УДК 681.142.1

А.Л. Литвинов

Харківський національний університет міського господарства ім. О.М. Бекетова, Харків

РОЗРОБКА ТА ДОСЛІДЖЕННЯ ЙМОВІРНІСНИХ МОДЕЛЕЙ ОЦІНЮВАННЯ ЯКОСТІ ІНФОРМАЦІЙНО-УПРАВЛЯЮЧИХ СИСТЕМ

Інформаційно-управляющі системи (ІУС) складні в реалізації, їх робота часто пов'язана з численними і незалежними один від одного потоками вхідних подій, що носять випадковий характер. У зв'язку з цим на етапі проектування ІУС необхідно використовувати моделювання, зокрема ймовірнісне на основі систем масового обслуговування (СМО). В роботі показано, що в якості моделей процесів відпрацювання завдань реального часу можна використовувати СМО з узагальненими ерланговськими потоками подій. Проведено дослідження таких систем, виведені основні часові характеристики, що дозволяє планувати порядок функціонування ІУС.

Ключові слова: час, модель, обслуговування, процес, проектування, потік, система, подія.

Інформаційно-управляющі системи (ІУС), які відносяться до систем реального часу, займають важливе місце в сучасному виробництві і суспільному житі [1, 2]. Вони складні в реалізації, постійно розвиваються та розв’язують все більш різноманітні задачі. Розробка ІУС є досить складним процесом і вимагає від проектувальників прийняття до уваги великої кількості факторів [3]. Для забезпечення високої якості ІУС на етапі проектування потрібно використовувати моделювання, яке забезпечить перевірку основних проектних рішень, дозволить виявити вузькі місця у системі [4, 5]. Важливішою складовою частиною ІУС є програмне забезпечення. Воно забезпечує розв’язання у реальному масштабі часу широкого кола задач управління окремими підсистемами ІУС, які характеризуються частотою, тривалістю роботи, пріоритетом, об’ємом даних, що вводяться і виводяться. Запуск тих чи інших задач здійснюється системою диспетчеризації ІУС по командам, які періодично готує планувальник з урахуванням функціонування ІУС [6]. Для дослідження процесів диспетчеризації в ІУС потрібно використовувати відповідні моделі, що дозволило б проводити моделювання обробки процесів системою в залежності від кількості часткових задач, їх частотами та з врахуванням заданих алгоритмів [7]. Є декілька підходів до моделювання ІУС. Один із них – це використання мереж Петрі [7]. Цей підхід доцільно використовувати на етапі програмування по розробленим алгоритмам. Динаміку функціонування системи диспетчеризації програмного забезпечення ІУС доцільно досліджувати за допомогою імітаційного моделювання [6], але воно прив’язане до конкретних параметрів і структури, потребує багато часу на розробку відповідних імітаційних програм. Тому на стадії ескізного проектування доцільно використовувати аналітичні моделі, які враховують стохастичний характер функціонування ІУС і дозволяють, нехай і грубо, оцінити важливі характеристики системи, що розробляється [8].

Простою формою планування задач, що розв’язуються у реальному масштабі часу, є синхронна, коли, інтервали часу між послідовними запусками однієї і тієї ж задачі кратні одному якому-небудь кванту часу . Гнучкість і ефективність такої системи планування значно підвищується із введенням пріоритетів, а також завдяки можливості вирішувати фонові задачі, коли обчислювальний комплекс ІУС є вільним від розв’язання задач реального масштабу часу. У якості критерію ефективності функціонування системи диспетчеризації можуть служити різні характеристики затримки часу запуску окремих задач щодо запланованих моментів: середній час, ймовірність того, що час затримки перевищить якусь фіксовану величину і т.д. Знання цих характеристик можна використовувати при синтезі системи планування програмного забезпечення ІУС.

Нехай весь інтервал часи за допомогою таймера розбивається на окремі інтервали Δ. Для кожного інтервалу планується виконання певної кількості високопріоритетних і низькопріоритетних задач відповідно до алгоритму роботи ІУС. Час, що залишився вільним в інтервалі від розв’язання задач реального часу, використовується для розв’язання фонових задач (наприклад, тестовий контроль обладнання). У загальному випадку заборонено переривання високопріоритетних задач і дозволене переривання. низькопріоритетних задач реального часу.

