

# ОБ ИНВАРИАНТНЫХ СВОЙСТВАХ СОСТОЯНИЙ ПРОЦЕССОВ ГАЛЬТОНА – ВАТСОНА С ИММИГРАЦИЕЙ

А. А. Имомов

---

Государственный Центр Тестирования при Кабинете Министров  
Республики Узбекистан, Институт Математики  
при Национальном Университете Узбекистана  
Узбекистан

E-mail: imotov\_azam@mail.ru

Рассмотрим ветвящийся процесс Гальтона – Ватсона с иммиграцией. Исследуем инвариантные свойства состояний рассматриваемого процесса.

*Ключевые слова:* ветвящийся процесс, иммиграция, переходные вероятности, цепь Маркова, инвариантная мера.

Исследуем модель эволюции частиц, называемую ветвящимся процессом Гальтона – Ватсона с иммиграцией (ПГВИ), в котором размер популяции частиц  $X_n$ ,  $n \in \mathbf{N}_0$ , образует однородную цепь Маркова с пространством возможных состояний  $S \subseteq \mathbf{N}_0$ . Рассматриваемый процесс обычно определяется следующим рекуррентным соотношением:

$$X_n = \sum_{k=1}^{X_{n-1}} \xi_{nk} + \eta_n, \quad n \in \mathbf{N},$$

где  $\{\xi_{nk}\}$  – последовательность независимых одинаково распределенных случайных величин интерпретируются как число непосредственных потомков  $k$ -й частицы  $(n-1)$ -го поколения, а независимые одинаково распределенные величины  $\eta_n$ , не зависящие от  $\xi_{nk}$ , как число иммигрантов в момент  $n$  частиц. Пусть  $X_0 = 0$  и величины  $\xi_{nk}$  имеют общий закон распределения  $p_k := \mathbf{P}\{\xi_{11} = k\}$ , а с вероятностью  $h_j := \mathbf{P}\{\eta_1 = j\}$  в каждый момент времени  $n \in \mathbf{N}$  в популяцию поступают ровно  $j \in \mathbf{N}_0$  частиц-иммигрантов извне. Вновь появившиеся частицы в дальнейшем претерпевают превращение по случайному закону  $\{p_j\}$ . Всюду мы предположим, что  $p_0 > 0$  и  $\sum_{j \in \mathbf{N}} h_j = 1$ .

Обозначим через  $p_{ij}^{(n)}$  переходные вероятности из состояния  $i$  в состояние  $j$  за  $n$  шагов в ПГВИ, то есть

$$p_{ij}^{(n)} := \mathbf{P}\{X_{k+n} = j | X_k = i\}$$

для любых  $n, k \in \mathbf{N}_0$ . Пусть

$$P_n^{(i)}(s) := \mathbf{E}_i s^{X_n} = \sum_{j \in S} p_{ij}^{(n)} s^j.$$

Обозначив ПФ

$$G(s) := \sum_{j \in \mathbf{N}_0} h_j s^j \quad \text{и} \quad F(s) := \sum_{j \in \mathbf{N}_0} p_j s^j,$$

находим, что

$$P_{n+1}^{(i)}(s) = G(s) \cdot P_n^{(i)}(F(s)), \quad (1)$$

и, следовательно

$$P_{n+1}^{(i)}(s) = [F_n(s)]^i \prod_{k=0}^{n-1} G(F_k(s)), \quad (2)$$

где  $F_n(s)$  – итерации ПФ  $F(s)$ . Из (2) видно, что вероятности  $\{p_{ij}^{(n)}\}$  полностью определяются при помощи распределений вероятностей  $\{p_j\}$  и  $\{h_j\}$ . Как и в обычном процессе без иммиграции, классификация состояний является одним из фундаментальных задач в теории ПГВИ. Обычное дифференцирование равенства (2) нам дает

$$\mathbf{E}_i X_n = \sum_{j \in S} j p_{ij}^{(n)} = \begin{cases} \left( \frac{\alpha}{A-1} + i \right) A^n - \frac{\alpha}{A-1}, & A \neq 1; \\ \alpha n + i, & A = 1, \end{cases}$$

где  $\alpha = G'(1)$ . Как показывают полученная формула для  $\mathbf{E}_i X_n$ , классификация состояний цепи  $\{X_n\}$  зависит от значения параметра  $A = F'(1)$  – среднего числа непосредственных потомков одной частицы за одно поколение. Процесс  $\{X_n\}$  называется докритическим, критическим и надкритическим, если  $A < 1$ ,  $A = 1$  и  $A > 1$ , соответственно.

