

УДК 519.21

АСИМПТОТИЧНА ПОВЕДІНКА S -ЗУПИНЕНИХ ГІЛЛЯСТИХ ПРОЦЕСІВ ЗІ ЗЛІЧЕННОЮ КІЛЬКІСТЮ ТИПІВ

Ярослав ЄЛЕЙКО, Ірина КИРИЧИНСЬКА, Остап ОХРІН

Львівський національний університет імені Івана Франка,
79000, Львів, вул. Університетська, 1
e-mail: wild@mail.lviv.ua

Початковий процес зі зліченною кількістю типів $\mu(t)$ породжує зупинений гіллястий процес $\xi(t)$. Якщо початковий процес потрапляє в деяку непорожню множину S , то процес зупиняється. Припускається, що початковий процес докритичний, нерозкладний і неперіодичний. Доведено, що ймовірність виродження збігається до періодичної з періодом 1 функції.

Ключові слова: гіллясті процеси, ймовірність виродження, асимптотична поведінка.

1. Нехай задано фазовий вимірний простір $(X, \mathcal{A})$, де $\mathcal{A}$ — σ -алгебра задана на X . На цьому просторі розглядається необривний однорідний марківський процес з перехідною ймовірністю $P(t, x, A)$, де t — час, $x \in X$, $A \in \mathcal{A}$. Розглядаючи кожну траєкторію цього процесу як еволюцію блукання частинки, $P(t, x, A)$ інтерпретується як ймовірність того, що частинка, яка почала блукання з точки $x \in X$ за час t потрапляє в множину $A \in \mathcal{A}$. Припускається, що час дискретний, тривалість життя частинки дорівнює 1, і в кінці свого життя частинка миттєво породжує деяку випадкову кількість нових частинок, початкові положення яких розподілені випадково на просторі X . Кількість і положення цих частинок залежать тільки від положення частинки-предка в момент перетворення. Далі кожна нова частинка незалежно від інших частинок еволюціонує аналогічно.

Нехай $\mu_{xt}(A)$ випадкова міра, яка для кожного $A \in \mathcal{A}$ дорівнює кількості частинок у момент часу t , типи яких потрапляють в множину A за умови, що в початковий момент була тільки одна частинка в точці $x \in X$. $\mu_t(A)$ — випадкова міра, яка дорівнює кількості частинок у момент часу t , типи яких належать множині A .

Надалі вважаємо, що простір X складається зі зліченної кількості елементів $x_1, \dots, x_n, \dots$, тобто припускається, що множина типів частинок $\{T_1, \dots, T_n, \dots\}$ зліченна.

На підставі міри $\mu_{xt}(A)$ вводиться багатовимірна міра $\mu_{\mathbf{x}t}(A)$

$$\mu_{\mathbf{x}t}(A) = \left\{ \begin{array}{ll} \sum_{i=0}^{\infty} \sum_{j=1}^{n_i} \mu_{x_{ij}t}(x_m), & \text{якщо } x_m \in A \\ 0, & \text{в іншому випадку} \end{array} \right\}_{m=0}^{\infty},$$

де $\mathbf{x} = \{x_{11}, \dots, x_{1n_1}, x_{21}, \dots, x_{2n_2}, \dots\}$, $x_{ij} \in X$ — j -й елемент i -го типу.

Позначимо $\mathcal{N}_0 = \{0, 1, 2, \dots\}$, і відповідно $\mathcal{N}_0^\infty$ нескінченно вимірний простір, елементами якого є $x_i \in \mathcal{N}_0$.

Маючи $P(t, x, A)$, введемо $\hat{P}(t, \mathbf{x}, \mathbf{y})$, $(\mathbf{x}, \mathbf{y} \in \mathcal{N}_0^\infty)$, де $\hat{P}$ — ймовірність того, що якщо в початковий момент є вектор $\mathbf{x}$, то за час t отримуємо вектор $\mathbf{y}$. Керуючись зробленими позначеннями, можна записати співвідношення

$$\hat{P}(t, \mathbf{x}, \mathbf{y}) = P\{\mu_{\mathbf{x}t}(X) = \mathbf{y}\}.$$

Введемо $\mathcal{E}(i) = (\delta_{i1}, \dots, \delta_{in}, \dots)$, де δ_{ij} — символ Кронекера, $\delta_{\mathbf{x}\mathbf{y}} = \prod_{i=1}^{\infty} \delta_{x_i y_i}$, $\mathcal{E}(i)$ -частинка i -го типу. Вважаємо, що $a^b = a_1^{b_1} a_2^{b_2} \dots a_n^{b_n} \dots$, $a! = a_1! a_2! \dots a_n! \dots$, $\bar{a} = a_1 + \dots + a_n + \dots$, $a_i^{[b_i]} = a_i(a_i - 1) \dots (a_i - b_i + 1)$.

Означення 1. *Функціонал*

$$F(s(\cdot)) = F(s) = \mathbb{E} \exp \left\{ \int \ln s(x) \mu(dx) \right\}$$

називатимемо твірним функціоналом випадкової міри μ , де $s(x)$ — вимірна обмежена функція.

Твірний функціонал $F(s)$ визначений завжди, коли $0 < |s(x)| \leq 1$ та інтеграл $\int \ln s(x) \mu(dx)$ існує.