Перервані низькопріоритетні задачі закінчують обслуговування після обробки високопріоритетних задач. Якщо низькопріоритетна задача перервана в i-му інтервалі, то її продовження додається до задач в $(i + 1)$ -му інтервалі часу. Виконання кожної задачі планується з певним періодом T_i. Можна виділити головний цикл обчислень T, що є найменшим спільним кратним $T_i, i = 1,2,...,N$, де N - загальне число поодиноких задач, що вирішуються за допомогою програмного забезпечення ІУС. У загальному випадку час виконання кожної задачі може бути випадковим, у зв'язку з цим важливо знати тимчасові затримки при їх розв'язанні. Особливо це стосується низькопріоритетних задач, початок виконання яких може зсуватися високопріоритетними задачами.

Для розгляду процесу розв'язання високопріоритетних задач приймемо наступне. Нехай ξ_{ij} - час виконання задачі i-го пріоритету в j-му інтервалі часу. Припустимо, що $\Phi_j = \sum_{i \in I_j} \xi_{ij}, i = 1,2,...,n, n+1, n+2,$ є часом розв'язання високопріоритетних задач у j-му інтервалі часу, де I_j - заплановані задачі на j-й інтервал, а $n = T_h / \Delta$, де T_h - основний цикл виконання високопріоритетних задач. Нехай φ_j - середній час розв'язання пріоритетних задач в j-му інтервалі. Сумарний потік обслуговування в кожному інтервалі формується як сума декількох потоків обслуговування по кожній задачі і його можна прийняти найпростішим з параметром $\mu_j = 1/\varphi_j$. Загальну функцію розподілу часу обслуговування запишемо як суперпозицію потоків обслуговування по кожному інтервалу - $B(t) = 1 - \frac{1}{m} \sum_{j=1}^{m} e^{-\mu_j t}$, тобто вона описується гіперекспоненціальним розподілом. Вхідний потік для такої системи є регулярною, але його можна апроксимувати ерланговським в тому випадку, якщо коефіцієнт варіації прагне до нуля. Функція розподілу такого потоку в загальному виді має вид $A(t) = 1 - \sum_{i=1}^{k} \frac{(\lambda t)^{i-1}}{(i-1)!} e^{-\lambda t}$. Таким чином вся система зводиться до однолінійної системі масового обслуговування (СМО) виду E/H/1. Проведемо її дослідження.

Нехай

$$\bar{\lambda} = \frac{\lambda}{k} \quad \text{и} \quad \bar{\mu} = \left[\sum_{i=1}^{m} \frac{1}{m\mu_i} \right]^{-1}$$

середні інтенсивності потоків, описуваних відповідно розподілами $A(t)$ і $B(t)$, а $\alpha(s)$ і $\beta(s)$ - перетворення Лапласа-Стілтьєса цих розподілів. Тобто

$$\alpha(s) = \left(\frac{\lambda}{\lambda + s} \right)^k \text{ і } \beta(s) = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^{m} \frac{\mu_i}{\mu_i + s}.$$

Якщо $\bar{\mu} > \bar{\lambda}$, то для сталого режиму даної системи існує функція розподілу часу очікування $F(t)$, для знаходження якій можна скласти інтегральне рівняння Ліндлі [9].

$$F(t) = \begin{cases} \int_{-\infty}^{t} F(t-x) dC(x), & t \ge 0, \\ 0 & , \ t < 0, \end{cases} \tag{1}$$

де $C(t) = \int_0^{\infty} B(x+t) dA(t)$.

Розв'язок можна знайти за допомогою факторизації перетворення Лапласа - Стілтьєса ядра інтегрального рівняння. Відповідне факторізационное рівняння має вигляд

$$\gamma(s) = \frac{K_+(s)}{K_-(s)} = \alpha(-s)\beta(s) - 1 =$$
$$= \frac{1}{m} \left(\frac{\lambda}{\lambda - s} \right)^k \sum_{i=1}^{m} \frac{\mu_i}{\mu_i + s} - 1 = 0 \quad . \tag{2}$$

Зауважимо, що функція

$$\beta(s) = \frac{\frac{1}{m} \sum_{i=1}^{m} \mu_i \frac{\prod_{j=1}^{m} (\mu_j + s)}{\mu_i + s}}{\prod_{i=1}^{m} (\mu_i + s)} = \frac{P_{m-1}(s)}{Q_m(s)} \tag{3}$$

