7. ДСТУ ISO/IEC 13888-2002 Інформаційні технології. Методи захисту. Неспростовність (У 2-х частинах).
8. ДСТУ ISO/IEC 14888-2002 Інформаційні технології. Методи захисту. Цифрові підписи з доповненням (У 3-х частинах).
9. ДСТУ ISO/IEC 10118-2004 Методи захисту. Геш-функції (У 3-х частинах).
10. ДСТУ ETSI TS 101 862 (V1.3.3) (2006-01) Профіль посилених сертифікатів.
11. ISO/IEC 14888:2008 Information technology – Security techniques – Digital signatures with appendix (У 3-х частинах).

A. Melashchenko, O. Perevozchikova, O. Skarlat, K. Krivoruchko

SIGNATURE SUITES FOR INTEROPERABILITY OF NATIONAL SYSTEM OF ELECTRONIC DIGITAL SIGNATURES

In article possibilities of backward compatibility of current signature algorithm and hash functions in modified interoperable, with possibility of crosscertification National system of electronic digital signatures of Ukraine are analyzed. Also conformity listed in DSTU ETSI TS 102 176-1 standards with harmonized DSTU is resulted.

УДК 519.8

Чечельницький О. А., Франчук О. В., Кирієнко О. В.

ГРАНИЧНІ ХАРАКТЕРИСТИКИ МОДЕЛІ КОМП'ЮТЕРНОЇ МЕРЕЖІ ТИПУ ДЖЕКСОНА

В роботі досліджено граничні характеристики математичної моделі комп'ютерної мережі типу Джексона з двовимірним пуассонівським потоком вимог.

1. Опис моделі

У різних сферах нашого життя дедалі частіше значну роль відіграють комп'ютерні мережі. Будь-яка мережа складається з певної кількості функціонуючих елементів, які звичайно називають вузлами мережі. Вузли взаємодіють між собою. Задачею вузлів є обробка вимог (завдань), які надходять ззовні. Дуже часто завдання надходить не для одного вузла, а відразу для декількох, або навіть для всіх вузлів мережі. Ось чому велике значення має аналіз властивостей математичних моделей мережевих структур з відповідними вхідними потоками.

У цій статті ми розглянемо модель мережі Джексона, елементами якої є системи масового обслуговування типу *M*/*M*/∞ з двовимірним пуассонівським вхідним потоком вимог $(\nu_1(t), \nu_2(t))$ з параметрами $\lambda_1 > 0$, $\lambda_2 > 0$, $b > 0$. Вимоги з потоку $\nu_1(t)$ на першу систему, а вимоги з потоку $\nu_2(t)$ – на другу систему обслуговування. Нехай $\mu_i > 0, i = 1,2$ параметри показникових розподілів часу обслуговування відповідно в першій та другій системі. Позначимо також через $X_1(t)$ число вимог, які обслуговуються в першій системі *M*/*M*/∞ в момент часу *t*, а через $X_2(t)$ – число вимог у другій системі в момент часу *t*. Після обслуговування в першому вузлі вимога з ймовірністю p_{12} надходить на обслуговування до другої системи, або з ймовірністю p_{13} залишає нашу мережу. Аналогічно, після обслуговування в другому вузлі вимога з ймовірністю p_{21} переходить на обслуговування до першого вузла, або з ймовірністю p_{23} залишає мережу.

Однією з ключових проблем, яка розв'язується в рамках теорії масового обслуговування, є дослідження стаціонарних характеристик моделі. Очевидно, що найбільш успішним на цьому шляху є випадки, коли вдається знайти стаціонарний розподіл процесу обслуговування $(X_1(t), X_2(t))$. Тому актуальною стає наступна теорема.

Теорема 1. Нехай мережа Джексона $(M/M/\infty)^2$ є відкритою, тобто хоча б для одного індексу

$i = 1,2$ має місце строга нерівність: $p_{i3} > 0$. Тоді процес обслуговування $\left(X_1(t), X_2(t)\right)$ в мережі Джексона $(M/M/\infty)^2$ з двовимірним пуассонівським потоком вимог $\left(\nu_1(t), \nu_2(t)\right)$ має ергодичний розподіл з генератрисою такого вигляду:

$$\varphi(z_1, z_2) = Mz_1^{X_1} z_2^{X_2} =$$
$$= \exp\left\{-(a_1 + c_1)(1 - z_1) - (a_2 + c_2)(1 - z_2) - \right.$$
$$\left. -c_3(1 - z_1 z_2) - c_4\left(1 - z_1^2\right) - c_5\left(1 - z_2^2\right)\right\}.$$

Константи a_1 і a_2 мають вигляд: $a_1 = \theta_1/\mu_1$, $a_2 = \theta_2/\mu_2$, вектор $\theta = (\theta_1, \theta_2)$ є розв'язком рівняння $\theta = \lambda + \theta P$, де $\lambda = (\lambda_1, \lambda_2)$ і P є матрицею переходів по вузлах $P = \begin{pmatrix} 0 & p_{12} \\ p_{21} & 0 \end{pmatrix}$.

