

Нижегородский научно-исследовательский радиофизический институт
Министерства науки, высшей школы и технической политики
Российской Федерации

П р е п р и н т № 346

К ВОПРОСУ ПРИМЕНЕНИЯ ИНТЕГРАЛЬНОГО ПРЕОБРАЗОВАНИЯ ЛАПЛАСА
В ТЕОРИИ ВЕРЯТНОСТЕЙ

В.И.Есипенко
О.Б.Щ у к о

Ни́жний Новгоро́д, 1992

Е с и п е н к о В. И., Ш у к о О. Б.

К ВОПРОСУ ПРИМЕНЕНИЯ ИНТЕГРАЛЬНОГО ПРЕОБРАЗОВАНИЯ ЛАПЛАСА
В ТЕОРИИ ВЕРОЯТНОСТИ // Препринт № 346. - Нижний Новгород: НИРФИ,
1992. - 18 с.

УДК 517.442: 519.213

Выполнен сравнительный анализ нескольких способов отыскания плотности распределения вероятности суммы неотрицательных случайных величин с постоянными коэффициентами. Показаны широкие возможности применения для этих целей интегрального преобразования Лапласа. Рассмотрен ряд примеров.

На рубеже XX века возникло операционное исчисление и аппарат характеристических функций. Операционное исчисление получило первое строгое обоснование с помощью интегрального преобразования Лапласа [1-2], а его развитие как эффективного аппарата прикладного математического анализа обуславливалось потребностями бурно развивающихся отраслей науки и техники. Аппарат характеристических функций развивался в рамках теории вероятностей, сформировавшейся в 30-е годы в самостоятельную математическую дисциплину [3-4].

Указанные научные направления имеют много общего. Так, пара преобразований Фурье, связывающая плотность распределения вероятности $\omega(x)$ и характеристическую функцию $f(t)$, имеет вид

$$f(t) = \int_{-\infty}^{+\infty} e^{jtx} \omega(x) dx, \quad (1)$$

$$\omega(x) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-jtx} f(t) dt, \quad (2)$$

где t и x - действительные переменные, в общем случае изменяющиеся в интервале $(-\infty, +\infty)$, а пара преобразований Лапласа, связывающая оригинал $h(t)$ и изображение $F(p)$, записываются в форме:

$$F(p) = \int_0^{\infty} e^{-pt} h(t) dt, \quad (3)$$

$$h(t) = \frac{1}{2\pi j} \int_{c-j\infty}^{c+j\infty} e^{pt} F(p) dp, \quad (4)$$

где $p = \alpha + j\beta$ - комплексное число (мы сохранили здесь данное обозначение, как это принято в /5/); t - действительная переменная, изменяющаяся в интервале $(0, +\infty)$; $c > 0$, $c > \gamma_c$, γ_c - абсцисса сходимости интеграла (3).

Для сходимости интеграла (3) необходимо и достаточно, чтобы /2/

1) интеграл $\int_0^A h(t) dt$ существовал при любом конечном $A > 0$;

2) существовало такое число $\sigma > 0$, что

$$\lim_{t \rightarrow +\infty} e^{-\sigma t} \int_0^t h(t) dt = 0.$$

Функции времени $h(t)$, удовлетворяющие условиям физической возможности систем ($h(t) = 0$ при $t \leq 0$), обычно удовлетворяют также указанным необходимым и достаточным условиям сходимости интеграла (3).

Теоремы об изменении масштаба аргумента, о дифференцировании изображений, о свертывании оригиналов (теорема Бореля) имеют свои аналоги в аппарате характеристических функций. Имеют место и другие аналоги. Это обстоятельство обусловило применение преобразования Лапласа в теории вероятности /6/.

На наш взгляд, возможности применения преобразования Лапласа в теории вероятности значительно шире в той области, в которой приходится оперировать с неотрицательными случайными величинами, и обусловлены следующими факторами:

1) плотность распределения вероятности $\omega(x)$ неотрицательных случайных величин ($x \geq 0$) удовлетворяет всем необходимым и достаточным условиям сходимости интеграла (3), следовательно пара преобразований Лапласа, связывающая оригинал $\omega(x)$ и изображение $F(p)$, запишется в форме

$$F(p) = \int_0^{\infty} e^{-px} \omega(x) dx, \quad (5)$$

$$\omega(x) = \frac{1}{2\pi j} \int_{c-j\infty}^{c+j\infty} e^{px} F(p) dp; \quad (6)$$