Для побудованого процесу твірний функціонал є таким:

$$h(t, s(\cdot)) = \mathbb{E} \exp \left\{ \int_X \ln s(z) \mu_t(dz) \right\}.$$

Надалі використовуватимемо тільки $s(\cdot) = \text{const} = s = (s_1, s_2, \dots)$. Легко перевірити, що введений твірний функціонал є твірним у тому сенсі, яким він є у випадку скінченної кількості типів (тоді це не функціонал, а функція).

Введемо

$$\begin{aligned} h^i(t, s) &= h^{\mathcal{E}(i)}(t, s), \\ h^{\mathcal{B}}(t, s) &= ((h^{\mathcal{E}(1)}(t, s))^{\mathcal{B}_1}, (h^{\mathcal{E}(2)}(t, s))^{\mathcal{B}_2}, \dots), \\ h(t, s) &= (h^{\mathcal{E}(1)}(t, s), h^{\mathcal{E}(2)}(t, s), \dots). \end{aligned}$$

Легко переконатися [3], що введений твірний функціонал задовольняє основне функціональне рівняння ($\forall t, \tau = 0, 1, 2, \dots$)

$$h(t + \tau, s) = h(t, h(\tau, s)).$$

Зафіксуємо скінченну підмножину $S \subset \mathcal{N}_0^\infty$, $0 \notin S$. *Зупиненим*, або *S -зупиненим* гіллястим процесом називається процес $\xi_{xt}(X)$, визначений для $t = 1, 2, \dots$ та $\mathbf{x} \in \mathcal{N}_0^\infty$ рівностями

$$\xi_{xt}(X) = \begin{cases} \mu_{xt}(X), & \text{якщо } \forall v, 0 \leq v < t, \mu_{xv}(X) \notin S \\ \mu_{xu}(X), & \text{якщо } \forall v, 0 \leq v < u, \mu_{xv}(X) \notin S, \mu_{xu}(X) \in S, u < t. \end{cases}$$

Отже, для S -зупиненого гіллястого процесу $\xi_{xt}(X)$, точки множини S є додатковими станами поглинання порівняно з початковим процесом $\mu_{xt}(X)$, який мав тільки одну точку поглинання 0. Тому на відміну від процесу $\mu_{xt}(X)$ в S -зупиненому гіллястому процесі $\xi_{xt}(X)$ окремі частинки в t -му поколінні незалежно розмножуються за ймовірнісним законом, який визначається твірною функцією $h(\cdot)$, тільки в тому випадку, коли $\xi_{xt}(X) \notin S$. Як тільки випадковий вектор $\xi_{xt}(X)$ потрапить у множину S , еволюція процесу припиняється.

Оскільки процес $\mu_{xt}(X)$ є ланцюгом Маркова, то

$$\hat{P}(t_1 + t_2, \alpha, \beta) = \sum_{\gamma \in \mathcal{N}_0^\infty} \hat{P}(t_1, \alpha, \gamma) \hat{P}(t_2, \gamma, \beta).$$

Крім того, розглянемо ймовірності $\tilde{P}(t, \alpha, \mathbf{r})$, які визначаються так:

$$\tilde{P}(t, \alpha, \mathbf{r}) = \begin{cases} \hat{P}(1, \alpha, \mathbf{r}), & t = 1; \\ \sum_{\beta \notin S} \hat{P}(1, \alpha, \beta) \tilde{P}(t-1, \beta, \mathbf{r}), & t \geq 2. \end{cases} \quad (1)$$

Легко бачити, що $\tilde{P}(l, \alpha, \mathbf{r})$ – це умовна ймовірність події

$$\{\mu_{\alpha l}(X) = \mathbf{r}\} \cap \left(\bigcap_{l'=1}^{l-1} \{\mu_{\alpha l'}(X) \notin S\} \right).$$

Позначимо

$$q_{\mathbf{r}}^{\mathbf{n}}(t) = P\{\xi_{nt}(X) = \mathbf{r}\}$$

– ймовірність виродження в стан $\mathbf{r} \in S$ до моменту часу t S -зупиненого гіллястого процесу $\xi_{xt}(X)$, що починається зі стану $\mathbf{n} \in \mathcal{N}_0^\infty$.

2. Основні факти.

Теорема 1. Для довільних $\mathbf{n} \notin S$, $\mathbf{n} \neq 0$, $\mathbf{r} \in S$, $t \geq 1$ справджується рівність

$$q_{\mathbf{r}}^{\mathbf{n}}(t) = \sum_{\alpha \in S} \sum_{l=1}^t c_{\alpha \mathbf{r}}(t, l) \hat{P}(l, \mathbf{n}, \alpha), \quad (2)$$

