

В. Л. ГИРКО, канд. физ.-мат. наук
Киевский университет

ПОЛЯРНОЕ РАЗЛОЖЕНИЕ СЛУЧАЙНЫХ МАТРИЦ

Пусть $\Xi = (\xi_{ij})$, $i = \overline{1, n}$, $j = \overline{1, m}$, $m \geq n$ — прямоугольная вещественная матрица, элементы которой являются случайными величинами. Предположим, что существует совместная плотность распределения случайных элементов ξ_{ij} , равная $p(X)$, где X — вещественная прямоугольная матрица. Полярным разложением матрицы Ξ будем называть представление $\Xi = SU$, где $S = \sqrt{\Xi \Xi'}$, $U = S^{-1}\Xi$ [1]. Для случая, когда вектор-строки матрицы Ξ независимы и распределены по нормальному закону с ненулевыми математическими ожиданиями и одинаковыми невырожденными матрицами ковариаций, распределение матрицы S дано в работе [2]. В общем случае, когда у элементов матрицы Ξ существует совместная плотность распределения, распределение матриц S и U не найдено. В настоящей работе с помощью метода нахождения распределения собственных чисел и собственных векторов случайных матриц [3, с. 336—343] найдено распределение матриц S и U .

Полярное разложение вещественных случайных матриц. Пусть K_1 — множество вещественных матриц размера $m \times n$, K_2 — множество неотрицательно-определенных матриц размера $n \times n$, K_3 — множество ортогональных действительных матриц размера $m \times n$, B_1, B_2 — σ -алгебры борелевских множеств соответственно в K_2 и K_3 .

Теорема 1. Пусть G — группа m -мерных вещественных ортогональных матриц и μ — нормированная мера Хаара на ней, Ξ — случайная прямоугольная матрица размера $m \times n$, $m \geq n$ с плотностью распределения $p(X)$. Тогда

$$P\{\Xi \Xi' \in L_1, (\Xi \Xi')^{-1/2} \Xi \in L_2\} = c_{nm} \times \\ \times \int_{Z_n \in L_1, H^{(n)} \in L_2} p(\sqrt{Z_n} H^{(n)}) \det Z_n^{(m-n-1)/2} \mu(dH) dZ_n, \quad (1)$$

где $L_1 \in B_1$, $L_2 \in B_2$, $H = (h_{ij}) \in G$, $H^{(n)} = h_{ij}$, $i = \overline{1, n}$, $j = \overline{1, m}$;

$$c_{nm} = [\pi^{n(n-1)/4 - nm/2} \prod_{i=1}^n \Gamma[(m+1-i)/2]]^{-1}.$$

Здесь и в следующих аналогичных теоремах будем считать, что плотность $p(Z_n)$ такова, что интеграл в правой части формулы (1) существует.

Доказательство. Для любой ограниченной и непрерывной функции f элементов матриц S^2 и U рассмотрим интеграл $\int f(ZZ', (ZZ')^{-1/2}Z) p(Z) dZ$. В этом интеграле сделаем замену переменных $Z = YH$, $Y \in K_2$, $H \in K_3$. Якобиан J такой замены переменных не зависит от матрицы H и равен 1, что видно из следующего соотношения:

$$\int \exp(-\text{Sp } ZZ') dZ = J \int \exp(-\text{Sp } (YH)(YH)') dY.$$

Тогда

$$\int f(ZZ', (ZZ')^{-1/2}Z) p(Z) dZ = \int f(YY', (YY')^{-1/2}YH) p(YH) dY. \quad (2)$$

Интеграл (2) от матрицы H не зависит, поэтому он не изменится, если мы его проинтегрируем по мере Хаара μ , заданной на группе G матриц H . Формула (2) приобретает следующий вид: $\int f(ZZ', (ZZ')^{-1/2}Z) p(Z) dZ = \int f(YY', (YY')^{-1/2}YH) p(YH) dY \mu(dH)$. Любую вещественную матрицу Z размера $m \times n$, $m \geq n$ при условии, что $\det ZZ' \neq 0$, можно представить в виде $Z = XU$, где $X \in K_2$, $U \in K_3$, и это представление матрицы Z в виде $Z = XU$ единственно.

Рассмотрим замену переменных $Y = \sqrt{X}U$, $X \in K_2$, $U \in K_3$. В качестве параметров матрицы U можно выбрать ее $mn - n \times (n+1)/2$ углов Эйлера. Элементы матрицы U являются почти всюду непрерывно дифференцируемыми функциями углов Эйлера [4]. Количество независимых параметров матрицы X равно $n(n+1)/2$. Таким образом, число независимых параметров слева и справа в равенстве $Y = \sqrt{X}U$ одинаково, это преобразование почти всюду дифференцируемо по выбранным параметрам и взаимно однозначно на измеримом множестве $\{Y : \det YY' \neq 0\}$.