Вышеописанный процесс впервые рассмотрен Хиткотом [3] в 1965 году. В дальнейшем свойства состояний ПГВИ, а также задача существования и единственности инвариантной меры для цепи  $\{X_n\}$  исследовались в работах Сенеты [8, 10, 11], Пэйкса [4–7] и многих других авторов. При этом предполагались выполнения моментных условий для ПФ  $F(s)$  и  $G(s)$ . Сенетой исследованы свойства эргодичности ПГВИ  $\{X_n\}$ . Им было доказано, что в случаях  $A \leq 1$  существует единственная инвариантная мера  $\{\mu_k, k \in S\}$ , причем  $\mu_0 = 1$ . Хиткот [2] и Пэйкс [7] показали, что в надкритическом случае состояние  $S$  будет невозвратным. В критическом случае, если момент  $\alpha := G'(1)$  конечный, то  $S$  может быть невозвратным, нуль-возвратным или эргодичным. В этом случае, если дополнительно предполагать  $2B := F''(1) < \infty$ , то свойства  $S$  зависят от значения параметра  $\lambda = \alpha/B$ : если  $\lambda > 1$  или  $\lambda < 1$ , то  $S$  невозвратно или нуль-возвратно, соответственно. В случае, когда  $\lambda = 1$ , Пэйкс [6] и Зубков [12] изучали необходимые и достаточные условия для нуль-возвратности  $S$ . Предельное распределение для состояний критического процесса  $\{X_n\}$  впервые найдено Сенетой [9]. Им было доказано, что при условии  $0 < \lambda < \infty$  нормированный процесс  $X_n/n$  имеет предельное гамма распределение с функцией плотности

$$\frac{1}{\Gamma(\lambda)} \left( \frac{x}{B} \right)^{\lambda-1} e^{-x/B}, \quad x > 0,$$

где  $\Gamma(\cdot)$  – гамма функция Эйлера. Этот результат независимо от Сенеты установлен также Пэйксом [6].

Обозначив  $P_n(s) := P_n^{(0)}(s)$ , из (2) имеем

$$\frac{P_n^{(i)}(s)}{P_n(s)} \rightarrow q^i, \quad n \rightarrow \infty, \quad (3)$$

так как  $\sup_{0 \leq s < 1} F_n(s) \rightarrow q$  (см. [1, с. 8]). В частности, если в (3) положим  $s = 0$ , то  $p_{i0}^{(n)} / p_{00}^{(n)} \rightarrow q^i$ . С целью получить утверждение в общем случае для любого  $j \in S$ , напомним  $P_{n+1}(s) = P_n(s) \cdot G(F_n(s))$  и, учитывая свойства ПФ, вычислим

$$\frac{\partial^j P_{n+1}(s)}{\partial s^j} = \frac{\partial^j P_n(s)}{\partial s^j} \cdot G'(F_n(s))F_n'(s) + D_{j,n}(s),$$

для всех  $0 \leq s \leq 1$ , где выражение  $D_{j,n}(s)$  представляет собой степенной ряд с неотрицательными коэффициентами. Следовательно, полагая  $s = 0$  в последних полученных соотношениях, имеем

$$\frac{P_{0j}^{(n+1)}}{P_{00}^{(n+1)}} \geq \frac{P_{0j}^{(n)} G'(F_n(s)) F_n'(s)}{P_{00}^{(n)} G(F_n(0))} = \frac{P_{0j}^{(n)}}{P_{00}^{(n)}} \cdot \left. \frac{\partial \ln G(F_n(s))}{\partial s} \right|_{s=0}.$$

Очевидно, что  $\ln' x = 1/x > 1$  для  $x \in (0; 1)$ . Поэтому согласно свойству ПФ, правая часть последнего неравенства больше 1. Так что варианта  $\{P_{0j}^{(n)}/P_{00}^{(n)}\}$  монотонно возрастает при  $n \rightarrow \infty$ . В наших условиях  $P_{00}^{(n)} > 0$  для любого  $n \in \mathbf{N}$  и, следовательно, эта варианта, возрастая, сходится к конечному неотрицательному пределу:

$$\frac{P_{0j}^{(n)}}{P_{00}^{(n)}} \uparrow \nu_j < \infty, \quad n \rightarrow \infty. \quad (4)$$

Теперь рассмотрим отношение  $P_{ij}^{(n)}/P_{00}^{(n)}$ . Обозначив

$$U_n^{(i)}(s) := \sum_{j \in S} \frac{P_{ij}^{(n)}}{P_{00}^{(n)}} s^j,$$

для всех  $0 \leq s \leq 1$ , напомним следующие соотношения:

$$U_n^{(i)}(s) = [F_n(s)]^i \frac{P_n(s)}{P_n(0)} = [F_n(s)]^i U_n(s), \quad (5)$$

где

$$U_n(s) = \sum_{j \in S} \frac{P_{0j}^{(n)}}{P_{00}^{(n)}} s^j.$$

Справедлива следующая теорема.