Своєю чергою, константи c_1, c_2, c_3, c_4, c_5 мають визначатися як:

$$c_1 = b\Big(\frac{(s_1+\mu_2)}{(s_1-s_2)}\frac{(s_1-\mu_1-\mu_2 p_{21})}{2s_1(s_1+s_2)} + \frac{\mu_2}{s_1 s_2} +$$
$$+\frac{(s_2+\mu_2)}{(s_1-s_2)}\frac{(-s_2+\mu_1+\mu_2 p_{21})}{2s_2(s_1+s_2)} + \frac{\mu_2 p_{21}}{(s_1-s_2)}\frac{(s_1-\mu_2-\mu_1 p_{12})}{2s_1(s_1+s_2)} +$$
$$+\frac{\mu_2 p_{21}}{(s_1-s_2)}\frac{(-s_2+\mu_2+\mu_1 p_{12})}{2s_2(s_1+s_2)} + \frac{\mu_2 p_{21}}{s_1 s_2} \Big),$$

$$c_2 = b\Big(\frac{(s_1+\mu_1)}{(s_1-s_2)}\frac{(s_1-\mu_2-\mu_1 p_{12})}{2s_1(s_1+s_2)} + \frac{\mu_1}{s_1 s_2} +$$
$$+\frac{(s_2+\mu_1)}{(s_1-s_2)}\frac{(-s_2+\mu_2+\mu_1 p_{12})}{2s_2(s_1+s_2)} + \frac{\mu_1 p_{12}}{(s_1-s_2)}\frac{(s_1-\mu_1-\mu_2 p_{21})}{2s_1(s_1+s_2)} +$$
$$+\frac{\mu_1 p_{12}}{(s_1-s_2)}\frac{(-s_2+\mu_1+\mu_2 p_{21})}{2s_2(s_1+s_2)} + \frac{\mu_1 p_{12}}{s_1 s_2} \Big),$$

$$c_3 = b\Big(\frac{(s_1+\mu_2)(\mu_1-s_1)}{(s_1-s_2)2s_1(s_1+s_2)} + \frac{(s_2+\mu_2)(s_2-\mu_1)}{(s_1-s_2)2s_2(s_1+s_2)} -$$
$$-\frac{\mu_1 p_{12}\mu_2 p_{21}}{(s_1-s_2)^2}\frac{(s_1-s_2)^2-2s_1 s_2}{2s_1 s_2(s_1+s_2)} \Big).$$

$$c_4 = b\frac{(s_1+\mu_2)\mu_2 p_{21}}{(s_1-s_2)2s_1(s_1+s_2)} - \frac{(s_2+\mu_2)\mu_2 p_{21}}{(s_1-s_2)2s_2(s_1+s_2)},$$

$$c_5 = \frac{(s_1+\mu_1)\mu_1 p_{12}}{(s_1-s_2)2s_1(s_1+s_2)} - \frac{(s_2+\mu_1)\mu_1 p_{12}}{(s_1-s_2)2s_2(s_1+s_2)}.$$

В останніх виразах s_1 та s_2 є розв'язками рівняння $s^2 + s(\mu_1+\mu_2) + \mu_1\mu_2(1 - p_{12}p_{21}) = 0$:

$$s_{1,2} = \frac{-(\mu_1+\mu_2) \pm \sqrt{(\mu_1-\mu_2)^2 + 4\mu_1\mu_2 p_{12}p_{21}}}{2}.$$

Доведення

Процес обслуговування $\left(X_1(t), X_2(t)\right)$ є двовимірним ланцюгом Маркова з неперервним часом та зліченною множиною станів. Ергодичний розподіл для цього процесу збігається з єдиним розв'язком системи лінійних алгебраїчних рівнянь для стаціонарних ймовірностей. Але знаходження цього розв'язку є задачею непростою з причини зліченного числа алгебраїчних рівнянь та двовимірності нашого процесу. У статті використаємо інший підхід, який базується на конструктивному представленні стохастичного процесу $\left(X_1(t), X_2(t)\right)$ через суми індикаторних випадкових величин на вхідному пуассонівському потоці, кожна з яких буде описувати процес обслуговування окремо розглянутої вимоги. У подальшому, не обмежуючи загальності, вважаємо, що в початковий момент часу вимог у вузлах мережі не було.