Обозначим якобиан преобразования $Y = \sqrt{X}U$ через $J(X, U)$. Учитывая то, что $\int_{\det ZZ'=0} p(Z) dz = 0$, находим

$$\int f(ZZ', (ZZ')^{-1/2}Z) p(Z) dZ = \int f(X, UH) \times \times p(\sqrt{X}UH) J(X, U) dX \mu(dH) dU, \quad (3)$$

где $dU = \Pi_i d\alpha_i$, α_i — углы Эйлера матрицы U , dX — элемент меры Лебега на K_2 .

В равенстве ничего не изменится, если мы вместо $p(\sqrt{X}UH)$ подставим $p(\sqrt{\tilde{X}}\tilde{U}H)$, где

$$\sqrt{\tilde{X}} = \begin{pmatrix} \sqrt{X} & 0 \\ 0 & 0 \end{pmatrix}, \quad \tilde{U} = \begin{cases} u_{ij}, & i = \overline{1, n}, & j = \overline{1, m}, \\ q_{ij}, & i = \overline{n+1, m}, & j = \overline{1, m}. \end{cases}$$

Матрица \sqrt{X} дополнена нулевыми элементами так, чтобы \sqrt{X} имела размер $m \times m$, элементы q_{ij} выбраны таким образом, чтобы $\bar{U} \in G$. Воспользовавшись инвариантностью меры μ , из (3) получаем

$$\int f(ZZ', (ZZ')^{-1/2} Z) p(Z) dZ = \int f(X, H^{(n)}) p(\sqrt{X}H^{(n)}) \varphi(X) \mu(dH) dX, \quad (4)$$

где $\varphi(X) = \int J(X, U) dU$.

Положив в формуле (4) $f(X, U) \equiv f(X)$, $p(Z) = (2\pi)^{-mn/2} \times \exp\{-0,5 \operatorname{Sp} ZZ'\}$, запишем $\int f(ZZ') p(Z) dZ = (2\pi)^{-mn/2} \int_{K_2} f(X) \times \varphi(X) \exp\{-0,5 \operatorname{Sp} X\} dX$. Но тогда $(2\pi)^{-mn/2} \varphi(X) \exp\{-0,5 \operatorname{Sp} X\}$ — плотность Уишарта. Поэтому согласно [1] $\varphi(X) = c_{n,m} \det Z_n^{(m-n-1)/2}$. Теорема 1 доказана.

Обобщенное распределение Уишарта. Обобщенной плотностью Уишарта будем называть плотность распределения матрицы $\Xi\Xi'$, где Ξ — случайная прямоугольная матрица с плотностью распределения $p(X)$. Согласно теореме 1 плотность распределения матрицы $\Xi\Xi'$, $m \geq n$ равна $c_{n,m} \int_G p(\sqrt{Z_n}H^{(n)}) \mu(dH) \det Z_n^{(m-n-1)/2}$, где Z_n — неотрицательно-определенная матрица порядка n .

Если случайная матрица Ξ имеет плотность распределения $(2\pi)^{-mn/2} \det R_n^{m/2} \exp\{-\operatorname{Sp}(X-M)R_n(X-M)'\}$, где R_n — положительно-определенная матрица, X и M действительные матрицы размера $m \times n$, $m \geq n$, то плотность распределения матрицы $\Xi\Xi'$ равна

$$(2\pi)^{-mn/2} c_{n,m} \int \exp\{-\operatorname{Sp}(\sqrt{Z_n}H^{(n)}-M)R_n(\sqrt{Z_n}H^{(n)}-M)'\} \mu(dH) \times \det R_n^{m/2} \det Z_n^{(m-n-1)/2}$$

и называется нецентральной плотностью Уишарта.

Если дополнительно к условиям теоремы 1 $p(\sqrt{Z_n}H^{(n)}) = q(Z_n)$, то матрицы $\Xi\Xi'$ и $(\Xi\Xi')^{-1/2}\Xi$ независимы и имеют распределения

$$P\{\Xi\Xi' \in M_1\} = c_{n,m} \int_{Z_n \in M_1} q(Z_n) \det Z_n^{(m-n-1)/2} dZ_n,$$

$$P\{(\Xi\Xi')^{-1/2}\Xi \in M_2\} = \int_{H^{(n)} \in M_2} \mu(dH).$$

Полярное разложение комплексных случайных матриц. Пусть Ξ — прямоугольная случайная комплексная матрица размера $m \times n$, $m \geq n$. Предположим, что существует совместная плотность распределения действительных и мнимых частей элементов ξ_{ij} матрицы Ξ , равная $p(X)$, где X — комплексная матрица того же размера, что и Ξ . Пусть L_1 — множество комплексных матриц размера $m \times n$, L_2 — множество эрмитовых неотрицательно-определенных матриц размера $n \times n$, L_3 — множество унитарных матриц раз-

мера $m \times n$, D_1 и D_2 — σ -алгебры борелевских множеств соответственно в L_2 и L_3 .