**Теорема 1.** Для всех  $j \in S$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{P_{ij}^{(n)}}{P_{00}^{(n)}} = q^i \nu_j < \infty. \quad (6)$$

Соответствующая ПФ

$$U(s) = \sum_{j \in S} \nu_j s^j$$

удовлетворяет функциональному уравнению

$$\sigma \cdot U(s) = G(s)U(F(s)) \quad (7)$$

в области ее сходимости, где  $\sigma := G(q)$ .

**Доказательство.** Утверждение (6) немедленно следует из (4) и (5), с учетом того, что  $\sup_{0 \leq s < 1} F_n(s) \rightarrow q$  при  $n \rightarrow \infty$ .

Чтобы доказать справедливость уравнения (7), комбинируем соотношения (1) и (5) с очевидным соотношением  $P_{n+1}(s) = P_n(s) \cdot G(F_n(s))$  и имеем следующее:

$$\begin{aligned} U_{n+1}^{(i)}(s) &= [F_{n+1}(s)]^i U_{n+1}(s) = [F_n(F(s))]^i \frac{P_{n+1}(s)}{P_{n+1}(0)} = \\ &= [F_n(F(s))]^i \frac{G(s) \cdot P_n(F(s))}{G(F_n(s)) \cdot P_n(0)} = \frac{G(s)}{G(F_n(0))} U_n^{(i)}(F(s)). \end{aligned}$$

Отсюда, переходя к пределу, получаем искомое.  $\square$

Как степенной ряд ПФ  $U(s)$  представляет собой непрерывную функцию в области  $0 \leq s < 1$ . Согласно свойствам ПФ она сходится для всех  $s \in [0; 1 - \varepsilon]$  и для любого произвольно малого положительного числа  $\varepsilon > 0$ .

Последовательное применение итерации в уравнении (7), приводит нас к следующему соотношению:

$$\sigma^n U(s) = P_n(s) U(F_n(s)). \quad (8)$$

На языке переходных вероятностей уравнение (1.3.8) пишется в виде

$$\sigma^n \cdot \nu_j = \sum_{i \in S} \nu_i P_{ij}^{(n)}. \quad (9)$$

Равенство (9) указывает на то, что множество неотрицательных чисел  $\{\nu_j, j \in S\}$  представляет собой инвариантную меру для ПГВИ  $\{X_n\}$ .

Введем в рассмотрение множество  $S = \{j \in \mathbf{N} : p_{0j}^{(n)} > 0\}$ . В силу условия  $p_{00}^{(n)} > 0$  и равенства (9), все  $\nu_j < \infty$  и  $\nu_j > 0$  для  $j \in S$ . А также  $\nu_0 = 1$ . Тогда по определению процесса  $\{X_n\}$  и, согласно равенству (8), имеем соотношения

$$\sigma^n = \sigma^n \nu_0 = \sum_{i \in S} \nu_i P_{i0}^{(n)} = \sum_{i \in S} \nu_i P_{i0}^{(n)} = \sum_{i \in S} \nu_i P_{i0}(n) P_{00}^{(n)} = \sum_{i \in S} \nu_i P_{i0}^i(n) P_{00}^{(n)} = P_n(0) U(F_n(0)),$$

где  $P_{i0}(n) = F_n(0)$ . Так что

$$U(F_n(0)) = \frac{\sigma^n}{P_{00}^{(n)}}, \quad (10)$$

для любых  $n \in \mathbf{N}$ .

Рассмотрим случай  $A \neq 1$ . В силу непрерывности  $U(s)$ , из (10) получим

$$\frac{\sigma^n}{P_{00}^{(n)}} \rightarrow U(q) < \infty, \quad n \rightarrow \infty. \quad (11)$$

Здесь мы учитывали то, что  $F_n(0) \rightarrow q$ . Собирая, теперь вместе соотношений (3), (6) и (11) напишем следующую теорему.