Нехай $\xi(t)$, $t \ge 0$ – ланцюг Маркова з інфінітезімальною матрицею $Q = \left\|q_{ij}\right\|_{i,j=1}^{3}$, елементи якої мають такий вигляд:

$$q_{ij} = \begin{cases} -\mu_i, \ i = j = 1,2 \\ \mu_i p_{ij}, \ i \ne j, \ i = 1,2; \ j = 1,2,3. \\ 0, \ i = 3, \ j = 1,2,3. \end{cases}$$

Вочевидь, що для ланцюга Маркова $\xi(t)$ множина станів $\{1,2\}$ є неістотною, а стан $\{3\}$ є поглинаючим. Через $p_{ij}(t) = P\left\{\xi(t) = j / \xi(0) = i\right\}$ будемо позначати ймовірності переходів ланцюга $\xi(t)$. Легко помітити, що ланцюг Маркова $\xi(t)$ описує процес обслуговування вимоги у вузлах відкритої мережі Джексона $(M/M/\infty)^2$, при цьому потрапляння ланцюга Маркова $\xi(t)$ в стан $\{3\}$ інтерпретується як вихід вимоги з мережі.

Введемо до розгляду два сімейства незалежних двовимірних випадкових величин з такими розподілами. Двовимірна випадкова величина $\chi_k^1(t)$ нехай приймає значення $(1,0)$ з ймовірністю $p_{11}(t)$, значення $(0,1)$ з ймовірністю $p_{12}(t)$ та значення $(0,0)$ з ймовірністю $p_{13}(t)$. Випадкова величина $\chi_k^2(t)$ приймає значення $(1,0)$ з ймовірністю $p_{21}(t)$, значення $(0,1)$ з ймовірністю $p_{22}(t)$ та значення $(0,0)$ з ймовірністю $p_{23}(t)$.

Тоді з ймовірністю 1 для двовимірного процесу обслуговування має місце таке представлення у вигляді сум індикаторних випадкових величин на пуассонівському потоці вимог, які надходять зовні до нашої моделі:

$$\left(X_1(t), X_2(t)\right) = \sum_{k=1}^{y_1(t)} \chi_k^1\left(t - t_k^1\right) +$$
$$+\sum_{k=1}^{y_2(t)} \chi_k^2\left(t - t_k^2\right) + \sum_{k=1}^{y_3(t)} \left\{\chi_k^1\left(t - t_k^3\right) + \chi_k^2\left(t - t_k^3\right)\right\},$$

де $y_1(t)$, $y_2(t)$ та $y_3(t)$ – пуассонівські процеси з параметрами λ_1, λ_2 і b відповідно, $t_k^i, k = 1,2,...$, $i = 1,3$ є моментами приходу вимог відповідно з потоку $y_i(t)$, $i = 1,3$. Введемо до розгляду двовимірну генератрису величини $\left(X_1(t), X_2(t)\right)$: $\varphi(z_1, z_2, t) = Mz_1^{X_1(t)} z_2^{X_2(t)}$. Використовуючи властивості умовного математичного сподівання, можемо записати:

$$\varphi(z_1,z_2,t)=M\left\{M\left\{z_1^{X_1(t)}z_1^{X_2(t)}/t_1,\dots,t_{\nu(t)}\right\}\right\}=$$

$$=M\prod_{k=1}^{y_1(t)}A_1\left(z_1,z_2,t-t_k^1\right)M\prod_{k=1}^{y_2(t)}A_2\left(z_1,z_2,t-t_k^2\right)\times$$

$$\times M\prod_{k=1}^{y_3(t)}A_1\left(z_1,z_2,t-t_k^3\right)A_2\left(z_1,z_2,t-t_k^3\right),$$

де $A_i(z_1,z_2,t)=p_{i3}(t)+z_1p_{i1}(t)+z_2p_{i2}(t)$, $i=1,2$.