2) неотрицательные случайные величины составляют достаточно широкий класс случайных величин (см., например, /6, 7/);

3) из (I) следует, что для неотрицательных случайных величин характеристическая функция принимает вид

$$f(t) = \int_0^{\infty} e^{jtx} \omega(x) dx; \quad (7)$$

сравнение выражений (7) и (5) показывает, что последнее обладает гораздо лучшей сходимостью, что неизбежно влечет большую наглядность получаемых результатов и уменьшение объема необходимых вычислений;

4) в то время, как теория суммирования независимых случайных величин достигла в настоящее время высокого совершенства /8, 9/, в области суммирования зависимых случайных величин достигнута существенно ниже /9/, что объясняется, на наш взгляд, имеющимися здесь значительными математическими трудностями, связанными с необходимостью выполнения довольно сложных операций вычисления многократных сверток соответствующих плотностей распределения вероятности /10-13/; применение аппарата характеристических функций позволяет преодолеть многие трудности, однако существенное продвижение вперед, как нам представляется, может быть достигнуто (по крайней мере для неотрицательных случайных величин) посредством применения преобразования Лапласа;

5) в операционном исчислении в настоящее время накоплен обширный табличный материал оригиналов и соответствующих изображений, значение которого трудно переоценить при выполнении многократных переходов от оригиналов к изображениям и обратно; к большому сожалению, соответствующего табличного аналога в аппарате характеристических функций в настоящее время нет.

Рассмотрим несколько примеров. В первом из них с целью выполнения сравнительного анализа используемые методики изложим достаточно подробно.

I. Найдем плотность распределения вероятности $\omega_1(\eta)$ суммы $\eta = x_1 + x_2$ двух независимых рэлеевских случайных величин x_1 и x_2 , совместная плотность распределения вероятности которых зависит от одного параметра σ :

$$\omega_2(x_1, x_2) = \frac{x_1}{\sigma^2} e^{-\frac{x_1^2}{2\sigma^2}} \frac{x_2}{\sigma^2} e^{-\frac{x_2^2}{2\sigma^2}}, \quad (8)$$

где $\eta \geq 0$, $x_1 \geq 0$, $x_2 \geq 0$.

В соответствии с известным правилом /I4/

$$\omega_1(\eta) = \int_0^{\eta} \frac{x_1}{\sigma^2} e^{-\frac{x_1^2}{2\sigma^2}} \frac{\eta - x_1}{\sigma^2} e^{-\frac{(\eta - x_1)^2}{2\sigma^2}} dx_1. \quad (9)$$

Среди возможных способов вычисления $\omega_1(\eta)$ отметим следующие:

- 1) использование стандартных приемов интегрального исчисления;
- 2) вычисление $\omega_1(\eta)$ с применением аппарата характеристикских функций;
- 3) вычисление $\omega_1(\eta)$ с применением преобразования Лапласа;
- 4) численное интегрирование (9) с помощью ЭВМ при заданном значении параметра σ .

Здесь мы рассмотрим три первых (аналитических) способа.

I). Преобразуя (9) и вводя обозначения

$$A = \frac{1}{\sigma^4} \exp\left(-\frac{\eta^2}{2\sigma^2}\right), \quad \rho = \frac{1}{\sigma^2}, \quad q = -\frac{\eta}{\sigma^2}, \quad (10)$$

получим /I5/

$$\omega_1(\eta) = A\eta \int_0^{\eta} x_1 e^{-\rho x_1^2 - q x_1} dx_1 - A \int_0^{\eta} x_1^2 e^{-\rho x_1^2 - q x_1} dx_1 = \quad (11)$$

$$\begin{aligned}
&= -\frac{1}{2} A \eta \sqrt{\frac{\pi}{\rho}} \frac{\partial}{\partial q} \left[e^{\frac{q^2}{4\rho}} + e^{\frac{q^2}{4\rho}} \frac{2}{\sqrt{\pi}} \int_0^{-q/2\sqrt{\rho}} e^{-t^2} dt \right] - \\
&-\frac{1}{2} A \sqrt{\frac{\pi}{\rho}} \frac{\partial^2}{\partial q^2} \left[e^{\frac{q^2}{4\rho}} + e^{\frac{q^2}{4\rho}} \frac{2}{\sqrt{\pi}} \int_0^{-q/2\sqrt{\rho}} e^{-t^2} dt \right] - \\
&- A \eta \int_{\eta}^{\infty} x_1 e^{-\rho x_1^2 - q x_1} dx_1 + A \int_{\eta}^{\infty} x_1^2 e^{-\rho x_1^2 - q x_1} dx_1,
\end{aligned}$$

где $\partial/\partial q$ - оператор дифференцирования.