Теорема 2. Пусть Γ — группа m -мерных унитарных матриц и ν — нормированная мера Хаара на ней, Ξ — случайная комплексная прямоугольная матрица размера $m \times n$, $m \geq n$ с плотностью распределения $p(X)$. Тогда

$$P\{S^2 \in M_1, U \in M_2\} = \tilde{C}_{nm} \int_{Z_n \in M_1, H^{(n)} \in M_2} p(\sqrt{Z_n} H^{(n)}) \det Z_n^{m-n-1} \nu(dH) dZ_n, \quad (5)$$

где $M_1 \in D_1$, $M_2 \in D_2$, $H = (h_{ij}) \in \Gamma$, $H^{(n)} = (h_{ij})$, $i = \overline{1, n}$, $j = \overline{1, m}$; $\tilde{C}_{nm} = [\prod_{i=1}^n \Gamma(m-i+1) \pi^{n(n-1)-nm} 2^{n^2-n(n+1)/2}]^{-1}$.

Доказательство. Для любой ограниченной и непрерывной функции f элементов матрицы S^2 и U рассмотрим интеграл $\int f(ZZ^*, (ZZ^*)^{-1/2} Z) p(Z) dZ$. В этом интеграле сделаем замену переменных $Z = YH$, $Y \in L_1$, $H \in L_2$. Якобиан J такой замены переменных равен 1. Тогда $\int f(ZZ^*, (ZZ^*)^{-1/2} Z) p(Z) dZ = \int f(Y Y^*, (Y Y^*)^{-1/2} Y H) p(Y H) dY$. Используя доказательство теоремы 1, приходим к следующей формуле:

$$\int f(ZZ^*, (ZZ^*)^{-1/2} Z) p(Z) dZ = \int_{L_2 \times L_3} f(X, H^{(n)}) \times \\ \times p(\sqrt{X} H^{(n)}) \varphi(X) \nu(dH) dX, \quad (6)$$

где $\varphi(X)$ — некоторая борелевская функция элементов матрицы X .

Найдем функцию $\varphi(X)$. Воспользуемся заменой переменных $X = CYC$; $X, Y, C \in L_2$. Ее якобиан равен $|\det C|^{2(n+1)}$. Якобиан замены переменных $Z = CX$, $C \in L_2$, $Z, X \in L_1$ равен $|\det C|^{2m}$. После преобразований получаем

$$\int f(CZZ^*C) p(CZ) dZ |\det C|^{2m} \int f(CXC) p(C\sqrt{X}H^{(n)}) \times \\ \times \varphi(X) \mu(dH) dX |\det C|^{2m}, \\ \int f(ZZ^*) p(Z) dZ = \int f(CXC) p(\sqrt{CX}C H^{(n)}) \times \\ \times \varphi(CXC) \mu(dH) dX |\det C|^{2(n+1)}. \quad (7)$$

Пусть $p(Z) = (2\pi)^{-mn} \exp(-0,5 \operatorname{Sp} ZZ^*)$, $Z \in L_1$. Тогда из (7) следует $\varphi(X) |\det C|^{2m} = \varphi(CXC) |\det C|^{2(n+1)}$. При $C = X^{-1/2}$ $\varphi(X) = c \det X^{m-n-1}$.

Найдем константу c . Полагая $f \equiv 1$, $p(Z) = (2\pi)^{-nm} \exp(-0,5 \operatorname{Sp} ZZ^*)$, получаем $c^{-1} = (2\pi)^{-nm} \int_{L_2} \det X^{m-n-1} \exp(-0,5 \operatorname{Sp} X) dX$. В этом интеграле сделаем замену переменных $X = SS^*$, где S — комплексная верхняя треугольная матрица с действительными элементами

на диагонали. Якобиан такой замены переменных легко вычислить. Он равен $2^n \prod_{i=1}^n s_{ii}^{2n-2i+3}$ (s_{ii} — элементы матрицы S). Тогда

$$\begin{aligned} c^{-1} &= 2^n (2\pi)^{-nm} \int \exp(-0,5 \sum_{i>j} |s_{ij}|^2) \prod_{i>j} d \operatorname{Re} s_{ij} d \operatorname{Im} s_{ij} \times \\ &\times \prod_{i=1}^n \int_{s_{ii}>0} \exp(-0,5 s_{ii}^2) s_{ii}^{2m-2i+1} ds_{ii} = \\ &= \prod_{i=1}^n \Gamma(m-i+1) \pi^{n(n-1)-nm} 2^{2n-n(n+1)/2} \end{aligned}$$

Теорема 2 доказана.