є відношенням двох багаточленів, причому ступінь чисельника менше ступеня знаменника. Тоді можна записати [10], що перетворення Лапласа - Стілтьєса від $F(t)$ є

$$\varphi(s) = \frac{Q_m(s)}{Q_m(0) \prod_{i=1}^{m} \left(1 - \frac{s}{q_i} \right)}, \tag{4}$$

де $q_i \ (i = 1,2,...,m)$ - корені рівняння

$$\gamma(s) = 0 \Rightarrow \frac{1}{m} \left(\frac{\lambda}{\lambda - s} \right)^k \sum_{i=1}^{m} \frac{\mu_i}{\mu_i + s} - 1 = 0, \tag{5}$$

які знаходяться у лівій півплощині $\mathrm{Re}\, s < 0$. Використовуючи (3), отримаємо у лівій півплощині $\mathrm{Re}\, s < 0$.

$$\varphi(s) = \frac{Q_m(s)}{\prod_{i=1}^{m} \mu_i \left(1 - \frac{s}{q_i} \right)}. \tag{6}$$

Покладемо $s = \lambda(1 - z)$, тоді рівняння (5) буде мати вигляд

$$\frac{1}{m} \sum_{i=1}^{m} \frac{\mu_i}{\mu_i + \lambda(1-z)} - z^k = 0. \tag{7}$$

Рівняння (7) має $m + n$ нулів. k нулів цього рівняння знаходяться у колі $|z| = 1$, враховуючи їх кратність. Для доказу цього факту знайдемо значення модулів обох додатків (7) на границі області $|z|=1-\varepsilon,\ \varepsilon\to+0$. Тоді

$$|-z|^k=(1-\varepsilon)^k\ . \qquad (8)$$

Якщо розкласти праву частину (8) по формулі Тейлора і відкинути члени більш вищого порядку малості ніж перший, то отримаємо $|-z|^k=1-k\varepsilon$. Аналогічно

$$\left|\frac{1}{m}\sum_{i=1}^{m}\frac{\mu_i}{\mu_i+\lambda(1-z)}\right|=1-\lambda\varepsilon\sum_{i=1}^{m}\frac{1}{m\mu_i}=1-\varepsilon k\frac{\bar\lambda}{\bar\mu}\ .$$

Так як $\bar\mu>\bar\lambda$, то $\varepsilon k>\varepsilon\frac{k\bar\lambda}{\bar\mu}\Rightarrow k>\lambda\sum_{i=1}^{m}\frac{1}{m\mu_i}$, тобто на границі області $|z|=1-\varepsilon,\varepsilon\to+0$ $\left|-z^k\right|>\left|\frac{1}{m}\sum_{i=1}^{m}\frac{\mu_i}{\mu_i+\lambda(1-z)}\right|$. Тоді, згідно теореми Руше, всередині області $|z|$ z^k і $\left(\frac{1}{m}\sum_{i=1}^{m}\frac{\mu_i}{\mu_i+\lambda(1-z)}-z^k\right)$ мають однакову кількість нулів – k. Решта m нулів рівняння (7) знаходяться поза області $|z|=1$. Позначимо їх як $z_i,\ i=1,2,\ldots,m.$. Функція $\gamma_1(s)=\frac{1}{m}\sum_{i=1}^{m}\frac{\mu_i}{\mu_i+\lambda(1-z)}-z^k$ є мероморфною з полюсами у точках $1+\frac{\mu_i}{\lambda},\ i=1,2,\ldots,m$, між якими знаходиться, принаймні, по одному нулю. Оскільки всього полюсів m і в області $|z|>1-\frac{\mu_m}{\lambda}$ нулів відсутні, то

$$1<z_1<1+\frac{\mu_1}{\lambda}<z_2<\ldots<1+\frac{\mu_{k-1}}{\lambda}<z_k< \\ <1+\frac{\mu_k}{\lambda}<\ldots\ldots<z_m<1+\frac{\mu_m}{\lambda} \qquad (9)$$

Виразимо q_i через z_i: $q_i=\lambda(1-z_i),\ i=1,2,\ldots,m$. Так як $|z_i|>1$, то q_i знаходяться у лівій півплощині $\operatorname{Re}s<0$.