Опуская довольно громоздкие промежуточные вычисления, приведем окончательное известное выражение /16/:

$$\omega_1(\eta) = \frac{\eta}{2\sigma^2} e^{-\frac{\eta^2}{2\sigma^2}} + \frac{\sqrt{\pi}}{2\sigma} \left(\frac{\eta^2}{2\sigma^2} - 1 \right) e^{-\frac{\eta^2}{4\sigma^2}} \Phi\left(\frac{\eta}{2\sigma}\right), \quad (12)$$

где $\Phi(\cdot)$ - функция Крампа.

2). Свертка (9) двух (в данном случае совпадающих) плотностей распределения вероятности эквивалентна произведению соответствующих характеристических функций /4/

$$f(t) = f_1(t) \cdot f_2(t),$$

где $f(t)$ - характеристическая функция искомой плотности распределения вероятности $\omega_1(\eta)$, $f_1(t)$ и $f_2(t)$ - характеристические функции плотностей распределения вероятности, участвующих в свертке. В нашем случае /7/

$$f_1(t) = f_2(t) = 1 - \frac{t\sigma}{\sqrt{2}} \sum_{k=0}^{\infty} \frac{(-1)^k k!}{(2k+1)!} (t\sigma\sqrt{2})^{2k+1} + j \sqrt{\frac{\pi}{2}} t\sigma e^{-\frac{t^2\sigma^2}{2}}. \quad (13)$$

Используя (I3) и обратное преобразование Фурье, можно записать /4/

$$\omega_1(\eta) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{+\infty} [f_1(t)]^2 e^{-jt\eta} dt. \quad (I4)$$

Подставляя (I3) в (I4) и преобразуя, получим:

$$\begin{aligned} \omega_1(\eta) = & \delta(\eta) + \frac{\sigma^2}{2\pi} \int_0^{\infty} \left[\sum_{k=0}^{\infty} \frac{(-1)^k (\sigma\sqrt{2})^{2k+1} k!}{(2k+1)!} t^{2k+1} \right]^2 \cos^2 \eta t - \\ & - \frac{\sigma^2}{2} \int_0^{\infty} t^2 e^{-\sigma^2 t^2} \cos^2 \eta t - \frac{1}{\pi} \int_0^{\infty} \sum_{k=0}^{\infty} \frac{(-1)^k (\sigma\sqrt{2})^{2k+2} k!}{(2k+1)!} t^{2k+2} \times \\ & \times \cos \eta t + \sigma \sqrt{\frac{2}{\pi}} \int_0^{\infty} t e^{-\frac{\sigma^2 t^2}{2}} \sin \eta t - \frac{\sigma^2}{\sqrt{\pi}} \int_0^{\infty} \sum_{k=0}^{\infty} \frac{(-1)^k (\sigma\sqrt{2})^{2k+1} k!}{(2k+1)!} t^{2k+3} \sin \eta t dt. \end{aligned} \quad (I5)$$

Вычисление интегралов в (I5), содержащих бесконечные суммы, представляют собой весьма сложную задачу.

К аналогичным трудностям приводит использование другого представления характеристической функции $f_1(t)$ /I6/:

$$f_1(t) = 1 + j\sqrt{\frac{\pi}{2}} \sigma t \left[1 + \Phi \left(j \frac{\sigma t}{\sqrt{2}} \right) \right] e^{-\frac{\sigma^2 t^2}{2}}, \quad (I6).$$

где $\Phi(x) = \frac{2}{\sqrt{\pi}} \int_0^x e^{-z^2} dz,$

Эти обстоятельства побуждают, не останавливаясь на дальнейших вычислениях $\omega_1(\eta)$ с помощью аппарата характеристических функций, перейти к варианту отыскания $\omega_1(\eta)$, основанному на применении операционного исчисления.