Следствие 1. Если дополнительно к условиям теоремы 2 $p(\sqrt{Z_n} H^{(n)}) \equiv q(Z_n)$, $Z_n \in L_2$, $H^{(n)} \in L_3$, то матрицы $\Xi \Xi^*$ и $(\Xi \Xi^*)^{-1/2}$ Ξ независимы и имеют соответственно распределения $P\{\Xi \Xi^* \in M_1\} = c_{n,m} \int_{Z_n \in M_1} q(Z_n) \det Z_n^{m-n-1} dZ_n$, $P\{(\Xi \Xi^*)^{-1/2} \Xi \in M_2\} = \int_{H^{(n)} \in M_2} v(dH)$.

Моменты детерминантов случайных матриц Грама. Распределения случайных детерминантов имеют громоздкий вид, поэтому представляет интерес нахождение их моментов.

Пусть G — группа m -мерных вещественных ортогональных матриц и μ — нормированная мера Хаара на ней.

Теорема 3. Если случайная вещественная матрица Ξ размера $m \times n$, $m \geq n$ имеет плотность распределения $p(X)$ и существует $M(\det \Xi \Xi')^k$, где k — целое неотрицательное число, то $M(\det \Xi \Xi')^k = c_{n,m} c_{n,m}^{-1} \int p(\sqrt{Z_{(m+2k) \times n}} Z'_{(m+2k) \times n} H^{(n)}) \mu(dH) dZ_{(m+2k) \times n}$, где $Z_{(m+2k) \times n}$ — вещественная матрица размера $(m+2k) \times n$, $H^{(n)} = (h_{ij})$, $i = \overline{1, n}$, $j = \overline{1, m}$, $dZ = \prod dz_{ij}$, величины $c_{n,m}$ определены в теореме 1.

Доказательство. Используя теорему 1, находим

$$M(\det \Xi \Xi')^k = c_{n,m} \int p(\sqrt{Z_n} H^{(n)}) \det Z_n^{(m+2k-n-1)/2} \mu(dH) dZ_n,$$

где Z_n — неотрицательно-определенная матрица порядка n , и

$$\begin{aligned} &\int \psi(\sqrt{Z_{(m+2k) \times n}} Z'_{(m+2k) \times n}) dZ_{(m+2k) \times n} = \\ &= c_{n,m+2k} \int \psi(\sqrt{Z_n Z'_n}) \det Z_n^{(m+2k-n-1)/2} dZ_n, \end{aligned}$$

где ψ — некоторая непрерывная функция, выбранная так, чтобы эти интегралы существовали. Из этих двух равенств и получаем утверждение теоремы 3.

Следствие 2. Если дополнительно к условиям теоремы 3 $p(X) = q(XX')$ для всех матриц X размера $m \times n$, то

$$M(\det \Xi \Xi')^k = c_{n,m} c_{n,m+2k}^{-1} \int q(Z_{(m+2k) \times n} Z'_{(m+2k) \times n}) dZ.$$

В качестве примера случайной матрицы, удовлетворяющей условию $p(X) = q(XX')$, может служить матрица, плотность которой

равна $(2\pi)^{-mn/2} \exp \{-0,5 \operatorname{Sp} R_n^{-1} X X'\} \det R_n^{-m/2}$, где R_n — положительно-определенная матрица. В этом случае $\int q(Z_{(m+2k) \times n} Z'_{(m+2k) \times n}) \times \times dZ_{(m+2k) \times n} = (2\pi)^{-mn/2} \int \det R_n^{-m/2} \exp(-0,5 \operatorname{Sp} R_n^{-1} Z_{(m+2k) \times n} \times \times Z'_{(m+2k) \times n}) dZ_{(m+2k) \times n} = (2\pi)^{kn} \det R_n^k$.

Еще один пример плотности матрицы Ξ , удовлетворяющей следствию 2:

$$p(X) = \begin{cases} c, & \operatorname{Sp} X X' \leq 1, \\ 0, & \operatorname{Sp} X X' > 1, \end{cases} \quad c = \Gamma((n+m)/2 + 1) \pi^{-(n+m)/2}.$$

В этом случае моменты k -го порядка случайных величин $\det \Xi \Xi'$ равны $c_{n,m} c_{n,m+2k}^{-1} \Gamma((n+m)/2 + 1) \Gamma^{-1}((n+m+2k)/2 + 1) \pi^{2k}$.

