(n) = \frac{1}{\gamma} \bar{S}^{-1}\left(\frac{\gamma_2 a}{\gamma e^a B_{gn}}\right)$ — в противном случае

(здесь $\bar{S}(u) = \frac{S(u)}{u}$).

Положим $\Lambda_{\min}(n) = \min(\Lambda_1(n), \Lambda_2(n))$, $\Lambda_{\max}(n) = \max(\Lambda_2(n), \Lambda_3(n))$, $L_1 = (0, \Lambda_{\min}(n)]$, $L_2 = [\Lambda_{\min}(n), \Lambda_{\max}(n)]$, $L_3 = (\Lambda_{\max}(n), \infty)$, $\gamma_i(u) = e^{\frac{\gamma_i}{\gamma}} I_{L_i}$, $\gamma_2(u) = e^{\frac{\gamma_2}{\gamma}} I_{L_2}$, $\gamma_3(u) = \frac{\gamma}{\gamma_3} e^{\frac{\gamma_3}{\gamma}} I_{L_3}$, где I_{L_i} — индикатор множества L_i , $i = \overline{1, 3}$.

Теорема 1. При $\delta \geq 2$, $\forall g \in G(\delta)$

$$P(S_n \geq x) = \gamma_1(x) \exp \left\{ -\frac{\gamma_1 \beta a^2 x^2}{2(a-1)B_n^2} \right\} +$$

$$+ \gamma_2(x) \exp \left\{ - \frac{\beta ax}{S^{-1} \left(\frac{\gamma_2 ax}{e^a B_{gn}} \right)} \right\} + \gamma_3(x) B_{gn}^{\frac{\beta}{\gamma}} \exp \left\{ - \frac{\beta}{\gamma} g(\gamma x) \right\} + \\ + \sum_{i=1}^n (1 - F_i(\gamma x)).$$

Приведенная оценка является обобщением соответствующих неравенств в работах [2] и [3].

Следствие 1. При $\delta \geq 2$, $\forall g \in G(\delta)$

$$P(S_n \geq x) \leq \bar{\chi}_1(x) \exp \left\{ - \frac{\gamma_1 \gamma a^2 x^2}{2(a+1) B_n^2} \right\} + \\ + \bar{\chi}_2(x) \exp \left\{ - \frac{\gamma ax}{S^{-1} \left(\frac{\gamma_2 ax}{e^a B_{gn}} \right)} \right\} + \\ + \bar{\chi}_3(x) B_{gn} \exp \{-g(\gamma x)\},$$

где

$$\bar{\chi}_i(x) = (\gamma_i(x) + 1) I_{L_i}, \quad i = \overline{1, 3}.$$

Доказательство. Положим в уравнениях (2) и (3) $\gamma = \beta$.

В этом случае, если $g(\gamma x) - \ln B_{gn} \frac{\gamma}{\gamma_3} \geq \frac{\gamma_3}{\gamma}$, то из уравнений (2) и (3) получим

$$\frac{\gamma}{\gamma_3} B_{gn} e^{-g(\gamma x)} \leq \exp \left\{ - \frac{\gamma_1 \gamma a^2 x^2}{2(a+1) B_n^2} \right\}, \quad \forall x \in L_1, \quad (4)$$

$$\frac{\gamma}{\gamma_3} B_{gn} e^{-g(\gamma x)} \leq \exp \left\{ - \frac{\gamma ax}{S^{-1} \left(\frac{\gamma ax}{e^a B_{gn}} \right)} \right\}, \quad \forall x \in L_2. \quad (5)$$

Очевидно,

$$\sum_{i=1}^n (1 - F_i(\gamma x)) \leq B_{gn} e^{-g(\gamma x)}. \quad (6)$$

Из теоремы 1 и неравенств (4) и (6) вытекает утверждение следствия 1. В случае, когда $g(\gamma x) - \ln B_{gn} \frac{\gamma}{\gamma_3} < \frac{\gamma_3}{\gamma}$, $\frac{\gamma}{\gamma_3} B_{gn} \times \times \exp \left\{ -g(\gamma x) + \frac{\gamma}{\gamma_3} \right\} > 1$, утверждение следствия 1 становится тривиальным.