де коефіцієнти $c_{\alpha \mathbf{r}}(t, l)$ знаходять із співвідношень

$$c_{\alpha \mathbf{r}}(t+1, l+1) = c_{\alpha \mathbf{r}}(t, l), \quad (3)$$

$$c_{\alpha \mathbf{r}}(t+1, 1) = \delta_{\alpha \mathbf{r}} - \sum_{l=1}^{t-1} \tilde{P}(l, \alpha, \mathbf{r}), \quad (4)$$

$$c_{\alpha \mathbf{r}}(1, 1) = \delta_{\alpha \mathbf{r}}. \quad (5)$$

Доведення. Введемо

$$\tau = \min \{t : \mu_{nt}(X) \in S\}$$

момент першого попадання в S . Тоді при $t \geq l$

$$P\{\xi_{nt}(X) = \mathbf{r}, \tau = l\} = P\{\xi_{nt}(X) = \mathbf{r}\} = \tilde{P}(l, \mathbf{n}, \mathbf{r}).$$

Застосовуючи до $\tilde{P}(l, \mathbf{n}, \mathbf{r})$, $l \geq 2$, формулу (1), одержуємо

$$\begin{aligned} \tilde{P}(l, \mathbf{n}, \mathbf{r}) &= \sum_{\alpha \notin S} \hat{P}(1, \mathbf{n}, \alpha) \tilde{P}(l-1, \alpha, \mathbf{r}) = \\ &= \sum_{\alpha \notin S} \hat{P}(2, \mathbf{n}, \alpha) \tilde{P}(l-2, \alpha, \mathbf{r}) - \sum_{\alpha \in S} \hat{P}(1, \mathbf{n}, \alpha) \tilde{P}(l-1, \alpha, \mathbf{r}). \end{aligned}$$

Аналогічно перетворюється перша сума в правій частині цієї формули

$$\sum_{\alpha \notin S} \hat{P}(2, \mathbf{n}, \alpha) \tilde{P}(l-2, \alpha, \mathbf{r}) = \sum_{\alpha \notin S} \hat{P}(3, \mathbf{n}, \alpha) \tilde{P}(l-3, \alpha, \mathbf{r}) - \sum_{\alpha \in S} \hat{P}(2, \mathbf{n}, \alpha) \tilde{P}(l-2, \alpha, \mathbf{r}).$$

Роблячи такі самі перетворення в сумах $\sum_{\alpha \notin S} \hat{P}(i, \mathbf{n}, \alpha) \tilde{P}(l-i, \alpha, \mathbf{r})$, отримуємо

$$\tilde{P}(l, \mathbf{n}, \mathbf{r}) = \hat{P}(l, \mathbf{n}, \mathbf{r}) - \sum_{\alpha \in S} \sum_{i=1}^{l-1} \hat{P}(l-i, \mathbf{n}, \alpha) \tilde{P}(i, \alpha, \mathbf{r}), \quad (6)$$

$$l = 2, \dots, t, \quad \tilde{P}(l, \mathbf{n}, \mathbf{r}) = \hat{P}(1, \mathbf{n}, \mathbf{r}). \quad (7)$$

Оскільки $q_{\mathbf{r}}^{\mathbf{n}}(t) = \sum_{l=1}^t \tilde{P}(l, \mathbf{n}, \mathbf{r})$, то з формул (6), (7) випливають відношення (3), (4), (5). Теорема доведена.

Далі розглядатимемо процес аналогічно як в [1]. Нехай

$$A_1(x, D) = E\{\xi_{x1}(D)\}$$

перший факторіальний момент, де $\xi_{x1}(D)$ – така випадкова міра, яка для кожного $D \in \mathcal{A}$ дорівнює кількості частинок у момент часу 1, типи яких є в множині D , якщо в початковий момент часу була тільки одна частинка типу $x \in X$, за умови S -зупиненого процесу, тобто $\xi_{\mathbf{x}1}(D) = \sum_{i=1}^{\infty} \xi_{xi1}(D)$. Оскільки E лінійне, то $A_1(\mathbf{x}, D) = E\{\xi_{\mathbf{x}1}(D)\} = \sum_{i=1}^{\infty} A_1(x_i, D)$. Варто зазначити, що D може бути вектором і множиною.

Означення 2. Нехай $A_1(x, D) = A(x, D)$ та

$$A_{n+1}(x, D) = \int_X A_n(y, D) dA(x, y) = \int_X A(y, D) dA_n(x, y).$$

Вважається, що $A_0(x, D) = 1$, якщо $x \in D$, і $A_0(x, D) = 0$ в протилежному випадку.

В [4] доведено, що ітерації оператора A збігаються з першими моментами ξ , якщо визначити $A(t)$ – матрицю лінійного оператора, де її елементи $A_{ij}(t) = A_t(x_i, x_j)$, то буде виконуватись $A(t) = A^t$, де $A = A(1)$.

Нехай

$$B_t(x, D_1, D_2) = E\{\xi_{xt}(D_1) \cdot \xi_{xt}(D_2) - \xi_{xt}(D_1 \cap D_2)\}$$

другий факторіальний момент.

За Севастьяновим [3] всі типи частинок розбиваються на класи.