Сингулярные собственные числа случайных матриц. Пусть Ξ — вещественная случайная матрица размера $m \times n$. Сингулярными собственными числами матрицы Ξ назовем собственные числа матрицы $\Xi \Xi'$. Если элементы матрицы Ξ удовлетворяют условиям теоремы 1, то плотность матрицы $\Xi \Xi'$ равна

$$Q(Z_n) = c_{n,m} \int p(V \bar{Z}_n H^{(n)}) \det Z_n^{(m-n-1)/2} \mu(dH).$$

Если собственные числа $\lambda_k(\omega)$ упорядочены по возрастанию, то, очевидно, они являются случайными величинами. Нам потребуется следующее утверждение.

Лемма 1. Если элементы матрицы Ξ удовлетворяют условиям теоремы 1, то собственные числа λ_i , $i = \overline{1, n}$ с вероятностью 1 различны.

Доказательство. Если хотя бы два числа λ_i совпадают между собой, то выражение $\Delta = \prod_{i > j} (\lambda_i - \lambda_j)$ должно быть равно нулю. Используя формулу для детерминанта Вандермонда, получаем

$$\Delta^2 = \det (s_{i+j})_{i,j=0}^{n-1}, \quad s_0 = n, \quad s_k = \operatorname{Sp} \Xi_n^k, \quad k = \overline{1, 2n-2}.$$

Но $\det (s_{i+j})$ — это некоторая полиномиальная функция элементов матрицы Ξ_n , не равная тождественно нулю. Так как у элементов матрицы Ξ_n существует совместная плотность распределения, то $P\{\Delta^2 = 0\} = 0$. Лемма 1 доказана.

Пусть Θ_n — случайная матрица, вектор-столбцы которой равны $\vec{\theta}_i$, $i = \overline{1, n}$, $\vec{\theta}_{1i} \geq 0$, G — группа n -мерных вещественных ортогональных матриц, B — σ -алгебра борелевских множеств группы G , μ — нормированная мера Хаара на группе G .

Теорема 4. Если существует плотность распределения случайной матрицы Ξ размера $m \times n$, $m \geq n$, то

$$P\{\Theta_n \in E, \alpha_i < \lambda_i < \beta_i, i = \overline{1, n}\} = c_{1n} \times \times \int Q(X_n Y_n X'_n) \prod_{i > j} (y_i - y_j) \mu(dX_n) dY_n, \quad (8)$$

где интегрирование ведется по области $y_1 > y_2 > \dots > y_n > 0$, $X_n \in E$, $x_{1i} \geq 0$, $\alpha_i < y_i < \beta_i$, $i = \overline{1, n}$, $X_n \in G$, $Y_n = (\delta_{ij} y_i)$, $dY_n = \prod_i dy_i$; $c_{1n} = 2^{-n} \pi^{n(n+1)/4} \prod_{i=1}^n \{\Gamma[(n-i+1)/2]\}^{-1}$.

Доказательство. Для любой ограниченной и непрерывной функции $f(\Theta_n, \Lambda_n)$ элементов матриц Θ_n , $\Lambda_n = (\delta_{ij} \lambda_i)$ в силу леммы 1 $M[f(\Theta_n, \Lambda_n)/\theta_{1i} \geq \varepsilon_i, i = \overline{1, n}] P\{\theta_{1i} \geq \varepsilon_i, i = \overline{1, n}\} = \int f(X_n, Y_n) p(Z_n) dZ_n$, где интегрирование ведется по области $\{x_{1i} \geq \varepsilon, i = \overline{1, n}, y_1 > \dots > y_n\}$, матрицы Y_n и X_n удовлетворяют уравнению $Z_n = X_n Y_n X_n'$, ε — произвольная постоянная, меньшая 1.

Так как якобиан преобразования $Z_n = H_n T_n H_n'$, где T_n — симметричная вещественная матрица, $H_n \in G$, равен единице, то

$$M[f(\Theta_n, \Lambda_n)/\theta_{1i} \geq \varepsilon, i = \overline{1, n}] P\{\theta_{1i} \geq \varepsilon, i = \overline{1, n}\} = \int f(H_n X_n, Y_n) p(H_n Z_n H_n') dZ_n, \quad (9)$$

где область интегрирования равна $\{\sum_{k=1}^n h_{1k} x_{ki} \geq \varepsilon, i = \overline{1, n}, y_1 > \dots > y_n > 0\}$. Рассмотрим замену переменных $Z_n = U_n Y_n U_n'$, $U_n \in G$, где элементы матрицы U_n заданы с помощью углов Эйлера u_i [4], которые принимают значения из множества K так, что первая ненулевая компонента каждого вектор-столбца матрицы U_n больше нуля. Очевидно, что число переменных слева и справа в равенстве $Z_n = U_n Y_n U_n'$ одинаково, на множестве $\{Z_n : y_1 > \dots > y_n > 0\}$ это преобразование взаимно однозначно и элементы матрицы $U_n Y_n U_n'$ почти всюду непрерывно дифференцируемы по параметрам y_j , u_i , $j = \overline{1, n}$, $i = \overline{1, n(n-1)/2}$. После замены переменных $Z_n = U_n Y_n U_n'$ интеграл (9) приобретает следующий вид:

$$\int f(H_n U_n, Y_n) p(H_n U_n Y_n U_n' H_n') J(U_n, Y_n) dY_n \prod_{i=1}^n du_i, \quad (10)$$

где $J(U_n, Y_n)$ — якобиан преобразования $Z_n = U_n Y_n U_n'$, $l = n(n-1)/2$ и область интегрирования равна $\{\sum_{k=1}^n h_{1k} u_{ki} \geq \varepsilon, i = \overline{1, n}, y_1 > \dots > y_n > 0, u_j \in K, j = \overline{1, l}\}$.