**Теорема 2.** Если  $A \neq 1$ , то для всех  $i, j \in S$ ,

$$\sigma^{-n} P_n^{(i)}(s) \rightarrow q^i \frac{U(s)}{U(q)}, \quad n \rightarrow \infty,$$

и для переходных вероятностей справедливо соотношение

$$\sigma^{-n} P_{ij}^{(n)} \rightarrow \frac{q^i \nu_j}{\sum_{k \in S} \nu_k q^k}, \quad n \rightarrow \infty.$$

**Замечание.** В докритическом случае ( $A < 1$ ), если среднее число иммигрирующих частиц  $\alpha = G'(1)$  конечно, то  $\{\nu_j, j \in S\}$  представляет собой инвариантное распределение с конечным средним значением

$$U'(s \uparrow 1) = \sum_{j \in S} j \nu_j = \frac{U(1) \alpha}{1 - A}. \quad (12)$$

Чтобы убедиться в конечности  $\sum_{j \in S} \nu_j$ , напишем соотношения

$$\sum_{k=0}^{n-1} \frac{G(F_k(s)) - G(F_k(0))}{G(F_k(s))} < \ln U_n(s) < \sum_{k=0}^{n-1} \frac{G(F_k(s)) - G(F_k(0))}{G(F_k(0))}.$$

Здесь мы воспользовались неравенствами

$$\frac{b-a}{b} < \ln \frac{b}{a} < \frac{b-a}{a},$$

которые справедливы для  $0 < b < a$ . Далее, используя теоремы о среднем, учитывая при этом свойства монотонности ПФ и их производных, имеем

$$G(F_k(s)) - G(F_k(0)) = \tilde{\alpha}(F_k(s)) - (F_k(0)),$$

где  $h_1 < \tilde{\alpha} < \alpha$ . Из полученных соотношений, делаем вывод о том, что

$$\ln U(s) = \frac{\tilde{\alpha}}{\tilde{h}_0} \sum_{k=0}^{\infty} [F_k(s) - F_k(0)],$$

где  $h_0 < \tilde{h}_0 < 1$ . В свою очередь,  $F_k(s) - F_k(0) \sim [A(0) - A(s)]A^k$  при  $k \rightarrow \infty$ , где

$$\frac{1}{A(s)} = \frac{1}{q-s} + \frac{\delta}{2},$$

где  $\delta > 0$  (см. [13]). Таким образом,  $U(s \uparrow 1) < \infty$ .

Продифференцировав, теперь уравнения (7), находим

$$U'(s) = G'(s)U(F(s)) + G(s)U'(F(s)F'(s)).$$

Полагая здесь  $s \uparrow 1$ , получим (11). □

**Теорема 3.** Пусть  $A \neq 1$ . Тогда для решения уравнения (7) выполняется свойство

$$U(1-t) = L(t),$$

где  $L(t)$  – медленно меняющаяся функция при  $t \downarrow 0$ .

## ЛИТЕРАТУРА

1. Athreya, K. B. Branching processes / K. B. Athreya, P. E. Ney New York : Springer, 1972.
2. Heatcote, C. R. Corrections and comments on the paper "A branching process allowing immigration" / C. R. Heatcote // Journal of the Royal Statistical Society. 1966. В 28. P. 213–217.
3. Heatcote, C. R. A branching process allowing immigration / C. R. Heatcote // Journal of the Royal Statistical Society. 1965. В 27. P. 138–143.
4. Pakes, A. G. Limit for the simple branching process allowing immigration, I. The case of finite offspring mean / A. G. Pakes // Adv. Appl. Prob. 1979. V. 11. P. 31–62.
5. Pakes, A. G. Further results on the critical Galton-Watson process with immigration / A. G. Pakes // J. Austral. Math. Soc. 1972. V 13(3). P. 277–290.
6. Pakes, A. G. On the critical Galton-Watson process with immigration. / A. G. Pakes // J. Austral. Math. Soc. 1971. V. 12. P. 476–482.
7. Pakes, A. G. Branching processes with immigration / A. G. Pakes // J. Appl. Prob. 1971. V 8(1). P. 32–42.
8. Seneta, E. On the invariant measures for simple branching process / E. Seneta // J. Appl. Prob. 1971. V. 8. P. 43–51.
9. Seneta, E. An explicit - limit theorem for the critical Galton-Watson process with immigration / E. Seneta // J. Roy. Statist. Soc. 1970. В 32(1). P. 149–152.
10. Seneta, E. Functional equations and the Galton-Watson process / E. Seneta // Adv. Appl. Prob. 1969, 1. P. 1–42.
11. Seneta, E. The stationary distribution of a branching process allowing immigration: A remark on the critical case / E. Seneta // J. Roy. Statist. Soc. 1968. В. 30(1). P. 176–179.
12. Зубков, А. М. Периоды жизни ветвящегося процесса с иммиграцией / А. М. Зубков // ТВП. 1972. Т. 17(1). С. 179–188.
13. Имомов, А. А. Несколько замечаний об асимптотических свойствах процессов Гальтона-Ватсона / А. А. Имомов, А. Мейлиев // Теория вероятностей, случайные процессы, математическая статистика и приложения: Материалы межд. конф. Мн., 2015.