Для знаходження генератрис з останнього виразу знову скористаємося умовними математичними сподіваннями, але стосовно величини $y_i(t)$, $i=1,3$. Тоді можемо записати:

$$\varphi(z_1,z_2,t)=\varphi_1(z_1,z_2,t)\varphi_2(z_1,z_2,t)\varphi_3(z_1,z_2,t),$$

де $\varphi_1(z_1,z_2,t)=M\left\{M\left\{\prod_{k=1}^{y_1(t)}A_1\left(z_1,z_2,t-t_k^1\right)/\,y_1(t)\right\}\right\}$,

$$\varphi_2(z_1,z_2,t)=M\left\{M\left\{\prod_{k=1}^{y_2(t)}A_2\left(z_1,z_2,t-t_k^2\right)/\,y_2(t)\right\}\right\},$$

$$\varphi_3(z_1,z_2,t)=$$

$$=M\left\{M\left\{\prod_{k=1}^{y_3(t)}A_1\left(z_1,z_2,t-t_k^3\right)A_2\left(z_1,z_2,t-t_k^3\right)/\,y_3(t)\right\}\right\}.$$

Фіксуючи числа стрибків пуассонівських процесів $y_i(t)$, $i=1,3$ на довільному інтервалі часу $[0, t]$, моменти стрибків ведуть себе як незалежні випадкові величини, які мають рівномірний на $[0, t]$ розподіл. Скористаємось цим для підрахунку умовного математичного сподівання в останніх виразах. Тоді ми отримаємо:

$$\varphi_1(z_1,z_2,t)=M\left\{\frac{1}{t}\int_0^t A_1(z_1,z_2,u)du\right\}^{y_1(t)},$$

$$\varphi_2(z_1,z_2,t)=M\left\{\frac{1}{t}\int_0^t A_2(z_1,z_2,u)du\right\}^{y_2(t)},$$

$$\varphi_3(z_1,z_2,t)=M\left\{\frac{1}{t}\int_0^t A_1(z_1,z_2,u)A_2(z_1,z_2,u)du\right\}^{y_3(t)}.$$

В останніх виразах коефіцієнт $\frac{1}{t}$ є щільністю рівномірного на проміжку $[0,1]$ розподілу.

Після відповідних перетворень з генератрисами $A_1(z_1,z_2,u)$ та $A_2(z_1,z_2,u)$ функція $\varphi(z_1,z_2,t)$ матиме вигляд:

$$\varphi(z_1,z_2,t)=$$

$$=\exp\left\{-\left(a_1(t)+c_1(t)\right)(1-z_1)-\right.$$

$$-\left(a_2(t)+c_2(t)\right)(1-z_2)-$$

$$\left.-c_3(t)(1-z_1z_2)-c_4(t)\left(1-z_1^2\right)-c_5(t)\left(1-z_2^2\right)\right\},$$

де

$$a_1(t)=\left(\lambda_1\int_0^t p_{11}(u)du+\lambda_2\int_0^t p_{21}(u)du\right);$$

$$a_2(t)=\left(\lambda_1\int_0^t p_{12}(u)du+\lambda_2\int_0^t p_{22}(u)du\right);$$

$$c_1(t)=b\int_0^t\left(p_{13}(u)p_{21}(u)+p_{11}(u)p_{23}(u)\right)du;$$

$$c_2(t)=b\int_0^t\left(p_{13}(u)p_{22}(u)+p_{12}(u)p_{23}(u)\right)du;$$

$$c_3(t)=b\int_0^t\left(p_{11}(u)p_{22}(u)+p_{12}(u)p_{21}(u)\right)du;$$

$$c_4(t)=b\int_0^t p_{11}(u)p_{21}(u)du;$$

$$c_5(t)=b\int_0^t p_{12}(u)p_{22}(u)du.$$

Для знаходження границі за $t\to+\infty$ функції $\varphi(z_1,z_2,t)$ треба знати відповідні границі останніх інтегралів. З цією метою знайдемо явний вираз для ймовірностей переходів ланцюга Маркова $\xi(t)$.

Враховуючи структуру інфінітізимальної матриці Q, пряма система диференційних рівнянь Колмогорова для матриці перехідних ймовірностей $P(t)=\left\|p_{ij}(t)\right\|_{i,j=1}^2$ буде мати вигляд:

$$\begin{cases}p'_{11}(t)=-\mu_1p_{11}(t)+\mu_2p_{21}p_{12}(t)\\ p'_{12}(t)=\mu_1p_{12}p_{11}(t)-\mu_2p_{12}(t)\\ p'_{21}(t)=\mu_2p_{21}p_{22}(t)-\mu_1p_{21}(t)\\ p'_{22}(t)=-\mu_2p_{22}(t)+\mu_1p_{12}p_{21}(t)\end{cases}$$

Для роз'язку цієї системи скористаємось перетворенням Лапласа функцій перехідних ймовірностей $p_{ij}^*(s)=\int_0^{+\infty}p_{ij}(t)e^{-st}dt$, $i,j=1,2$.