Следствие 2. Если $g \in G(\delta)$ и, кроме того, $g'(u) \leq L \frac{e^{g(u)}}{u^l}$, $l > 2$, $L > 0$, то

$$P(S_n > x) = \bar{\chi}_1(x) \exp \left\{ - \frac{\gamma_1 \gamma a^2 x^2}{2(a+1) B_n^2} \right\} + \\ + \bar{\chi}_2(x) \exp \left\{ - \gamma a x \left[\frac{\gamma_2 x a}{L e^a B_{gn}} \right]^{\frac{1}{l-2}} \right\} + \bar{\chi}_3(x) B_{gn} \exp \{-g(\gamma x)\}.$$

Доказательство. Из дополнительного условия на класс функций $G(\delta)$ имеем $S(u) \leq L u^{2+l}$, следовательно, $\frac{1}{S^{-1}(V)} \geq \left(\frac{V}{L}\right)^{\frac{1}{l+2}}$. Подставив эту оценку в средний член правой части неравенства следствия 1, получим утверждение следствия 2.

Доказательство теоремы 1. Положим

$$\bar{\xi}_i = \begin{cases} \xi_i, & \text{если } \xi_i \leq y \\ 0, & \text{если } \xi_i > y, \quad i = 1, n, \end{cases}$$

где $y = \gamma x$.

Пусть $\bar{S}_n = \sum_{i=1}^n \bar{\xi}_i$, а $F^{\bar{x}_n}(u)$ - функция распределения \bar{S}_n . Случайные величины $\bar{\xi}_i$ независимы и ограничены сверху, поэтому $\sqrt{h} \rightarrow 0$. Имеем

$$P(\bar{S}_n > x) = e^{-hx} \prod_{i=1}^n M e^{\bar{h} \bar{\xi}_i}.$$

Отсюда и из неравенства $P(\bar{S}_n \neq S_n) \leq \sum_{i=1}^n P(\xi_i > y)$ следует, что

$$P(S_n > x) = P\left(\{\bar{S}_n > x\} \cup \{\bar{S}_n \neq S_n\}\right) \leq e^{-hx} \prod_{i=1}^n M e^{\bar{h} \bar{\xi}_i} + \\ + \sum_{i=1}^n P(\xi_i > y). \quad (7)$$

Пусть

$$R_i(y, h) = \int_{-\infty}^{\infty} e^{hu} d\bar{F}_i(u).$$

Очевидно,

$$R_i(y, h) = H_i(h) + H_i(y, h), \quad (8)$$

где

$$H_i(h) = \int_{-\infty}^{ah^{-1}} e^{hu} d\bar{F}_i(u), \quad H_i(y, h) = \int_{ah^{-1}}^{\max(y, ah^{-1})} e^{hu} d\bar{F}_i(u).$$

Раскладывая функцию e^{hu} в ряд Тейлора с остаточным членом в форме Коши, получаем

$$\begin{aligned} H_i(h) &= \int_{-\infty}^{ah^{-1}} e^{hu} dF_i(u) + \int_y^{\infty} dF_i(u) = \left\{ \int_{-\infty}^{ah^{-1}} + \int_y^{\infty} \right\} dF_i(u) + \\ &+ h \int_{-\infty}^{ah^{-1}} u dF_i(u) + h^2 \int_{-\infty}^{ah^{-1}} e^{\theta hu} (1 - \theta) u^2 dF_i(u), \end{aligned} \quad (9)$$

где $0 < \theta < 1$.

Очевидно,

$$\begin{aligned} - \int_{ah^{-1}}^y dF_i(u) &\geq - \frac{h^2 z_i^2}{a^2}, \quad \int_{-\infty}^{ah^{-1}} u dF_i(u) = \\ &= - \int_{ah^{-1}}^{\infty} u dF_i(u) \geq - \frac{h z_i^2}{a}. \end{aligned}$$

С помощью этих неравенств и неравенства $e^{\tau^0} (1 - \theta) \leq \frac{e^{\tau^0} - 1}{v}$ из (9) получим

$$|H_i(h) - 1| \leq h^2 z_i^2 \frac{a - 1}{a^2}. \quad (10)$$

Пусть $x_1(h)$ — наибольшее решение уравнения $g'(x) = h$. Заметим, что из условий 1) и 2) следует, что это решение существует, $\forall h > 0$.

Получим теперь оценку для $H_i(y, h)$:

$$\begin{aligned} H_i(y, h) &= \int_{ah^{-1}}^{x_1(h)} e^{hu} dF_i(u) + \int_{x_1(h)}^y e^{hu} dF_i(u) = \\ &= \int_{ah^{-1}}^{x_1(h)} e^{hu - g(u)} e^{g(u)} dF_i(u) + \int_{x_1(h)}^y e^{hu - g(u)} e^{g(u)} dF_i(u) \leq \\ &\leq b_{gi} (e^{a - g(ah^{-1})} + e^{hy - g(y)}). \end{aligned} \quad (11)$$