Означення 3. *Нерозкладний гіллястий процес з дискретним часом називається періодичним з періодом d , якщо найбільший дільник для всіх тих t , для яких $\langle A_t(x_i, x_i) \rangle > 0$, дорівнює d . Якщо $d = 1$, то процес називається неперіодичним.*

Означення 4. *Гіллястий процес, в якому всі типи утворюють один клас еквівалентних типів, називається нерозкладним. Всі інші процеси розкладні. Гіллястий процес – цілком розкладний, якщо множину типів можна розбити на дві непорожні замкнені підмножини.*

Означення 5. *Нерозкладний гіллястий процес з дискретним часом називається докритичним, якщо корінь Перрона δ матриці A менший, ніж одиниця, надкритичним, якщо $\delta > 1$ і критичним, якщо $\delta = 1$ і $f(x_i)B_{jk}^i\nu(x_j)\nu(x_k) > 0$, де B_{jk}^i – матриця оператора B , а f і ν відповідно правий і лівий власні вектори, що відповідають кореню перрона δ .*

Умова 1. *Ядро $E\xi_{xt}(S)$ нерозкладне, неперіодичне і докритичне.*

Згідно з умовою 1 оператор A , що визначається ядром $E\{\xi_{xt}(D)\}$ в просторі вимірних функцій і в просторі мір має власну функцію $f(\cdot)$ й інваріантну міру $\nu(\cdot)$, такі, що

$$\begin{aligned} \int_X f(y)A_t(x, dy) &= f(x) = \sum_{i=1}^{\infty} f(y_i)A_t(x, y_i), \\ \int_X A_t(x, Y)\nu(dx) &= \nu(Y) = \sum_{i=1}^{\infty} A_t(x_i, Y)\nu(x_i). \end{aligned}$$

Далі вважатимемо, що $0 < x_1 < f(x) < x_2 < \infty$, $\nu(X) < \infty$ та

$$\int_X f(y)\nu(dy) = 1 = \sum_{i=1}^{\infty} f(y_i)\nu(y_i). \quad (8)$$

Оператор, породжений визначеним ядром у просторі обмежених функцій має спектральний радіус менший одиниці.

Умова 2. $\forall i, j = 1, 2, \dots E\{\mu_{\mathcal{E}(j)1}(x_i) \log \mu_{\mathcal{E}(j)1}(x_i)\}$ – скінченні.

Умова 3. *Існує розклад $A_t(\mathbf{x}, \mathbf{y}) = \sum_k f(x_k)\delta_k^t\nu(y_k)$.*

Оскільки в нерозкладних, неперіодичних, докритичних процесах з дискретним часом всі власні значення за модулем менші одиниці, то на підставі умови 3 можна сказати, що при $t \rightarrow \infty$

$$A_t(x_i, y_j) = f(x_i)\delta_1^t\nu(y_j) + o(\delta_1^t),$$

де δ – найбільше власне значення. Отже,

$$\lim_{t \rightarrow \infty} A_t(x_i, y_j) \delta^{-t} = f(x_i) \nu(y_j). \quad (9)$$

Введемо позначення

$$\begin{aligned} R^i(t, s) &= 1 - h^i(t, s), \\ R(t, s) &= (R^1(t, s), \dots, R^n(t, s), \dots), \\ R(t, 0) &= Q(t) = (Q^1(t), \dots, Q^n(t), \dots) = \lim_{s \rightarrow 0} R(t, s). \end{aligned}$$

Так як і у випадку з одним числом типів, легко доводяться нерівності [3]

$$0 \leq R^i(t, s) \leq Q^i(t) \quad \text{при} \quad 0 < |s| \leq 1, \quad (10)$$

$$|R^i(t, s)| \leq 2Q^i(t) \quad \text{при} \quad 0 < |s| \leq 1. \quad (11)$$

З нерівності (11) випливає, що в гіллястих процесах, які вироджуються $R^i(t, s) \rightarrow 0$ рівномірно по $0 < |s| \leq 1$. Накладемо такі умови на процес.

Умова 4. $A^t > 0$ при деяких $t > 0$ в сенсі $\forall i, j \ a_{ij} > 0$ та $h^i(t, s) \neq A_{ij}(t)$.

Тут і надалі запис $A > 0$, де $A = \{a_{ij}\}$, означає, що $\forall i, j \ a_{ij} > 0$, а запис $A > B$, де $A = \{a_{ij}\}, B = \{b_{ij}\}$ – матриці, означає, що $\forall i, j \ a_{ij} > b_{ij}$.

Позначимо $h(s) = h(1, s)$.

Умова 5. За введених умов для цього процесу виконується

$$1 - h(s) = [A - E(s)](1 - s), \quad (12)$$

де матриця $E(s)$ при $0 < |s| \leq |s'| \leq 1$ задовольняє умови $0 < E(s') \leq E(s) \leq A$ і $\lim_{s \rightarrow 1} E(s) = 0$.

Теорема 2. За умов 3-5

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{R^i(t, s)}{f(x_k) R^k(t, s)} = \nu(x_i)$$

рівномірно за всіма $s \neq 1$ і $0 < |s| \leq 1$.

Цю теорему доводимо аналогічно до теореми 1 на стор. 192 у [3], замінюючи правий і лівий власні вектори власною функцією та інваріантною мірою відповідно. Матриці є з класу матриць нескінченно вимірного лінійного оператора.