Неважко також помітити, що два перші і два останні рівняння записаної вище системи утворюють незалежні системи диференційних рівнянь і можуть бути розглянуті окремо. Отже, можемо виписати систему алгебраїчних рівнянь для відповідних перетворень Лапласа:

$$\begin{cases}sp^*_{11}(s)-1=-\mu_1p^*_{11}(s)+\mu_2p_{21}p^*_{12}(s)\\ sp^*_{12}(s)=\mu_1p_{12}p^*_{11}(s)-\mu_2p^*_{12}(s)\end{cases}$$

З останньої системи знаходимо перетворення Лапласа функцій $p_{12}(t)$ та $p_{11}(t)$:

$$p_{12}^*(s)=\frac{\mu_1p_{12}p_{11}^*(s)}{s+\mu_2},$$

$$p_{11}^*(s)=\frac{s+\mu_2}{s^2+s(\mu_1+\mu_2)+\mu_1\mu_2(1-p_{12}p_{21})}.$$

Нескладно переконатися, що квадратне рівняння $s^2 + s(\mu_1 + \mu_2) + \mu_1\mu_2(1 - p_{12}p_{21}) = 0$ має два дійсних від'ємних розв'язки:

$$s_{1,2} = \frac{-(\mu_1 + \mu_2) \pm \sqrt{(\mu_1 - \mu_2)^2 + 4\mu_1\mu_2 p_{12} p_{21}}}{2}.$$

Тоді функції $p_{11}^*(s)$ та $p_{12}^*(s)$ можна представити у вигляді:

$$p_{11}^*(s) = \frac{1}{s - s_2} + (s_1 + \mu_2)\frac{1}{s - s_1} \cdot \frac{1}{s - s_2},$$

$$p_{12}^*(s) = \mu_1 p_{12} \frac{1}{(s - s_1)(s - s_2)}.$$

Беручи обернене перетворення Лапласа, знаходимо явний вираз перехідних ймовірностей $p_{11}(t)$ та $p_{12}(t)$:

$$p_{11}(t) = e^{s_1 t}\frac{s_1 + \mu_2}{s_1 - s_2} - e^{s_2 t}\frac{s_2 + \mu_2}{s_1 - s_2},$$

$$p_{12}(t) = e^{s_1 t}\frac{\mu_1 p_{12}}{s_1 - s_2} - e^{s_2 t}\frac{\mu_1 p_{12}}{s_1 - s_2}.$$

Перехідну ймовірність $p_{13}(t)$ можна знайти з умови нормування:

$$p_{11}(t) + p_{12}(t) + p_{13}(t) = 1.$$

Подібним чином знаходимо перехідні ймовірності $p_{21}(t)$, $p_{22}(t)$ та $p_{23}(t)$:

$$p_{21}(t) = e^{s_1 t}\frac{\mu_2 p_{21}}{s_1 - s_2} - e^{s_2 t}\frac{\mu_2 p_{21}}{s_1 - s_2},$$

$$p_{22}(t) = e^{s_1 t}\frac{s_1 + \mu_1}{s_1 - s_2} - e^{s_2 t}\frac{s_2 + \mu_1}{s_1 - s_2},$$

$$p_{23}(t) = 1 - p_{21}(t) - p_{22}(t) =$$

$$= 1 - e^{s_1 t}\left(\frac{s_1 + \mu_1}{s_1 - s_2} + \frac{\mu_2 p_{21}}{s_1 - s_2}\right) + e^{s_2 t}\left(\frac{s_2 + \mu_1}{s_1 - s_2} + \frac{\mu_2 p_{21}}{s_1 - s_2}\right).$$

