

АСИМПТОТИЧЕСКОЕ СВОЙСТВО РЕШЕНИЯ
ОДНОРОДНОГО ОБОБЩЕННОГО
УРАВНЕНИЯ ВИНЕРА — ХОПФА
М. С. Сгибнев

Аннотация. Рассматривается однородное обобщенное уравнение Винера — Хопфа

$$S(x) = \int_{-\infty}^x S(x-y) F(dy), \quad x \geq 0,$$

где F — распределение вероятностей в \mathbb{R} с нулевым средним, конечной дисперсией и бесконечным моментом $\int_0^{\infty} x^3 F(dy)$. Его P^* -решение $S(x)$ обладает свойством

$$S(x) - ax \sim b \int_0^x \int_y^{\infty} \int_v^{\infty} F((u, \infty)) dudvdy, \quad x \rightarrow \infty,$$

где a и b — положительные константы, выражаемые в явном виде.

Ключевые слова: интегральное уравнение, однородное уравнение, уравнение Винера — Хопфа, решение, асимптотика.

Рассмотрим однородное обобщенное уравнение Винера — Хопфа

$$S(x) = \int_{-\infty}^x S(x-y) F(dy), \quad x \geq 0, \quad (1)$$

где F — распределение вероятностей в \mathbb{R} . Считаем, что верхний предел x интегрирования включен в область интегрирования. Если F — абсолютно непрерывное распределение с плотностью k , то уравнение (1) эквивалентно классическому однородному уравнению Винера — Хопфа

$$S(x) = \int_0^{\infty} k(x-y) S(y) dy, \quad x \geq 0,$$

изучавшемуся в известных работах [1, 2].

ОПРЕДЕЛЕНИЕ 1. Неубывающая функция $S(x)$, удовлетворяющая уравнению (1), называется P^* -решением уравнения (1), если она непрерывна справа и не обращается всюду в нуль (см. [1, 3]).

Если ν и \varkappa — меры, определенные на σ -алгебре \mathcal{B} борелевских подмножеств прямой \mathbb{R} , то их *сверткой* называется мера

$$\nu * \varkappa(A) := \iint_{\{x+y \in A\}} \nu(dx) \varkappa(dy) = \int_{\mathbb{R}} \nu(A - y) \varkappa(dy), \quad A \in \mathcal{B};$$

здесь $A - y := \{x \in \mathbb{R} : x + y \in A\}$. Обозначим через F^{n*} n -кратную свертку распределения F : $F^{1*} := F$, $F^{(n+1)*} := F^{n*} * F$, $n \geq 1$, и $F^{0*} := \delta_0$ (атомическая мера единичной массы, сосредоточенная в нуле).

Для произвольной комплекснозначной меры ν определим ее преобразование Лапласа как $\hat{\nu}(s) = \int_{\mathbb{R}} e^{sx} \nu(dx)$ для тех значений $s \in \mathbb{C}$, при которых данный интеграл сходится абсолютно относительно полной вариации $|\nu|$ меры ν .

Пусть X_k , $k \geq 1$, — независимые случайные величины с одним и тем же распределением F , не сосредоточенным в нуле. Эти величины порождают случайное блуждание $Y_0 = 0$, $Y_n = X_1 + \dots + X_n$, $n \geq 1$. Положим $\mathcal{T}_- := \inf\{k \geq 1 : Y_k \leq 0\}$ и $\mathcal{T}_+ := \inf\{k \geq 1 : Y_k > 0\}$. Обозначим через F_{\pm} распределения случайных величин $\mathcal{H}_{\pm} := Y_{\mathcal{T}_{\pm}}$ соответственно. По теореме о факторизации (см. [4, § XVIII.3])

$$1 - \hat{F}(s) = [1 - \hat{F}_-(s)][1 - \hat{F}_+(s)], \quad \operatorname{Re} s = 0. \tag{2}$$