Подставив в (8) оценки (10) и (11), получим

$$R_i(y, h) \approx 1 + \frac{a+1}{a^2} h^2 \sigma_i^2 + b_{gi} e^{a-g(ah^{-1})} + b_{gi} e^{hy-g(y)},$$

откуда

$$\begin{aligned} e^{-hx} \prod_{i=1}^n R_i(y, h) &\approx \exp \left\{ \frac{a+1}{a^2} h^2 B_n^2 + B_{gn} e^{a-g(ah^{-1})} + \right. \\ &\quad \left. + B_{gn} e^{hy-g(y)} - hx \right\}. \end{aligned} \quad (12)$$

Определим функции $h_i(x)$, $i = \overline{1, 3}$, равенствами

$$h_1(x) = \frac{\gamma_1 a}{2(a+1)} \frac{x}{B_n^2},$$

$$h_2(x) = \frac{a}{S^{-1}\left(\frac{\gamma_2 a x}{e^a B_{gn}}\right)},$$

$$h_3(x) = \begin{cases} \frac{g(\gamma x) - \ln B_{gn} \frac{\gamma}{\gamma_3}}{\gamma x}, & \text{если } g(\gamma x) - \ln B_{gn} \frac{\gamma}{\gamma_3} \geq \frac{\gamma_3}{\beta} \\ \frac{\gamma_3}{\beta \gamma x}, & \text{если } g(\gamma x) - \ln B_{gn} \frac{\gamma}{\gamma_3} < \frac{\gamma_3}{\beta} \end{cases}$$

и пусть

$$\bar{h}(x) = \min_{i=\overline{1, 3}} h_i(x).$$

Замечание. На $(0, \infty)$ существует строго убывающая от ∞ до 0 функция $S^{-1}(u)$. Проинтегрировав неравенство из условия 2) на $(1, \infty)$, получим

$$g(u) - g(1) = \int_1^u g'(u) du \leq \delta \ln u, \quad \delta > 2.$$

Отсюда получаем, что при $u > 1$ функция $e^{g(u)} u^2$ - невозрастающая. Кроме того, на интервалах постоянства $g'(u)$ функция $e^{g(u)} u^2$ строго убывает. Это совместно с условием 1) показывает, что $S(u)$ при $u > 1$ строго убывает к нулю.

При $u < 1$ из условия 2) имеем

$$g(1) - g(u) = \int_u^1 g'(u) du \geq -\delta \ln u.$$

Отсюда и из условия 2) следует, что

$$S(u) \geq \delta e^{-g(u)} u \geq \delta e^{g(1)} u^{-\frac{1}{\gamma} + 1},$$

поэтому $S(u) \uparrow \infty$ при $u \rightarrow \infty$. Следовательно, $S(u)$ строго убывает на $(0, \infty)$ от ∞ до 0. Это и доказывает утверждение замечания.

В дальнейшем достаточно рассматривать случай, когда

$$g(\gamma x) = \ln B_{gn} \frac{\gamma}{\gamma_3} - \frac{\gamma_3}{\beta}. \quad \text{В противном случае } \left(\frac{\gamma}{\gamma_3} B_{gn} \right)^{\frac{1}{\beta}} \exp \times \\ \times \left\{ -\frac{\gamma}{\beta} g(\gamma x) + \frac{\gamma}{\gamma_3} \right\} > 1 \text{ и утверждение теоремы 1 становится тривиальным.}$$

Легко видеть, что

$$B_{gn} e^{\bar{h}(x)y - g(y)} \leq B_{gn} e^{\bar{h}_1(x)y - g(y)} = \frac{\gamma_3}{\gamma}. \quad (13)$$

Кроме того,

$$S\left(\frac{a}{\bar{h}(x)}\right) \leq S\left(\frac{a}{h_2(x)}\right) \leq \frac{\gamma_2 ax}{e^a B_{gn}}.$$

Отсюда, используя условие 2) и вспоминая определение функции $S(u)$, получаем

$$B_{gn} e^{a-g\left(\frac{a}{\bar{h}(x)}\right)} \leq \frac{\gamma_2 x \bar{h}^2(x)}{g'(\bar{h}(x))} \leq \frac{\gamma_2 x \bar{h}(x)}{\delta}. \quad (14)$$

Пользуясь оценками (13), (14) из (12), имеем

$$e^{-\bar{h}(x)x} \prod_{i=1}^n R_i(y, \bar{h}(x)) \leq \exp \left\{ -\bar{h}(x)x + \frac{a+1}{a^2} h_1(x) \bar{h}(x) B_n^2 + \right. \\ \left. + \frac{\gamma_2 x \bar{h}(x)}{\delta} + \frac{\gamma_3}{\gamma} \right\} \exp \{-\beta \bar{h}(x)x\}.$$

Подставляя эту оценку в (7), получаем

$$P(S_n = x) \leq \exp \{-\beta \bar{h}(x)x\} + \sum_{i=1}^n (1 - F_i(\gamma x)). \quad (15)$$

Легко видеть, что условие $x \in L_i$ равносильно тому, что $\bar{h}(x) = h_i(x)$, $i = \overline{1, 3}$. Подставляя в оценку (15) соответствующее $h_i(x)$, получаем утверждение теоремы 1.