3). В соответствии с общим правилом /1/ найдем изображение функции $\omega_1(\eta)$, определяемой выражением (9):

$$F(p) = \int_0^{\infty} \omega_1(\eta) e^{-p\eta} d\eta. \quad (17)$$

Функция $\omega_1(\eta)$ удовлетворяет необходимым и достаточным условиям существования изображения /2/. Следуя методике Титчмарша /1/, рассмотрим предварительно неполное изображение, несколько преобразуя показатель экспоненты в (17):

$$F_T(p) = \int_0^T e^{-p\eta} \omega_1(\eta) d\eta = \quad (18)$$

$$= \int_0^T d\eta \int_0^{\eta} e^{-p(\eta-x_1)-px_1} \frac{x_1}{\delta^2} e^{-\frac{x_1^2}{2\delta^2}} \frac{\eta-x_1}{\delta^2} e^{-\frac{(\eta-x_1)^2}{2\delta^2}} dx_1.$$

В (18) сделаем замену переменной

$$\begin{aligned} \eta - x_1 &= x, & dx &= d\eta, \\ x_1 &= y, & dx_1 &= dy. \end{aligned} \quad (19)$$

Тогда $0 < x + y < T$, $x > 0$, $y > 0$.

Подставляя (19) в (18), имеем:

$$F_T(p) = \int_0^T e^{-px} \frac{x}{\delta^2} e^{-\frac{x^2}{2\delta^2}} dx \times \int_0^{T-x} e^{-py} \frac{y}{\delta^2} e^{-\frac{y^2}{2\delta^2}} dy =$$

$$= \int_0^T e^{-px} \frac{x}{\delta^2} e^{-\frac{x^2}{2\delta^2}} dx \times \left[\int_0^T \Phi(y) dy - \int_{T-x}^T \Phi(y) dy \right], \quad (20)$$

где $\Phi(y) = e^{-py} \frac{y}{\delta^2} e^{-y^2/2\delta^2}$.

Раскрывая правую часть в (20), получим:

$$F_T(\rho) = \int_0^T e^{-\rho x} \frac{x}{\sigma^2} e^{-\frac{x^2}{2\sigma^2}} dx \times \int_0^T e^{-\rho y} \frac{y}{\sigma^2} e^{-\frac{y^2}{2\sigma^2}} dy - \quad (21)$$

$$- \int_0^T e^{-\rho x} \frac{x}{\sigma^2} e^{-\frac{x^2}{2\sigma^2}} dx \times \int_{T-x}^T e^{-\rho y} \frac{y}{\sigma^2} e^{-\frac{y^2}{2\sigma^2}} dy.$$

Согласно /1/

$$\lim_{T \rightarrow \infty} \int_0^T e^{-\rho x} \frac{x}{\sigma^2} e^{-\frac{x^2}{2\sigma^2}} dx \times \int_{T-x}^T e^{-\rho y} \frac{y}{\sigma^2} e^{-\frac{y^2}{2\sigma^2}} dy = 0. \quad (22)$$

Тогда из (21) с учетом (22) имеем:

$$\lim_{T \rightarrow \infty} F_T(\rho) = F_1(\rho) F_2(\rho), \quad (23)$$

где

$$F_1(\rho) = \int_0^{\infty} e^{-\rho y} \frac{y}{\sigma^2} e^{-\frac{y^2}{2\sigma^2}} dy,$$

$$F_2(\rho) = \int_0^{\infty} e^{-\rho x} \frac{x}{\sigma^2} e^{-\frac{x^2}{2\sigma^2}} dx$$

- изображения входящих в (8) одномерных ПРВ. Вводя в (23) обозначение $\sigma^2 = 1/2\sigma^2$ и разлагая экспоненты в ряды, получим:

$$F(\rho) = \frac{1}{\sigma^4} \sum_{k=0}^{\infty} \frac{(-1)^k \sigma^{2k}}{k!} \int_0^{\infty} e^{-\rho x} x^{2k+1} dx \times \sum_{m=0}^{\infty} \frac{(-1)^m \sigma^{2m}}{m!} \int_0^{\infty} e^{-\rho y} y^{2m+1} dy. \quad (24)$$

В соответствии с таблицами изображений /5/ выражение (24) принимает вид:

$$F(\rho) = \frac{1}{\delta^4} \sum_{k=0}^{\infty} \sum_{m=0}^{\infty} (-1)^{k+m} \frac{\delta^{2(k+m)} (2k+1)! (2m+1)!}{k! m! \rho^{2k+2m+4}} \quad (25)$$

Изображению (25) соответствует оригинал /5/

$$\omega_1(\eta) = \frac{1}{\delta^4} \sum_{k=0}^{\infty} \sum_{m=0}^{\infty} (-1)^{k+m} \frac{\delta^{2(k+m)} (2k+1)! (2m)!}{k! m!} \frac{\eta^{2k+2m+3}}{(2k+2m+3)!} \quad (26)$$

Нетрудно убедиться, что выражения (9), (12) и (26) дают одни и те же результаты.