Пусть $U_+ := \sum_{k=0}^{\infty} F_+^{k*}$ — мера восстановления, порожденная распределением F_+ . По теореме 1 из [3], если F — распределение вероятностей осциллирующего типа (см. [3]), то функция восстановления $U_+([0, x]) =: S(x)$, $x \geq 0$, порожденная распределением F_+ , является P^* -решением уравнения (1), удовлетворяющим нормировке $S(0) = 1$. Здесь мы не будем останавливаться на понятии распределения осциллирующего типа (см. [3]); заметим только, что таковыми являются невырожденные распределения вероятностей с нулевым средним, которые и рассматриваются далее в настоящей работе. (Распределение вероятностей G называется *вырожденным*, если оно сосредоточено в одной точке: $G(\{a\}) = 1$ при некотором $a \in \mathbb{R}$.) Из теоремы 5 в [5] вытекает, что если $E\mathcal{H}_+ < \infty$, но $E(\mathcal{H}_+^2) = \infty$, то

$$S(x) - \frac{x}{E\mathcal{H}_+} \rightarrow \infty, \quad x \rightarrow \infty. \tag{3}$$

В частном случае, когда F — абсолютно непрерывное распределение с симметричной плотностью, конечной дисперсией σ^2 и бесконечным третьим моментом, соотношение (3) совпадает со следующим утверждением:

$$\lim_{x \rightarrow \infty} [S(x) - x\sqrt{2}/\sigma] = \infty,$$

установленным в работе [2].

Цель настоящей работы состоит в том, чтобы получить точную оценку скорости стремления к бесконечности в соотношении (3) в терминах исходного распределения F при максимально общих предположениях.

Пусть X — случайная величина, имеющая невырожденное распределение F , и $EX = 0$. Справедливы следующие результаты, устанавливающие связь между существованием моментов исходного распределения F и конечностью моментов распределения F_+ первой лестничной высоты \mathcal{H}_+ случайного блуждания $\{Y_n\}$, порожденного распределением F . Положим $X^+ := \max(0, X)$ и

$X^- := -\min(0, X)$. Тогда из существования момента $\mathbb{E}[(X^+)^{\beta}] = \int_0^{\infty} x^{\beta} F(dx)$ при $\beta > 1$ вытекает существование $\mathbb{E}(\mathcal{H}_+^{\beta-1})$ и, наоборот, если математическое ожидание $\mathbb{E}|\mathcal{H}_-|$ конечно (это так, если $\mathbb{E}[(X^-)^2] = \int_{-\infty}^0 x^2 F(dx) < \infty$ [6]), то из существования момента $\mathbb{E}(\mathcal{H}_+^{\beta-1})$ при $\beta > 1$ вытекает существование $\mathbb{E}[(X^+)^{\beta}]$ [6, следствие 1]. При $\mathbb{E}X = 0$ и $\mathbb{E}(X^2) < \infty$ условия $\mathbb{E}(\mathcal{H}_+^2) = \infty$ и $\mathbb{E}[(X^+)^3] = \infty$ эквивалентны. Это вытекает из цитированных результатов работы [6].

Пусть ν — конечная комплекснозначная мера. Обозначим через $T\nu$ σ -конечную меру с плотностью

$$v(x; \nu) := \begin{cases} \nu((x, \infty)), & x \leq 0, \\ -\nu((-\infty, x]), & x < 0. \end{cases}$$

Если $\int_{\mathbb{R}} |x| |\nu|(dx) < \infty$, то $T\nu$ — конечная комплекснозначная мера и ее преобразование Лапласа имеет вид $(T\nu)^{\wedge}(s) = [\hat{\nu}(s) - \hat{\nu}(0)]/s$, $\operatorname{Re} s = 0$, значение $(T\nu)^{\wedge}(0)$ определяется по непрерывности как $\int_{\mathbb{R}} x \nu(dx)$.

Сформулируем основной результат. Соотношение $f(x) \sim g(x)$ при $x \rightarrow \infty$ означает, что $f(x)/g(x) \rightarrow 1$ при $x \rightarrow \infty$.