Построим пример, показывающий качество оценки в теореме 1. Пусть

$$g(u) = \begin{cases} u^\alpha, & \text{если } u \geq \left(\frac{\delta}{\gamma}\right)^{\frac{1}{\alpha}} \\ \delta \ln u + \frac{\delta}{\alpha} \left(1 - \ln \frac{\delta}{\alpha}\right), & \text{если } u < \left(\frac{\delta}{\gamma}\right)^{\frac{1}{\alpha}}, \quad 0 < \alpha < 1, \quad \delta > 2. \end{cases}$$

Очевидно, $g \in G$.

Рассмотрим трехточечное распределение $F = \{p, 1 - 2p, p\}$ со скачками в точках $-y, 0, y$. Для введенного распределения F

$$P(S_n \geq x) \geq C_n^l p^l (1 - 2p)^{n-l} = \frac{n(n-1)\cdots(n-l+1)}{n!} \times \\ \times \frac{(np)^l}{l!} (1 - 2p)^{n-l},$$

где $l = \left[\frac{x}{y} \right]$.

Положим $l = n^{\frac{\alpha}{2}}$, $p = \frac{x}{ny} b$, где b — некоторое фиксированное число, которое будет выбрано позднее. В этом случае, используя формулу Стирлинга, получаем

$$P(S_n \geq x) \geq \exp \left\{ l + l \ln b - 2np - \frac{1}{2} \ln l + o(1) \right\} \geq \\ \geq \exp \left\{ -\frac{x}{y} \left(\ln \frac{1}{b} - 1 + 2b + \varepsilon \right) \right\}. \quad (16)$$

Здесь и далее $\varepsilon > 0$ — сколь угодно малое число.

Заметим, что $S(u) = u^{1+\alpha} e^{-u^\alpha}$, $\forall u > \left(\frac{\delta}{\alpha}\right)^{\frac{1}{\alpha}}$. Следовательно, при достаточно больших u

$$S(u) < e^{-(1-\varepsilon)u^\alpha}.$$

Поэтому, при достаточно малых v

$$S^{-1}(v) < (1 + \varepsilon) \ln \frac{1}{v}.$$

Таким образом, при достаточно больших y

$$S^{-1} \left(\frac{\gamma_2 a x}{e^a B_{gn}} \right) = S^{-1} \left(\frac{\gamma_2 a y}{b e^a e^{y^\alpha}} \right) \leq (1 + \varepsilon) y.$$

Следовательно,

$$\exp \left\{ -\frac{\gamma a x}{S^{-1} \left(\frac{\gamma_2 a x}{e^a B_{gn}} \right)} \right\} \leq \exp \left\{ -\frac{\gamma a x}{(1 + \varepsilon) y} \right\}. \quad (17)$$

Для распределения F имеем

$$\exp \left\{ -\frac{\gamma_1 \gamma a^2 x^2}{2(a+1) B_n^2} \right\} = \exp \left\{ -\frac{\gamma_1 \gamma a^2}{4(a+1)} \frac{x}{b y} \right\}, \quad (18)$$

$$B_{gn} \exp \{-g(\gamma x)\} = np \exp \left\{ -\gamma^\alpha x^\alpha \left(1 - \left(\frac{y}{\gamma x} \right)^\alpha \right) \right\} \leq \\ \leq \exp \{ -(1 - \varepsilon) \gamma^\alpha x^\alpha \}. \quad (19)$$

Положим $x = n^{\frac{1}{2\alpha}}$, тогда

$$B_{gn} \exp \{-g(\gamma x)\} = o(P(S_n > x)). \quad (20)$$

Из неравенства (16) при достаточно малом b имеем

$$\exp \left\{ -\frac{\gamma_1 a^2}{4(a+1)} \frac{x}{by} \right\} = o(P(S_n \geq x)).$$

Поэтому из (18) и (20) следует, что в оценке следствия 1 средний член $\exp \left\{ -\frac{\gamma_1 ax}{S^{-1} \left(\frac{\gamma_2 ax}{e^a B_{gn}} \right)} \right\}$ является главным.