2. Найдем ПРВ $\omega_1(\eta)$ суммы $\eta = x_1 + x_2$ двух независимых рэлеевских случайных величин x_1 и x_2 , совместная ПРВ которых зависит от двух параметров δ_1 и δ_2 :

$$\omega_2(x_1, x_2) = \frac{x_1}{\delta_1^2} e^{-\frac{x_1^2}{2\delta_1^2}} \cdot \frac{x_2}{\delta_2^2} e^{-\frac{x_2^2}{2\delta_2^2}}, \quad (27)$$

где по-прежнему $x_1 \geq 0$; $x_2 \geq 0$; $\eta \geq 0$.

В соответствии с /14/

$$\omega_1(\eta) = \int_0^{\eta} \frac{x_1}{\delta_1^2} e^{-\frac{x_1^2}{2\delta_1^2}} \cdot \frac{\eta - x_1}{\delta_2^2} e^{-\frac{(\eta - x_1)^2}{2\delta_2^2}} dx_1. \quad (28)$$

Как и ранее, рассмотрим три способа вычисления $\omega_1(\eta)$.

I). Методика прямого вычисления интеграла (28) остается прежней (см. (I0) и (II)), за тем лишь исключением, что в данном случае вводимые обозначения имеют вид:

$$A = \frac{1}{\delta_1^2 \delta_2^2} e^{-\frac{\eta^2}{2\delta_2^2}}, \quad p = \frac{\delta_1^2 + \delta_2^2}{2\delta_1^2 \delta_2^2}, \quad q = -\frac{\eta}{\delta_2^2}.$$

а выполняемые преобразования дополнительно осложняются различ-

ем параметров σ_1^2 и σ_2^2 .

Опуская, как и ранее, довольно громоздкие промежуточные вычисления, приведем окончательное выражение для $\omega_1(\eta)$:

$$\begin{aligned} \omega_1(\eta) = & \frac{\sigma_1^2 \eta}{(\sigma_1^2 + \sigma_2^2)^2} e^{-\frac{\eta^2}{2\sigma_1^2}} + \frac{\sigma_2^2 \eta}{(\sigma_1^2 + \sigma_2^2)^2} e^{-\frac{\eta^2}{2\sigma_2^2}} + \\ & + \sqrt{\frac{\pi}{2}} \frac{\sigma_1 \sigma_2}{\sqrt{(\sigma_1^2 + \sigma_2^2)^3}} \left(\frac{\eta^2}{\sigma_1^2 + \sigma_2^2} - 1 \right) e^{-\frac{\eta^2}{2(\sigma_1^2 + \sigma_2^2)}} \times \\ & \times \left[\Phi \left(\frac{\sigma_1}{\sigma_2} \frac{\eta}{\sqrt{2(\sigma_1^2 + \sigma_2^2)}} \right) + \Phi \left(\frac{\sigma_2}{\sigma_1} \frac{\eta}{\sqrt{2(\sigma_1^2 + \sigma_2^2)}} \right) \right]. \end{aligned} \quad (29)$$

Нетрудно видеть, что при $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$ выражение (29) совпадает с (12).

2). Использование аппарата характеристических функций для вычисления интеграла (28), как и выше для вычисления интеграла (9), представляет собой весьма трудную задачу и дополнительно осложнено различием характеристических функций $f_1(t)$ и $f_2(t)$ ($f_1(t)$ описывается выражением (13) либо (16) при $\sigma = \sigma_1$, а $f_2(t)$ — теми же выражениями при $\sigma = \sigma_2$). Учитывая эти обстоятельства, для вычисления интеграла (28) применим операционное исчисление.