Теорема 1. *Предположим, что F — распределение вероятностей в \mathbb{R} и X — случайная величина с распределением F . Допустим, что $\mathbb{E}X = 0$, $\sigma^2 = \mathbb{E}(X^2) < \infty$, но $\mathbb{E}[(X^+)^3] = \infty$. Тогда для P^* -решения $S(x) = U_+([0, x])$ однородного обобщенного уравнения Винера — Хопфа (1) справедливо соотношение*

$$S(x) - \frac{x}{\mathbb{E}\mathcal{H}_+} \sim \frac{2}{\sigma^2 \mathbb{E}\mathcal{H}_+} \int_0^x \int_y^{\infty} \int_v^{\infty} [1 - F(u)] dudvdy, \quad x \rightarrow \infty. \quad (4)$$

Доказательство. Из условий теоремы и цитированных выше результатов работы [6] вытекает, что $\mathbb{E}(\mathcal{H}_+) < \infty$, а $\mathbb{E}(\mathcal{H}_+^2) = \infty$. Поэтому справедливо следующее соотношение (см. [5, теорема 5]):

$$U_+(t) - \frac{t}{\mathbb{E}\mathcal{H}_+} \sim \frac{1}{(\mathbb{E}\mathcal{H}_+)^2} \int_0^t \int_x^{\infty} [1 - F_+(y)] dydx, \quad t \rightarrow \infty. \quad (5)$$

Положим $\varrho(t) := 1 + \int_0^t \int_x^{\infty} [1 - F_+(y)] dydx$. При $x \rightarrow \infty$ имеем $\varrho(x) \rightarrow \infty$ и $\varrho(x+y)/\varrho(x) \rightarrow 1$ для любого фиксированного $y \in \mathbb{R}$. Кроме того, справедливо неравенство $\sup_{x \geq 0} \varrho(x+1)/\varrho(x) < \infty$.

Если ν и θ — любые две конечные вещественнозначные меры такие, что

$$\sup_{t \geq 0} \frac{1}{\varrho(t)} \int_0^t |\nu|((x, \infty)) dx < \infty, \quad \sup_{t \geq 0} \frac{1}{\varrho(t)} \int_0^t |\theta|((x, \infty)) dx < \infty$$

и существуют пределы

$$\mathcal{L}(\nu) := \lim_{t \rightarrow \infty} \frac{1}{\varrho(t)} \int_0^t \nu((x, \infty)) dx, \quad \mathcal{L}(\theta) := \lim_{t \rightarrow \infty} \frac{1}{\varrho(t)} \int_0^t \theta((x, \infty)) dx,$$

то (см. [5, предложение 2]) свертка $\nu * \theta$ обладает теми же самыми свойствами и

$$\mathcal{L}(\nu * \theta) = \mathcal{L}(\nu)\theta(\mathbb{R}) + \mathcal{L}(\theta)\nu(\mathbb{R}). \tag{6}$$

Разделим обе части тождества (2) на s^2 . Получим

$$(T^2F)^\wedge(s) = -(TF_-)^\wedge(s)(TF_+)^\wedge(s), \quad \text{Re } s = 0.$$

Положим $\nu := -TF_-$ и $\theta := TF_+$. Меры ν и θ удовлетворяют перечисленным выше требованиям, причем $\mathcal{L}(\nu) = 0$, а $\mathcal{L}(\theta) = 1$. Следовательно, согласно (6)

$$\mathcal{L}(T^2F) = \mathcal{L}(\nu * \theta) = \mathcal{L}(\theta)\nu(\mathbb{R}) = -(TF_-)(\mathbb{R}) = \mathbb{E}|\mathcal{H}_-|.$$

Это означает, что

$$\int_0^x \int_y^\infty \int_v^\infty [1 - F(u)] dudvdy \sim \mathbb{E}|\mathcal{H}_-|\varrho(x) \sim \mathbb{E}|\mathcal{H}_-| \int_0^x \int_v^\infty [1 - F_+(u)] dudv, \quad x \rightarrow \infty. \tag{7}$$

Подставляя (7) в (5), получаем соотношение

$$S(x) - \frac{x}{\mathbb{E}\mathcal{H}_+} \sim \frac{1}{\mathbb{E}|\mathcal{H}_-|(\mathbb{E}\mathcal{H}_+)^2} \int_0^x \int_y^\infty \int_v^\infty [1 - F(u)] dudvdy, \quad x \rightarrow \infty,$$

из которого ввиду равенства $\mathbb{E}|\mathcal{H}_-|\mathbb{E}\mathcal{H}_+ = \sigma^2/2$ вытекает утверждение теоремы. В справедливости последнего равенства нетрудно убедиться, разделив обе части тождества (2) на s^2 при $\text{Re } s = 0$ и устремив s к нулю, что дает $-\sigma^2/2 = (-\mathbb{E}\mathcal{H}_-)(-\mathbb{E}\mathcal{H}_+)$.