Выражение (10) от матрицы H_n не зависит, поэтому, интегрируя его по мере Хаара μ , получаем

$$\int_{u_{1i} \geq \varepsilon, y_1 > \dots > y_n} f(H_n, Y_n) p(H_n Y_n H_n') \psi(Y_n) \mu(dH_n) dY_n, \quad (11)$$

где $\psi(Y_n) = \int J(Y_n, U_n) \prod_{i=1}^n du_i$. Из работы [1] следует, что $J(Y_n,$

$U_n) = \prod_{i>j} (y_i - y_j) \varphi(U_n)$, $u_i \in K$, $i = \overline{1, l}$, $\varphi(U_n)$ — некоторая борелевская функция углов Эйлера матрицы U_n . Значит, $\psi(Y_n) = \prod_{i>j} (y_i - y_j) c$, где c — некоторая постоянная. Подставляя $\psi(Y_n)$ в (11) в силу произвольности ε , получаем $P\{\theta_{1i} = 0, i = \overline{1, n}\} = 0$. Следовательно, можно считать, что первые компоненты векторов

$\vec{\theta}_i$ неотрицательны. При $f \equiv 1$, $p(Z_n) = 2^{-n/2} \pi^{-n(n+1)/2} \exp\{-0,5 \times \times \text{Sp } Z_n^2\}$ значение константы c приведено в книге [1].

Найдем теперь распределение собственных чисел и векторов матрицы $\Xi \Xi^*$, где матрица Ξ удовлетворяет условиям теоремы 2. Плотность распределения матрицы $\Xi \Xi^*$ найдена в теореме 2, обозначим ее $f(Z_n)$. Собственные числа λ_k матрицы $\Xi \Xi^*$ располагаем в возрастающем порядке, а собственные векторы $\vec{\theta}_i$, $i = \overline{1, n}$ выбираем такими, чтобы $(\vec{\theta}_i, \vec{\theta}_i) = 1$ и $\arg \theta_{1i} = c_i$, $i = \overline{1, n}$, где c_i — некоторые неслучайные числа.

Теорема 5. Пусть Γ — группа n -мерных унитарных матриц, ν — нормированная мера Хаара на ней, B — σ -алгебра борелевских множеств группы Γ . Тогда

$$P\{\Theta_n \in E, \alpha_i < \lambda_i < \beta_i, i = \overline{1, n}\} = c_{2n} \int f(U_n Y_n U_n^*) \prod_{i>1} (y_i - y_j)^2 \nu(dU / \arg u_{1i} = c_i, i = \overline{1, n}) dY_n, \quad (12)$$

где интегрирование ведется по области $y_1 > \dots > y_n > 0$, $\alpha_i < < y_i < \beta_i$, $i = \overline{1, n}$, $U_n \in E \in B$, $\nu(dU_n / \arg u_{1i} = c_i)$ — регулярная условная мера Хаара, $c_{2n} = [\pi^{-n^2+n/2} \prod_{j=0}^{n-1} j!]^{-1}$.

Доказательство. Якобиан преобразования $X_n = U_n Y_n U_n^*$, $Y_n = (\delta_{ij} y_i)$, где $y_1 > \dots > y_n > 0$, $\arg u_{1i} = c_i$ и матрица U_n задается с помощью углов Эйлера, равен $J(U_n, Y_n) = \prod_{p>1} (y_p - y_i)^2 \varphi(U_n)$, $\varphi(U_n)$ — некоторая орелеская функция углов Эйлера матрицы U_n . Как и при доказательстве теоремы 4, для любой ограниченной и непрерывной функции $g(\Theta_n, \Lambda_n)$ элементов матриц Θ_n и Λ_n

$$Mg(\Theta_n, \Lambda_n) = \int g(H_n U_n, Y_n) f(H_n U_n Y_n U_n^* H_n^*) \times \times \prod_{p>1} (y_p - y_i)^2 \varphi(U_n) dY_n \prod_{i=1}^n du_i, \quad (13)$$