Теорема 3. За умов 1-5 $\forall i, j = 1, 2, \dots$ та при $l \rightarrow \infty$

$$1 - \widehat{P}(l, \mathcal{E}(j), 0) = K(S_j) \delta^l (1 + o(1)), \text{ де } K(S_j) > 0; \quad (13)$$

а) існує границя умовних ймовірностей

$$\lim_{t \rightarrow \infty} P\{\mu_{\mathbf{n}t}(X) = \mathbf{k} | \mathbf{n} \neq 0\} = p_{\mathbf{k}}^*, \quad (14)$$

а твірна функція $h^*(s) = \sum_{\mathbf{k} \in \mathcal{N}_0^\infty} p_{\mathbf{k}}^* s^{\mathbf{k}}$ не залежить від $\mathbf{n}$ і задовольняє співвідношення

$$\begin{aligned} 1 - h^*(h(\cdot)) &= \delta(1 - h^*(s)), \\ h^*(0, \dots, 0, \dots) &= 0, h^*(1, \dots, 1, \dots) = 1; \end{aligned} \quad (15)$$

б) розподіл $p_{\mathbf{k}}^*$ має додатне математичне сподівання

$$h_j^*(1) = \lim_{s \rightarrow 1} h_j^*(s) = \sum_{\mathbf{k} \in \mathcal{N}_0^\infty} k_j p_{\mathbf{k}}^*,$$

$$\text{де } h_j^*(s) = \frac{\partial h^*(s)}{\partial s_j}.$$

Доводиться аналогічно до теореми 3 на стор. 198 у [3], з використанням теореми 2 для зображення границі твірної функції для умовного розподілу.

Накладемо ще одну умову.

Умова 6. Нехай $h_{ij}(s) = \frac{\partial h_i(s)}{\partial s_j}$, тоді для будь-якого j , $1 \leq j < \infty$ існує таке i , $1 \leq i < \infty$, що $h_{ij}(0)$ додатні.

На підставі рівності

$$h_{ij}(0) = \hat{P}(0, \mathcal{E}(i), \mathcal{E}(j)) = P\{\mu_{\mathcal{E}(i)1}(X) = \mathcal{E}(j)\}$$

це означає, що відповідні ймовірності $\hat{P}(0, \mathcal{E}(i), \mathcal{E}(j))$ додатні.

Далі нам буде потрібна ще одна лема.

Лема 1. За умов 1-6 границі умовних ймовірностей

$$\lim_{t \rightarrow \infty} P\{\mu_{\mathbf{n}t}(X) = \mathcal{E}(i) | n \neq 0\} = p_{\mathcal{E}(i)}^* > 0,$$

при всіх $i = 1, 2, \dots$

Доведення. Твірна функція $h^*(s) = \sum_{\mathbf{k}} p_{\mathbf{k}}^* s^{\mathbf{k}}$ в теоремі 3 задовольняє рівняння (15). Якщо в цьому рівнянні замінити s на $h(s)$, а потім повторити цю заміну t разів, отримаємо рівність

$$1 - h^*(h(t, s)) = \delta^t(1 - h^*(s)), \quad (16)$$

де $h(t, s)$ — t -та ітерація функції згідно з основним диференціальним рівнянням. Диференціюючи рівність (16) по s_j в точці $s = 0$, отримаємо

$$\sum_{i=1}^{\infty} h_i^*(h(t, 0)) h_{ij}(t, 0) = \delta^t h_j^*(0) = \delta^t p_{e(j)}^*. \quad (17)$$

При $t \rightarrow \infty$ всі координати $h(t, 0)$ прямують до 1, тому на підставі теореми 3 знайдуться такі T і C_1 , що при $t > T$ всі $h_i^*(h(t, 0)) \geq C_1 > 0$. З умови 6 випливає, що для $\forall 1 \leq j \leq \infty$ можна знайти таке i , що $h_{ij}(t, 0) > 0$, оскільки для будь-яких $i_1, i_2, \dots, i_{t+1}$

$$h_{i_1 i_{t+1}}(t, 0) \geq \prod_{l=1}^t h_{i_l i_{l+1}}(0).$$

Тому з (17) випливає, що для $\forall 1 \leq j \leq \infty$

$$\delta^t p_{e(j)}^* \geq C_1 \sum_{i=1}^t h_{ij}(t, 0) > 0,$$

що і треба було довести.

Теорема 4. При виконанні умови 1 граничні ймовірності виродження $q_{\mathbf{r}}^{\mathbf{n}} = \lim_{t \rightarrow \infty} q_{\mathbf{r}}^{\mathbf{n}}(t)$, $\forall \mathbf{n} \notin S$, $\mathbf{r} \in S$ можна подати у вигляді ряду

$$q_{\mathbf{r}}^{\mathbf{n}} = \sum_{l=1}^{\infty} \sum_{\alpha \in S} c_{\alpha \mathbf{r}} \hat{P}(l, n, \alpha), \quad (18)$$

$$\text{де } c_{\alpha \mathbf{r}} = \lim_{t \rightarrow \infty} c_{\alpha \mathbf{r}}(t, l) = \delta_{\alpha \mathbf{r}} - \sum_{u=1}^{\infty} \tilde{P}(u, \alpha \mathbf{r}).$$

Доведення. Ймовірності $q_{\mathbf{r}}^{\mathbf{n}}(t)$ зростають з ростом t і обмежуються зверху 1. Тому існують границі $q_{\mathbf{n}}^{\mathbf{r}} = \lim_{t \rightarrow \infty} q_{\mathbf{n}}^{\mathbf{r}}(t)$.