Более того, неравенства (16) и (17) показывают, что для выбранного распределения F выражение $\exp \left\{ -\frac{\gamma_1 ax}{S^{-1} \left(\frac{\gamma_2 ax}{e^a B_{gn}} \right)} \right\}$ и

$P(S_n > x)$ отличаются только константами в показателях экспоненты. Выбором b можно добиться того, что эти константы будут мало отличаться друг от друга. Это позволяет утверждать, что оценка, приведенная в теореме 1, в определенном смысле является достижимой.

ЛИТЕРАТУРА

- Нагаев С. В. Некоторые предельные теоремы для больших уклонений, „Теор. вероятн. и ее примен.“, 1965, № 10, с. 231–254.
- Сакоян С. К. Некоторые оценки функций распределения сумм случайных величин, В сб. „Вероятностные процессы и статистические выводы“, Ташкент, Изд-во „Фан“ УзССР, 1973, с. 136–151.
- Фук Д. Х., Нагаев С. В. Вероятностные неравенства для сумм независимых случайных величин, „Теор. вероятн. и ее примен.“, 1971, № 4, с. 660–675.

УДК 948.3

Н. П. РАСУЛОВ

ОБ ОДНОМ МЕТОДЕ РЕШЕНИЯ ИНТЕГРАЛЬНОГО УРАВНЕНИЯ ТИПА ВИНЕРА – ХОПФА

В таких задачах статистики стационарных случайных процессов, как линейная экстраполяция, фильтрация, оценка коэффициентов регрессии, важную роль играет уравнение

$$\theta(t) = \int e^{it\lambda} \varphi(\lambda) f(\lambda) d\lambda, \quad t \in S, \quad (1)$$

где $\theta(t)$ — функция, заданная на некотором множестве S действительной прямой, а $\varphi(\lambda)$ ищется в пространстве H_s , которое является замыканием линейной оболочки функций $e^{it\lambda}$, $t \in S$ по

норме $\|\varphi\| = \left(\int_{-\pi}^{\pi} |\varphi(\lambda)|^2 f(\lambda) d\lambda \right)^{\frac{1}{2}}$ (см., например [1]). В практически интересном случае „рационального“ спектра разработан метод решения интегрального уравнения (1) путем сведения его к краевой задаче для некоторого обыкновенного дифференциального (разностного) уравнения [1]. Мы предлагаем более простой способ решения уравнения (1) для дискретного времени t ; случай непрерывного времени можно найти в [2], [3].

Уравнение (1) можно переписать в виде

$$\theta(t) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\pi}^{\pi} e^{it\lambda} \varphi(\lambda) \left| \frac{Q(e^{i\lambda})}{R(e^{i\lambda})} \right|^2 d\lambda, \quad t \in S, \quad (2)$$

где

$$R(z) := \sum_{k=0}^r p_k z^k, \quad Q(z) = \sum_{k=0}^q \gamma_k z^k.$$

Будем предполагать, что все корни полинома $R(z)$ по модулю большие единицы. Тогда при условии $\sum_{t \in S} |\theta(t)|^2 < \infty$ решение уравнения (2) существует и единственno.

Введем оператор сдвига Δ , действующий по формулам

$$\Delta^k \theta(t) = \theta(t + k), \quad k = 0, \pm 1, \pm 2, \dots$$

Лемма 1. Пусть $Q(z) \equiv 1$ и $S = \{t : t < T\}$. Тогда решение уравнения (2) имеет вид

$$\varphi(\lambda) = R(e^{i\lambda}) \sum_{t=-\infty}^T e^{-it\lambda} \overline{R(\Delta^{-1})} \theta(t). \quad (3)$$

Доказательство. Применяя оператор $\overline{R(\Delta^{-1})}$ к обеим частям соотношения (2), имеем

$$\overline{R(\Delta^{-1})} \theta(t) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\pi}^{\pi} e^{it\lambda} \frac{\varphi(\lambda)}{R(e^{i\lambda})} d\lambda, \quad t < T.$$

Функция $e^{iT\lambda} \frac{\varphi(\lambda)}{R(e^{i\lambda})}$ аналитична в единичном круге и потому

$$\frac{1}{2\pi} \int_{-\pi}^{\pi} e^{it\lambda} \frac{\varphi(\lambda)}{R(e^{i\lambda})} d\lambda = 0, \quad t \geq T + 1.$$

Используя разложение $\frac{\varphi(\lambda)}{R(e^{i\lambda})}$ в ряд Фурье, получим (3).

Лемма 2. Решение разностного уравнения

$$R(\Delta^{-1}) \theta_0(t - r) = 0, \quad t \geq 1, \quad (4)$$