3). В соответствии с изложенной выше методикой изображение $F(p)$ ПРВ $\omega_1(\eta)$ равно произведению изображений ПРВ, входящих в подынтегральное выражение в (28):

$$F(p) = F_1(p) \cdot F_2(p),$$

где

$$\begin{aligned} F_1(p) &= \int_0^{\infty} e^{-py} \frac{y}{\sigma_1} e^{-\frac{y^2}{2\sigma_1^2}} dy, \\ F_2(p) &= \int_0^{\infty} e^{-px} \frac{x}{\sigma_2} e^{-\frac{x^2}{2\sigma_2^2}} dx. \end{aligned} \quad (30)$$

Вводя обозначения

$$\beta_1^2 = \frac{1}{2\sigma_1^2}, \quad \beta_2^2 = \frac{1}{2\sigma_2^2} \quad (31)$$

и заменяя в (30) экспоненты соответствующими рядами, получим:

$$\begin{aligned} F(\rho) &= \int_0^{\infty} \frac{1}{\sigma_1^2} e^{-\rho y} y \sum_{k=0}^{\infty} (-1)^k \frac{\beta_1^{2k}}{k!} y^{2k} dy \times \\ &\times \int_0^{\infty} \frac{1}{\sigma_2^2} e^{-\rho x} x \sum_{m=0}^{\infty} (-1)^m \frac{\beta_2^{2m}}{m!} x^{2m} dx = \\ &= \frac{1}{\sigma_1^2 \sigma_2^2} \sum_{k=0}^{\infty} (-1)^k \frac{\beta_1^{2k}}{k!} \int_0^{\infty} e^{-\rho y} y^{2k+1} dy \times \\ &\times \sum_{m=0}^{\infty} (-1)^m \frac{\beta_2^{2m}}{m!} \int_0^{\infty} e^{-\rho x} x^{2m+1} dx = \\ &= \frac{1}{\sigma_1^2 \sigma_2^2} \sum_{k=0}^{\infty} (-1)^k \frac{\beta_1^{2k}}{k!} \frac{(2k+1)!}{\rho^{2k+2}} \times \sum_{m=0}^{\infty} (-1)^m \frac{\beta_2^{2m}}{m!} \frac{(2m+1)!}{\rho^{2m+2}} = \\ &= \frac{1}{\sigma_1^2 \sigma_2^2} \sum_{k=0}^{\infty} \sum_{m=0}^{\infty} (-1)^{k+m} \frac{\beta_1^{2k} \beta_2^{2m} (2k+1)! (2m+1)!}{k! m! \rho^{2k+2m+4}}. \end{aligned} \quad (32)$$

Изображению (32) соответствует оригинал /I6/:

$$\omega_1(\eta) = \frac{1}{\sigma_1^2 \sigma_2^2} \sum_{k=0}^{\infty} \sum_{m=0}^{\infty} (-1)^{k+m} \frac{\beta_1^{2k} \beta_2^{2m} (2k+1)! (2m+1)!}{k! m! (2k+2m+3)!} \eta^{2k+2m+3} \quad (33)$$

Вычисление значений $\omega_1(\eta)$ показывает, что выражения (28), (29) и (33) дают совпадающие результаты.

3. Наконец, рассмотрим еще более сложную задачу нахождения ПРВ $\omega_1(\eta)$ суммы $\eta = x_1 + x_2$ двух независимых рэлеевских случайных величин x_1 и x_2 , совместная ПРВ которых задана выражением (см., например, [17])

$$\omega_2(x_1, x_2) = \omega_1(x_1) \rho(x_2 | x_1),$$

где

$$\omega_1(x_1) = \frac{x_1}{\sigma_1^2} \exp\left(-\frac{x_1^2}{2\sigma_1^2}\right), \quad (34)$$

$$\rho(x_2 | x_1) = \frac{x_2}{\sigma_2^2} \exp\left(-\frac{x_1^2 e^{-2\alpha|\tau|} + x_2^2}{2\sigma_2^2}\right) I_0\left(\frac{x_1 x_2 e^{-\alpha|\tau|}}{\sigma_2^2}\right),$$

$\rho(x_2 | x_1)$ - вероятность перехода, α - постоянный коэффициент, τ - временной интервал, σ_1 и σ_2 - параметры, $I_0(\cdot)$ - модифицированная функция Бесселя нулевого порядка.

В соответствии с общим правилом

$$\begin{aligned} \omega_1(\eta) &= \int_0^\eta \omega_1(x_1) \rho(\eta - x_1 | x_1) dx_1 = \\ &= \int_0^\eta \frac{x_1}{\sigma_1^2} e^{-\frac{x_1^2}{2\sigma_1^2}} \times \frac{\eta - x_1}{\sigma_2^2} \exp\left[-\frac{x_1^2 e^{-2\alpha|\tau|} + (\eta - x_1)^2}{2\sigma_2^2}\right] I_0\left[\frac{x_1 e^{-\alpha|\tau|} (\eta - x_1)}{\sigma_2^2}\right] dx_1. \end{aligned} \quad (35)$$

Учитывая весьма большие сложности, связанные с прямым вычислением интеграла (35) и с использованием для этих целей аппарата характеристических функций, при отыскании выражения для $\omega_1(\eta)$ воспользуемся сразу операционным исчислением.