У формулі (2) зліва і справа можна перейти до границі при $t \rightarrow \infty$, оскільки за будь-яких $\alpha, \mathbf{r} \in S$ виконується нерівність $\tilde{P}(l, \alpha, \mathbf{r}) \leq \hat{P}(l, \alpha, \mathbf{r})$, а з нерівності Чебишова і умови 3 випливає

$$\begin{aligned} \hat{P}(l, \alpha, \mathbf{r}) &\leq P \left\{ \sum_{j=1}^{\infty} \mu_{\alpha l}(\mathcal{E}(j)) \geq 1 \right\} \leq \sum_{j=1}^{\infty} E \{ \mu_{\alpha l}(\mathcal{E}(j)) \} = \\ &= \sum_{i=1}^{\infty} \alpha_i \sum_{j=1}^{\infty} d_{ij} \delta^l (1 + o(1)), \end{aligned}$$

тому ряди $\sum_l \tilde{P}(l, \alpha, \mathbf{r})$ і $\sum_l \hat{P}(l, \alpha, \mathbf{r})$ сходяться. Звідси випливає (18).

Розглянемо асимптотичну поведінку $q_{\mathbf{r}}^{\mathbf{n}}$ при $\bar{\mathbf{n}} \rightarrow \infty$.

Далі припускатимемо, що виконуються умови (1.), (2.), (3.).

Теорема 5. Нехай виконуються умови 1, 2, 3 і $\lim_{\bar{\mathbf{n}} \rightarrow \infty} (n_i / \bar{\mathbf{n}}) = a_i$, де $a = (a_1, a_2, \dots)$. В цьому випадку при $\bar{\mathbf{n}} \rightarrow \infty$ для будь-якого $\mathbf{r} \in S$

$$q_{\mathbf{r}}^{\mathbf{n}} - H(\log_{\delta} \bar{\mathbf{n}}) \rightarrow 0, \quad (19)$$

де $H(x)$ – періодична функція з періодом 1, яка визначається рівностями

$$H(x) = \sum_{j=1}^{r_0} c_j H_j(x),$$

$$H_j(x) = \sum_{L=-\infty}^{\infty} \delta^{j(L+x)} e^{-(\mathbf{a}, K) \delta^{L+x}},$$

де константи $c_j = c_j(\mathbf{r}, \mathbf{a}, p^*)$ залежать від $\mathbf{r}$, $\mathbf{a}$ і граничного розподілу $p^* = \{p_k^*\}$ визначеного в лемі 1, $(\mathbf{a}, K) = \sum_{i=1}^{\infty} a_i K_i$, K_i – в (13), $r_0 = \max\{\bar{\mathbf{r}} = r_1 + r_2 + \dots : \mathbf{r} \in S\}$.

Доведення. Нехай $\theta(l) = (\theta_1(l), \theta_2(l), \dots)$ випадковий вектор, компоненти якого $\theta_i(l)$ дорівнюють числу частинок i -го типу, що дали потомство в процесі до покоління l . Тому можна записати, що для будь-яких $\alpha \in S$, $l \geq 1$ і $\mathbf{n} \notin S$ маємо

$$\begin{aligned} \hat{P}(l, \mathbf{n}, \alpha) &= \sum_{\{\beta: 1 \leq \bar{\beta} \leq \bar{\alpha}\}} P\{\mu_{\mathbf{n},l}(X) = \alpha, \theta(0, l) = \beta\} = \\ &= \sum_{\{\beta: 1 \leq \bar{\beta} \leq \bar{\alpha}\}} P\{\theta(0, l) = \beta\} P\{\mu_{\beta,l}(X) = \alpha \mid \theta(0, l) = \beta\}. \end{aligned} \quad (20)$$

В умовах теореми 5

$$\begin{aligned} P\{\theta(0, l) = \beta\} &= \prod_{i=1}^{\infty} \binom{n_i}{\beta_i} (\hat{P}(l, \mathcal{E}(i), 0))^{n_i - \beta_i} (1 - \hat{P}(l, \mathcal{E}(i), 0))^{\beta_i} = \\ &= \bar{\mathbf{n}}^{\bar{\beta}} \frac{\alpha^{\beta}}{\beta!} K^{\beta} \delta^l \bar{\beta} e^{-(\mathbf{a}, K) \bar{\mathbf{n}} \delta^l (1 + o(1))} (1 + o(1)), \end{aligned} \quad (21)$$

і незалежна від $\mathbf{n}$ ймовірність

$$\begin{aligned} P\{\mu_{\beta,l}(X) = \alpha \mid \theta(0, l) = \beta\} &= \sum_{\{\alpha^{(jk)}\}} \prod_{k=1}^{\infty} \prod_{j=1}^{\beta_k} P\{\mu_{\mathcal{E}(k),l}^{jk}(X) = \alpha^{(jk)} \mid \mathcal{E}(k) \neq 0\} \longrightarrow \\ &\longrightarrow \sum_{\{\alpha^{(jk)}\}} \prod_{k=1}^{\infty} \prod_{j=1}^{\beta_k} p_{\alpha^{(jk)}}^* \text{ при } l \rightarrow \infty, \end{aligned} \quad (22)$$