Распределение вероятностей G называется *симметричным*, если его функция распределения $G(x) := G((-\infty, x])$ равна своей сопряженной функции распределения $\tilde{G}(x) := 1 - G(-x - 0)$ [7, § 3.1]. Распределение G называется *непрерывным*, если его функция распределения непрерывна.

Для симметричных распределений F утверждение теоремы 1 можно еще нагляднее выразить в терминах исходного распределения.

Следствие 1. *Предположим, что выполнены условия теоремы 1, и пусть F — симметричное распределение вероятностей. Тогда*

$$S(x) - \frac{x\sqrt{2\gamma_0}}{\sigma} \sim \frac{2\sqrt{2\gamma_0}}{\sigma^3} \int_0^x \int_y^\infty \int_v^\infty [1 - F(u)] dudvdy, \quad x \rightarrow \infty,$$

где $\gamma_0 := \exp\left[-\sum_{n=1}^\infty \frac{1}{n} \mathbb{P}(S_n = 0)\right]$.

Если дополнительно F — непрерывное симметричное распределение вероятностей, то

$$S(x) - \frac{x\sqrt{2}}{\sigma} \sim \frac{2\sqrt{2}}{\sigma^3} \int_0^x \int_y^\infty \int_v^\infty [1 - F(u)] dudvdy, \quad x \rightarrow \infty.$$

ДОКАЗАТЕЛЬСТВО. Согласно лемме 2 из работы [3] $\mathbb{E}\mathcal{H}_+ = \sigma/\sqrt{2\gamma_0}$. Осталось подставить это выражение в соотношение (4). Для непрерывного распределения F величина γ_0 равна единице.

Для того чтобы представить себе порядок роста правой части соотношения (4), уместно рассмотреть случай, когда «хвост» $1 - F(x) =: R(x)$ распределения F правильно меняется на бесконечности с показателем $\alpha \in (-3, -2)$, т. е. когда $R(tx)/R(x) \rightarrow t^\alpha$ при $x \rightarrow \infty$, $t > 0$ фиксировано (см. [4, § VIII.8]).

Следствие 2. Предположим, что выполнены условия теоремы 1, и пусть функция $1 - F(x)$ правильно меняется на бесконечности с показателем $\alpha \in (-3, -2)$. Тогда

$$S(x) - \frac{x}{E\mathcal{H}_+} \sim \frac{2x^3[1 - F(x)]}{\sigma^2 E\mathcal{H}_+(\alpha + 1)(\alpha + 2)(\alpha + 3)}, \quad x \rightarrow \infty.$$

ДОКАЗАТЕЛЬСТВО. Это утверждение непосредственно вытекает из свойств правильно меняющихся функций (см. [4, § VIII.9, теорема 1]).

ЛИТЕРАТУРА

1. Spitzer F. The Wiener–Hopf equation whose kernel is a probability density // Duke. Math. J. 1957. V. 24. P. 327–343.
2. Spitzer F. The Wiener–Hopf equation whose kernel is a probability density. II // Duke. Math. J. 1960. V. 27. P. 363–372.
3. Сгибнев М. С. Об однородном консервативном уравнении Винера — Хопфа // Мат. сб. 2007. Т. 198, № 9. С. 123–132.
4. Феллер В. Введение в теорию вероятностей и ее приложения. М.: Мир, 1967. Т. 2.
5. Сгибнев М. С. О теореме восстановления в случае бесконечной дисперсии // Сиб. мат. журн. 1981. Т. 22, № 5. С. 178–189.
6. Doney R. A. Moments of ladder heights in random walks // J. Appl. Probab. 1980. V. 17. P. 242–252.
7. Лукач Е. Характеристические функции. М.: Наука, 1979.

Статья поступила 1 декабря 2009 г.

Сгибнев Михаил Сергеевич
Институт математики им. С. Л. Соболева СО РАН,
пр. Академика Коптюга, 4, Новосибирск 630090
sgibnev@math.nsc.ru