Как и выше, запишем сначала неполное изображение величин $\omega_1(\eta)$ /1/:

$$F_T(p) = \int_0^T e^{-p\eta} \omega_1(\eta) d\eta = \int_0^T \int_0^\eta e^{-p(\eta - x_1) - px_1} \frac{x_1}{\sigma_1^2} e^{-\frac{x_1^2}{2\sigma_1^2}} \quad (36)$$

$$\times \frac{\eta - x_1}{\sigma_2^2} \exp \left[-\frac{x_1^2 e^{-2a|\tau|} + (\eta - x_1)^2}{2\sigma_2^2} \right] \times I_0 \left[\frac{x_1 e^{-a|\tau|} (\eta - x_1)}{\sigma_2^2} \right] dx_1.$$

Используем замену переменной (19). Тогда

$$F_T(\rho) = \int_0^T e^{-\rho x} \frac{x}{\sigma_2^2} e^{-\frac{x^2}{2\sigma_2^2}} dx \times \int_0^T \Phi(y) dy - \text{O. r.}, \quad (37)$$

где

$$\Phi(y) = e^{-\rho y} \frac{y}{\sigma_1^2} \exp \left[-\frac{(\sigma_2^2 + \sigma_1^2 e^{-2a|\tau|}) y^2}{2\sigma_1^2 \sigma_2^2} \right] I_0 \left(\frac{x y e^{-a|\tau|}}{\sigma_2^2} \right),$$

остаточный член

$$\text{O. r.} = \int_0^T e^{-\rho x} \frac{x}{\sigma_2^2} e^{-\frac{x^2}{2\sigma_2^2}} dx \times \int_{T-x}^T \Phi(y) dy.$$

Вводя обозначения

$$\beta_1^2 = \frac{\sigma_2^2 + \sigma_1^2 e^{-2a|\tau|}}{2\sigma_1^2 \sigma_2^2}, \quad \beta_2^2 = \frac{1}{2\sigma_2^2}, \quad a = \frac{1}{\sigma_2^2} e^{-a|\tau|} \quad (38)$$

и заменяя $I_0(\cdot)$ соответствующим рядом, преобразуем (37) к виду

$$F_T(\rho) = \frac{1}{\sigma_1^2 \sigma_2^2} \sum_{n=0}^{\infty} \frac{a^{2n}}{2^{2n} n! \Gamma(n+1)} \times$$

$$\times \left[\int_0^T e^{-\rho x} x^{2n+1} \exp(-\beta_2^2 x^2) dx \times \right.$$

$$\left. \times \int_0^T e^{-\rho y} y^{2n+1} \exp(-\beta_1^2 y^2) dy \right] - \text{O. r.} =$$

$$= \frac{1}{b_1^2 b_2^2} \sum_{n=0}^{\infty} \frac{a^{2n}}{2^{2n} \cdot n! \Gamma(n+1)} [F_{1T}(p) \cdot F_{2T}(p)] - O.r.$$

При $T \rightarrow \infty$ имеем /I/:

$$\lim_{T \rightarrow \infty} F_{1T}(p) = F_1(p), \quad \lim_{T \rightarrow \infty} F_{2T}(p) = F_2(p), \quad (40)$$

$$\lim_{T \rightarrow \infty} O.r. = 0.$$

Преобразуя (39) с учетом (40) и заменяя входящие в него экспоненты соответствующими рядами, получим

$$F(p) = \frac{1}{b_1^2 b_2^2} \sum_{n=0}^{\infty} \frac{a^{2n}}{2^{2n} n! \Gamma(n+1)} \sum_{m=0}^{\infty} (-1)^m \frac{b_2^{2m}}{m!} \int_0^{\infty} e^{-px} x^{2n+2m+1} dx^x \quad (41)$$

$$\times \sum_{k=0}^{\infty} (-1)^k \frac{b_1^{2k}}{k!} \int_0^{\infty} e^{-py} y^{2n+2k+1} dy.$$