де $\mu_{\mathcal{E}(k),l}^{jk}(X)$ – гіллясті процеси, які мають той самий розподіл, що $\mu_{\mathcal{E}(k),l}(X)$, а підсумовування в $\sum_{\{\alpha^{(jk)}\}}$ проводиться за всіма такими $\alpha^{(jk)}$, для яких $\sum_{k=1}^{\infty} \sum_{j=1}^{\beta_k} \alpha^{(jk)} = \alpha$. З (20)-(22) випливає, що загальний член ряду (18) при $\bar{\mathbf{n}} \rightarrow \infty$, $l \rightarrow \infty$ можна записати у вигляді

$$\begin{aligned} (1 + o(1)) \sum_{\alpha \in S} \sum_{\{\beta: 1 \leq \bar{\beta} \leq \bar{\alpha}\}} g(\alpha, \beta) \sum_{\bar{\beta}}^{r_0} \delta^{(l + \log_{\delta} \bar{\mathbf{n}}) \bar{\beta}} \times \\ \times \exp\{- (\mathbf{a}, K) \delta^{l + \log_{\delta} \bar{\mathbf{n}}} (1 + o(1))\}, \end{aligned} \quad (23)$$

де $g(\alpha, \beta)$ незалежні від $\mathbf{n}$ і l величини. Неважко помітити також, що при $\bar{\mathbf{n}} \rightarrow \infty$ в формулі (18) кожний член ряду з будь-яким $l \geq 1$ прямує до нуля.

Виберемо $L_1 < L_2$ так, щоб суми

$$\sum_{L=L_2}^{\infty} \delta^{\bar{\beta} L} e^{-(\mathbf{a}, K) \delta^L} \text{ та } \sum_{L=-\infty}^{L_2} \delta^{\bar{\beta} L} e^{-(\mathbf{a}, K) \delta^L} \quad (24)$$

були малі. Прийнемо $l_i + \log_{\delta} \bar{\mathbf{n}} = L_i + x_{i\bar{\mathbf{n}}}$, $i = 1, 2$, де $0 \leq x_{i\bar{\mathbf{n}}} \leq 1$. З (23) та (24) випливає, що можна вибрати такі L_1 , L_2 і n_0 , щоб хвости суми в формулі (18) у

межах від 1 до l_1 і від l_2 до нескінченності були менші $\varepsilon/2$, де $\varepsilon > 0$ довільно мале. Члени ряду (18) з $l_1 < l < l_2$ можна замінити граничними виразами (23), оскільки при $\bar{n} \rightarrow \infty$ такі $l \rightarrow \infty$. Всього доданків у сумі $\sum_{l=l_1+1}^{l_2-1}$ в формулі (18) скінченне число $l_2 - l_1 - 1 = L_2 - L_1 - 1$, тому n_0 можна вибрати таким, щоб для всіх $\mathbf{n} > n_0$ помилка апроксимації також була менше $\varepsilon/2$. Звідси випливає твердження теореми, оскільки $\varepsilon > 0$ довільне.

З доведення теореми не видно, чи будуть в формулі (19) коефіцієнти c_j такі, що функція $H(x) > 0$. Для цього доведемо таку лему.

Лема 2. При виконанні умов 1-6 існує така константа $\Theta > 0$, що при деякому числі n_0 для всіх $\mathbf{n}$ з $\bar{n} \geq n_0$ і всіх $\mathbf{r} \in S$

$$q_{\mathbf{r}}^{\mathbf{n}} > \Theta.$$

Доведення. Позаяк за будь-якого t $q_{\mathbf{r}}^{\mathbf{n}} = \lim_{t \rightarrow \infty} q_{\mathbf{r}}^{\mathbf{n}}(t) \geq q_{\mathbf{r}}^{\mathbf{n}}(t)$, то нам достатньо довести, що нерівність $q_{\mathbf{r}}^{\mathbf{n}}(t) \geq \Theta > 0$ виконується за будь-яких достатньо великих t для всіх $\mathbf{r} \in S$ і $\mathbf{n}$ з $\bar{n} \geq n_0$. Скористаємося введенням випадковим вектором $\theta(0, t)$ і введемо ще один випадковий вектор $\theta'_i(t-1) = (\theta'_1(t-1), \theta'_2(t-1), \dots)$, де $\theta'_i(t-1)$ дорівнюють числу початкових частинок i -го типу, потомство яких непорожнє в $(t-1)$ -му поколінні, але порожнє в t -му поколінні. При $\mathbf{n} = (n_1, n_2, \dots)$, $n_1 \geq r_0 + 1$, де $r_0 = \max_{\mathbf{r} \in S} \bar{\mathbf{r}}$, використаємо нерівність

$$q_{\mathbf{r}}^{\mathbf{n}}(t) = P\{\boldsymbol{\mu}_{\mathbf{n}t}(X) = \mathbf{r}\} \geq P\{\boldsymbol{\mu}_{\mathbf{n}t}(X) = \mathbf{r}, \theta'(t-1) = (r_0+1-\bar{\mathbf{r}}), \theta(0, t) = \bar{\mathbf{r}}\mathcal{E}(1)\}. \quad (25)$$