где область интегрирования равна

$$\{y_1 > \dots > y_n > 0, \arg \sum_{k=1}^n h_{1k} u_{ki} = c_i, i = \overline{1, n}, \arg u_{1i} = c_i, i = \overline{1, n}\}.$$

Не ограничивая общности рассуждений, будем считать, что в формуле (13) функции f и φ приближенно заменены непрерывными функциями. Тогда

$$Mg(\Theta_n, \Lambda_n) = \int g(H_n U_n, Y_n) f(H_n U_n Y_n U_n^* H_n^*) \prod_{p>1} (y_p - y_i)^2 \prod_{i=1}^n \delta(\arg \sum_{k=1}^n h_{1k} u_{ki} - c_i) \varphi(U_n) dY_n \prod_{i=1}^n du_i, \quad (14)$$

где $\delta(x)$ — δ -функция и область интегрирования равна $\{y_1 > \dots > y_n > 0, \arg u_{1i} = c_i, i = \overline{1, n}\}$.

Интегрируя обе части формулы (14) по мере Хаара ν , заданной на группе Γ матриц H , получаем формулу (12). Определим постоянную c_{2n} . Для этого в формуле (12) положим $f \equiv 1$, $f(X_n) = 2^{-n/2} \pi^{-n^2} \exp(-0,5 \text{Sp } X_n X_n^*)$. Тогда

$$1 = c_{2n} \int 2^{-n/2} \pi^{-n^2} \exp(-0,5 \sum_{i=1}^n y_i^2) \prod_{i>j} (y_i - y_j)^2 dY_n.$$

Теорема 5 доказана.

Неравенства для детерминантов и следов случайных матриц Грама. Пусть $A(x) = (\xi_{ij}(x))$, $i = \overline{1, m}$, $j = \overline{1, n}$ — комплексные матрицы, $\xi_{ij}(x)$ — случайные измеримые функции. Рассмотрим детерминанты матриц $\det(\int A(x) A^*(x) F(dx))$, где $F(x)$ — некоторая функция распределения. Неравенство

$$\det(\int A(x) A^*(x) F(dx))^{-s} \leq \int \det[A(x) A^*(x)]^{-s} F(dx), \quad s = 1, 2, \dots \quad (15)$$

следует из интегрального представления для детерминанта матрицы

$$\det(\int A(x) A^*(x) F(dx))^{-s} = [(2\pi)^{-n/2} \int \exp(-(\int A(x) \times \times A^*(x) F(dx) \vec{y}, \vec{y})) \prod_{i=1}^n dy_i)]^{-2s} \leq [(2\pi)^{-n/2} \int \exp(-(\int A(x) \times \times A^*(x) \vec{y}, \vec{y})) \prod_{i=1}^n dy_i)]^{-2s} \int \det[A(x) A^*(x)]^{-s} F(dx).$$

Пусть λ — минимальное собственное число матрицы $\int A(x) A^*(x) \times \times F(dx)$. Неравенство

$$\lambda^{-1} (\int A(x) A^*(x) F(dx)) \leq \int \lambda^{-1} (A(x) A^*(x)) F(dx) \quad (16)$$

получаем, используя формулу

$$\lambda^{-1} (\int (A(x) A^*(x) F(dx))) = \left[\min_{\substack{\vec{y} \\ (y_i, y_i)=1}} (\int A(x) A^*(x) F(dx) \vec{y}, \vec{y}) \right]^{-1},$$

где \vec{y} — комплексный n -мерный вектор.

Утверждения, аналогичные (15) и (16), справедливы для случайных матриц $(\int \Xi(x) \Xi^*(x) F(dx))$, где $\Xi(x) = (\xi_{ij}(x))$ — случайная матрица размера $m \times n$, $\xi_{ij}(x)$ — измеримые ограниченные с вероятностью 1 случайные процессы.

Моменты обратных случайных матриц. Рассмотрим линейную модель множественной регрессии $\vec{y} = A\vec{\theta} + \vec{\varepsilon}$, где $\vec{y} = (y_1, \dots, y_n)$ — вектор наблюдений некоторой переменной, $\vec{\varepsilon} = (\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_n)$ — вектор

ошибок наблюдений, $\vec{\theta} = (\theta_1, \dots, \theta_n)$ — вектор неизвестных параметров, A — случайная матрица значений контролируемых переменных размера $n \times m$. Предположим, что $M\vec{\varepsilon} = 0$, $M\vec{\varepsilon}'\vec{\varepsilon} = R$, R — положительно-определенная матрица. Тогда оценка вектора параметров $\vec{\theta}$ согласно методу наименьших квадратов равна $\hat{\vec{\theta}} = \lim_{\delta \rightarrow 0} (A'R^{-1} \times \times A + I\delta)^{-1} A'R^{-1}\vec{y}$.