В соответствии с /5/ окончательное выражение для $F(p)$ имеет вид

$$F(p) = \frac{1}{b_1^2 b_2^2} \sum_{n=0}^{\infty} \frac{\left(\frac{a}{2}\right)^{2n}}{n! \Gamma(n+1)} \sum_{m=0}^{\infty} \frac{(-1)^m b_2^{2m}}{m! p^{2n+2m+2}} \sum_{k=0}^{\infty} \frac{(-1)^k b_1^{2k} (2n+2k+1)!}{k! p^{2n+2k+2}} \quad (42)$$

Изображению (42) соответствует оригинал /5/

$$\omega_1(\eta) = \frac{1}{b_1^2 b_2^2} \sum_{n=0}^{\infty} \sum_{m=0}^{\infty} \sum_{k=0}^{\infty} \frac{f_n A_{nm} B_{nk}}{(4n+2m+2k+3)!} \eta^{4n+2m+2k+3},$$

$$\text{где } f_n = \frac{1}{(n!)^2} \left(\frac{a}{2}\right)^{2n}, \quad A_{nm} = (-1)^m \frac{b_2^{2m} (2n+2m+1)!}{m!}, \quad (43)$$

$$B_{nk} = (-1)^k \frac{b_1^2 (2n+2k+1)!}{k!}.$$

Расчеты показывают, что выражения (35) и (43) дают одинаковые результаты.

З а к л ю ч е н и е

Выполненные исследования показывают, что интегральное преобразование Лапласа представляет собой весьма эффективный аппарат прикладного математического анализа. Его применение в теории вероятности может быть существенно расширено, по крайней мере, применительно к вычислению многократных сверток плотностей распределения вероятности неотрицательных случайных величин. При этом, в тех случаях, когда применение прямого метода либо аппарата характеристических функций позволяет получить необходимые результаты, использование интегрального преобразования Лапласа существенно упрощает решение задач. В других случаях необходимые результаты удастся получить только при применении преобразования Лапласа.

Л и т е р а т у р а

1. Диткин В.А., Прудников А.П. Операционное исчисление. - М.: Высш.шк., 1966. - 406 с.
2. Андре Анго. Математика для электро- и радиоинженеров. - М.: Наука, 1964. - 772 с.
3. Рамачандран Б. Теория характеристических функций. - М.: Наука, 1975. - 224 с.
4. Лукач Е. Характеристические функции. - М.: Наука, 1979. - 424 с.
5. Бейтмен Г., Эрдейи А. Таблицы интегральных преобразований. - М.: Наука, 1969. - Т. I. - 343 с.

6. Справочник по теории вероятностей и математической статистике/Под ред.В.С.Королюка. - Киев: Наукова думка, 1978.-582 с.
7. Звездный А.М. Основы расчетов по статистической радиотехнике. - М.: Связь, 1969. - 448 с.
8. Золотарев В.М. Современная теория суммирования независимых случайных величин. - М.: Наука, 1986. - 416 с.
9. Ибрагимов И.А., Линник Ю.В. Независимые и стационарно связанные величины. - М.: Наука, 1965. - 524 с.
10. Алехин В.А., Евдокимов Ю.Ф. Вычисления интеграла свертки // Изв.вузов. - Радиоэлектроника. - 1973. - Т.16, № 7. - С.112.
11. Фортес В.Б. Вычисление интеграла свертки//Изв.вузов. - Радиоэлектроника. - 1974. - Т.17, № 7. - С.128.
12. Козлов И.А., Серебряков В.П. Вычисление интеграла свертки // Изв.вузов. - Радиоэлектроника. - 1979. - Т.22, № 3. - С.76-78.
13. Лёвшин В.П., Симонов А.И. Модификация полиномиального метода вычисления свертки сигналов//Радиотехника и электроника. - 1986. - Т.31, № 9. - С.1757-1764.
14. Тихонов В.И. Статистическая радиотехника. - М.: Сов.радио, 1966. - 678 с.
15. Прудников А.П., Брычков Ю.А., Маричев О.И. Интегралы и ряды. - М.: Наука, 1981. - 406 с.
16. Левин Б.Р. Теоретические основы статистической радиотехники. - М.: Сов.радио, 1969. - 751 с.
17. Тихонов В.И. Марковский характер огибающей квазигармонических флуктуаций//Радиотехника и электроника. - 1961. - Т.6, № 7. - С.1082-1091.