Праву частину (25) можна записати як добуток $\mathcal{P}_1(\mathbf{n}, t)\mathcal{P}_2(t)$, де $\mathcal{P}_1(\mathbf{n}, t) = P\{\theta'(t-1) = (r_0+1-\bar{\mathbf{r}})\mathcal{E}(1), \theta(0, t) = \bar{\mathbf{r}}\mathcal{E}(1)\}$ залежить від $\mathbf{n}$ і t , а $\mathcal{P}_2(t) = P\{\boldsymbol{\mu}_{\mathbf{n}t}(X) = \mathbf{r} | \theta'(t-1) = (r_0+1-\bar{\mathbf{r}})\mathcal{E}(1), \theta(0, t) = \bar{\mathbf{r}}\mathcal{E}(1)\}$ залежить тільки від t . З означення випадкових векторів $\theta(0, t)$ та $\theta'(t-1)$ випливає, що

$$\begin{aligned} \mathcal{P}_1(\mathbf{n}, t) &= \frac{n_1!}{(n_1 - r_0 - 1)!(r_0 + 1 - \bar{\mathbf{r}})!\bar{\mathbf{r}}} [\hat{P}(t-1, \mathcal{E}(1), 0)]^{n_1 - r_0 - 1} \times \\ &\times (1 - \hat{P}(t-1, \mathcal{E}(1), 0))^{r_0 + 1 - \bar{\mathbf{r}}} (1 - \hat{P}(t-1, \mathcal{E}(1), 0))^{\bar{\mathbf{r}}} \times \\ &\times \prod_{i=1}^{\infty} [\hat{P}(1, \mathcal{E}(1), 0)^{n_i}] P\{\boldsymbol{\mu}'_{r_0+1-\bar{\mathbf{r}}t}(X) = 0 | r_0 + 1 - \bar{\mathbf{r}} \neq 0\}; \end{aligned} \quad (26)$$

$$\mathcal{P}_2(t) = \prod_{k=1}^{\infty} \prod_{j=1}^{r_k} P\{\boldsymbol{\mu}_{\mathcal{E}(1)t}^{(jk)}(X) = \mathcal{E}(k) | \mathcal{E}(k) \neq 0\}. \quad (27)$$

Тут $\boldsymbol{\mu}$, $\boldsymbol{\mu}'$, $\boldsymbol{\mu}^{(jk)}$ – гіллясті процеси, еволюція яких визначається твірною функцією $h(s) = (h_1(s), h_2(s), \dots)$. Вибираючи далі $t \rightarrow \infty$ так, щоб $\bar{n}\delta^t \rightarrow V > 0$ при $\bar{n} \rightarrow \infty$, отримуємо в правій частині рівності (26) додатну константу, помножену на умовну ймовірність, що стоїть у кінці формули. З допомогою граничного відношення $P\{\boldsymbol{\mu}'_t(X) = \mathbf{k} | \mathbf{k} \neq 0\} \rightarrow p_{\mathbf{k}}^*$, теореми 3 і рівності

$$\sum_{\mathbf{k} \in \mathcal{N}_0^{\infty}} p_{\mathbf{k}}^* (\hat{P}^{k_1}(1, \mathcal{E}(1), 0) \hat{P}^{k_2}(1, \mathcal{E}(2), 0) \dots) = h^*(h(0))$$

отримуємо, що ця умовна ймовірність у границі дорівнює $h^*(h(0))$. Вираз (27) не залежить від $\mathbf{n}$ і при $t \rightarrow \infty$ дорівнює добутку $\prod_{i=1}^{\infty} [p_{\mathcal{E}(i)}^*]^{r_i}$. Згідно з лемою 1 цей добуток додатний, що й завершує доведення.

-
1. *Слейко Я.І.* Асимптотичний аналіз і перехідні явища в матричнозначних випадкових еволюціях, гіллясті процеси та процеси марківського втручання випадку: Дис. ... д-ра фіз.-мат. наук. – Львів, 1994.
 2. *Севастьянов Б.А.* Асимптотическое поведение вероятностей вырождения остановленных ветвящихся процессов // Теория вер. и ее прил. – Т. 43, 1998. – С. 315-322.
 3. *Севастьянов Б.А.* Ветвящиеся процессы. – М., 1971.
 4. *Харрис Т.* Теория ветвящихся процессов. – М., 1966.

ASYMPTOTIC BEHAVIOUR OF THE S -STOPPED BRANCHING PROCESSES WITH COUNTABLE STATE SPACE

Yaroslav YELEJKO, Iryna KYRYCHYNSKA, Ostep OKHRIN

*Ivan Franko National University of L'viv,
79000, L'viv, Universytets'ka Str., 1
e-mail: wild@mail.lviv.ua*

The origin process with counted quantity of types $\mu(t)$ generates branching process $\xi(t)$, if in case of getting the initial processes into some nonempty set S process stops. We suppose that the first processes precritical, undecomposable, nonperiodical. It's proved that probability of degeneration convergss to periodical function with period 1.

Key words: branching processes, probability of degeneration, asymptotic behavior.

Стаття надійшла до редколегії 19.10.2006

Прийнята до друку 24.10.2007