Тепер, використовуючи отримані результати, можна визначити константи граничного розподілу. Після знаходження відповідних інтегралів отримаємо явний вигляд визначених вище констант:

$$a_1 = \theta_1 / \mu_1, \quad a_2 = \theta_2 / \mu_2$$

$$c_1 = b\Big(\frac{(s_1 + \mu_2)}{(s_1 - s_2)}\frac{(s_1 - \mu_1 - \mu_2 p_{21})}{2s_1(s_1 + s_2)} + \frac{\mu_2}{s_1 s_2} + \frac{(s_2 + \mu_2)}{(s_1 - s_2)}\frac{(-s_2 + \mu_1 + \mu_2 p_{21})}{2s_2(s_1 + s_2)} + \frac{\mu_2 p_{21}}{(s_1 - s_2)}\frac{(s_1 - \mu_2 - \mu_1 p_{12})}{2s_1(s_1 + s_2)} + \frac{\mu_2 p_{21}}{(s_1 - s_2)}\frac{(-s_2 + \mu_2 + \mu_1 p_{12})}{2s_2(s_1 + s_2)} + \frac{\mu_2 p_{21}}{s_1 s_2} \Big),$$

$$c_2 = b\Big(\frac{(s_1 + \mu_1)}{(s_1 - s_2)}\frac{(s_1 - \mu_2 - \mu_1 p_{12})}{2s_1(s_1 + s_2)} + \frac{\mu_1}{s_1 s_2} + \frac{(s_2 + \mu_1)}{(s_1 - s_2)}\frac{(-s_2 + \mu_2 + \mu_1 p_{12})}{2s_2(s_1 + s_2)} + \frac{\mu_1 p_{12}}{(s_1 - s_2)}\frac{(s_1 - \mu_1 - \mu_2 p_{21})}{2s_1(s_1 + s_2)} + \frac{\mu_1 p_{12}}{(s_1 - s_2)}\frac{(-s_2 + \mu_1 + \mu_2 p_{21})}{2s_2(s_1 + s_2)} + \frac{\mu_1 p_{12}}{s_1 s_2} \Big),$$

$$c_3 = b\Big(\frac{(s_1 + \mu_2)(\mu_1 - s_1)}{(s_1 - s_2)2s_1(s_1 + s_2)} + \frac{(s_2 + \mu_2)(s_2 - \mu_1)}{(s_1 - s_2)2s_2(s_1 + s_2)} - \frac{\mu_1 p_{12}\mu_2 p_{21}}{(s_1 - s_2)^2}\frac{(s_1 - s_2)^2 - 2s_1 s_2}{2s_1 s_2(s_1 + s_2)} \Big).$$

$$c_4 = \frac{(s_1 + \mu_2)\mu_2 p_{21}}{(s_1 - s_2)2s_1(s_1 + s_2)} - \frac{(s_2 + \mu_2)\mu_2 p_{21}}{(s_1 - s_2)2s_2(s_1 + s_2)},$$

$$c_5 = \frac{(s_1 + \mu_1)\mu_1 p_{12}}{(s_1 - s_2)2s_1(s_1 + s_2)} - \frac{(s_2 + \mu_1)\mu_1 p_{12}}{(s_1 - s_2)2s_2(s_1 + s_2)}.$$

Теорема доведена.

Висновки

Слід зазначити, якщо вхідний двовимірний потік до нашої моделі мав три незалежні пуассонівські компоненти, то структура двовимірного процесу обслуговування налічує вже п'ять незалежних компонент. Це означає, що в стаціонарному режимі одновимірний розподіл процесу обслуговування має таку будову: $X_1 = x_1 + x_3 + 2x_4$, $X_2 = x_2 + x_3 + 2x_5$, де $x_i, i = \overline{1,5}$ незалежні випадкові величини, розподілені за законами Пуассона з параметрами: $a_1 + c_1$ для x_1; $a_2 + c_2$ для x_2; c_3 для x_3; c_4 для x_4; c_5 для x_5. Таким чином, в структурі процесу обслуговування з'являється дві додаткові незалежні компоненти x_4 та x_5. З цього можна зробити висновок, що наша модель в процесі свого функціонування послаблює залежність між компонентами потоків вимог.

1. Grifiths R. S., Milne R. K. A class of bivariate Poisson process, jorn / R. S. Grifiths, R. K. Milne // Multivar. Anul. – 1978. – Is. 8, № 3. – P. 380–396.

2. Анисимов В. В., Лебедев Е. А. Стохастические сети обслуживания / В. В. Анисимов, Е. А. Лебедев. – К. : Лыбидь, 1992. – 206 с.

O. Chechelnitsky, O. Franchuk, O. Kyriienko

THE LIMIT CHARACTERISTICS OF THE JACKSON MODEL OF THE COMPUTER NETWORK

The stationary regime of the Jackson network model is investigated here. The limit distribution was obtained for the service process.