Рассмотрим случай, когда с вероятностью 1 существует $(E'R^{-1}E)^{-1}$ (E — случайная матрица размера $n \times m$). Для оценки $\vec{\theta}$ в этом случае имеем $\hat{\vec{\theta}} = (E'R^{-1}E)^{-1}E'R^{-1}\vec{y}$. Эта оценка будет несмещенной, а ковариационная матрица ее K равна $M(E'R^{-1}E)^{-1}$. Найдем условия, когда существуют $M(E'R^{-1}E)^{-s}$ и $M[\det(E'RE)]^{-s}$.

Теорема 6. Пусть у случайной матрицы E существуют плотность распределения $\rho^r(X)$, $R > 0$, $m \geq n$ и интеграл

$$\int_{Z>0} Z^{-s} \rho(\sqrt{R}V\bar{Z}H^{(n)}) \det Z^{(m-n-1)/2} dZ \mu(dH), \quad (17)$$

где интегрирование ведется по множеству всех неотрицательно-определенных матриц Z n -го порядка, μ — нормированная мера Хаара на группе G ортогональных m -мерных матриц. Тогда $M(E'RE)^{-s} < \infty$ и

$$M(E'RE)^{-s} = c_{n,m} \det R^{n/2} \int_{Z>0} Z^{-s} \rho(\sqrt{R}V\bar{Z}H^{(n)}) \times \times \det Z^{(m-n-1)/2} dZ \mu(dH). \quad (18)$$

Доказательство. Очевидно, что $K = \int (X'R^{-1}X)^{-1} \rho(X) dX$.

После замены переменных $X = \sqrt{R}Y$ этот интеграл будет иметь вид $K = \int (Y'Y)^{-1} \rho(\sqrt{R}Y) dY \det R^{n/2}$. Используя теперь теорему 1 получаем (18). Теорема 6 доказана.

Следствие 3. Пусть дополнительно к условиям теоремы 6 $\sup_X \rho(X) < \infty$, $\rho(X) \equiv 0$, если $\text{Sp} XX' \geq c_1 > 0$, где c_1 — некоторая постоянная, и $m > n + 2s - 1$, где $s \geq 1$. Тогда $\|K\| < \infty$.

Доказательство. Используя теорему 4, из формулы (18) получаем $M(E'RE)^{-s} = c_{1n} c_{n,m} \det R^{n/2} \int UY^{-s}U' \rho(\sqrt{R}U\bar{Y}U'H^{(n)}) \times \times \prod_{i>j} (y_i - y_j) \prod_{i=1}^n y_i^{(m-n-1)/2} \prod_i dy_i \mu(dU)$, где интегрирование ведется по области $y_1 > \dots > y_n > 0$, $\sum_{i=1}^n y_i \leq c_1$, $u_{ii} \geq 0$, $U \in G$. Из этой формулы получаем оценку

$$\|K\| \leq c \int_{y_1 > \dots > y_n > 0, \sum_{i=1}^n y_i \leq c_1} \sum_{i=1}^n y_i^{-s} \prod_{i>j} (y_i - y_j) \times \times \prod_{i=1}^n y_i^{(m-n-1)/2} dy_i,$$

где $c > 0$ — некоторая постоянная.

Отсюда следует $\|K\| < \infty$. Следствие 3 доказано.

1. Андерсон Т. Введение в многомерный статистический анализ. М., 1963.
2. James A. T. The non-central Wishart distribution.— Proc. Roy. Soc., 1955, A229, N 2.
3. Гирко В. Л. Случайные матрицы. Киев, 1975.
4. Мурнаган Д. Ф. Теория представлений групп. М., 1950.
5. Юдицкий М. И. Оптимальное планирование регрессионных экспериментов при наличии случайных ошибок в уровнях факторов.— В кн.: Вопросы статистики и управления случайными процессами. Киев, 1973.
6. Дороговцев А. Я. Свойства оценок параметров линейной гауссовской регрессии в дискретном случае.— Вычислительная и прикладная математика, 1971, вып. 31.
7. Гирко В. Л. Стохастическая проблема Ляпунова.— Теория вероятностей и математическая статистика, 1979, вып. 20.
8. Журбенко И. Г. Некоторые моменты случайных определителей.— Теория вероятностей и ее применения, 1969, 9, вып. 4.

Поступила в редколлегию 07.05.79

V. L. Girko

THE POLAR EXPANSION OF RANDOM MATRICES

Let $\Xi = (\xi_{ij})$, $i = \overline{1, n}$, $j = \overline{1, m}$, $m \geq n$ be the rectangular real matrix, its elements being the stochastic values which have the joint distribution density. In this article the joint distribution of matrices $(\Xi \Xi')^{1/2}$ and $(\Xi \Xi')^{1/2} \Xi$ is found and is used to determine the Wishart distribution and the moments of the Gram determinants and of the reciprocal matrices.