Остаточно отримаємо

$$\varphi(s)=\lambda^m\prod_{i=1}^{m}\frac{(\mu_i+s)(1-z_i)}{\mu_i+[\lambda(1-z_i)-s]}\ . \qquad (10)$$

Взяв обернене перетворення Лапласа – Стілтьєса від (10), отримаємо вираз для функція розподілу часу затримки в обслуговуванні високо пріоритетних задач

$$F(t)=1-\sum_{i=1}^{m}\frac{\prod_{i=1}^{m}(1-z_i)(\mu_i+\lambda-\lambda z_i)}{(z_i-1)\prod_{l=1}^{m}\mu_l\sum_{r=1}^{m}\frac{\prod_{k=1}^{m}(z_i-z_k)}{(z_i-z_r)}}e^{-\lambda(zi-1)t} \qquad (11)$$

Середній час затримки в обслуговуванні високо пріоритетних задач має вид

$$\bar t_d=-\varphi'(s)\big|_{s=0}=\sum_{i=1}^{m}\left[\frac{1}{\lambda(z_i-1)}-\frac{1}{\mu_i}\right].$$

Знайдемо дисперсію часу затримки в обслуговуванні високо пріоритетних задач

$$D=\sigma_d^2=m^2-\bar t_d^2\ , \qquad (12)$$

де σ_d - середнеквадратичне відхилення часу затримки, m_2 - другий початковий момент часу затримки. Знайшовши m_2 і підставивши у (12) $\bar t_d^2$ і m_2 після перетворення отримаємо

$$D=\sigma_d^2=\sum_{i=1}^{m}\left[\frac{1}{\lambda^2(z_i-1)^2}-\frac{1}{\mu_i^2}\right].$$

Ймовірність того, що час розв’язання високопріоритетних задач ξ перевищить інтервал часу Δ, визначається законом розподілу

$$P\{\xi>\Delta\}=1-B(\Delta)\cdot$$

Умови реального часу чинять сильніший вплив на виконання низькопріоритетних задач, для яких допускається переривання обслуговування. Нехай i - пріоритетний рівень аналізованої низкопріоритетної задачі, а $T_i=N_i\Delta$ - її період виконання. Позначимо через u_j час, необхідний для розв’язання цієї задачі в j-му інтервалі, а через ω_j - сумарний час розв’язання усіх високопріоритетних задач в цьому інтервалі, включаючи і час для закінчення обслуговування задач з (j - 1) -го інтервалу. Тоді час, що залишається в j -му періоді T_i для виконання розглянутої задачі визначиться виразом $v_j^i=\max\{0,T_i-w_j\}$, причому v_j^i є випадковою величиною. Вона може бути як більше, так і менше часу, необхідного для розв’язання задачі u_j. Якщо $u_j>v_j^i$, то розглянута низькопріоритетна задача буде чекати звільнення процесора від вирішенні високопріоритетних задач. Кожному інтервалу v_j^i відповідає інтервал часу u_j. Таким чином, взаємозв'язок між цими випадковими величинами подібен процесу обслуговування запитів в однолінійної СМО типу G/G/1, причому послідовність величин v_j^i описує вхідний потік запитів, а u_j час обслуговування. Для визначення зв'язку між часом затримки Z при виконанні низкопріоритетной задачі і часом очікування η в еквівалентній однолінійної СМО скористаємося тим, що якщо розв’язання задачі починається в запланованому інтервалі часу Δ, то $\eta = z$, в іншому випадку $\eta = z - \Delta \cdot \mathrm{int}(z/\Delta)$, де $\mathrm{int}(x)$ - ціла частина виразу x. Отже,

$$P\{z > t\} = P^*\{\eta > t^*\} = 1 - F(t - \Delta \cdot \mathrm{int}(t/\Delta)) =$$
$$= 1 - W(t - \Delta \cdot \mathrm{int}(t/\Delta)),$$

де - $F(t)$ - закон розподілу часу очікування для еквівалентної СМО, а $W(t)$ - функція розподілу часу очікування.

Апроксимуємо вхідний потік і потік обслуговування розподілами, що відносяться до сімейства загальних розподілів Ерланга. Перетворення Лапласа - Стілтьєса від їх функцій розподілу мають вид

$$f(s) = \prod_{i=1}^{k} \sum_{j=1}^{n_i} \frac{a_{ij}\lambda_{ij}}{s + \lambda_{ij}}, \quad \sum_{j=1}^{n_i} a_{ij} = 1, \tag{13}$$

і є відношенням двох поліномів. Експоненціальний, гіперекспоненціальний і ерланговський розподіли є частними випадками розподілу (13). Усякий розподіл тривалості інтервалів між сусідними подіями можна апросимувати з будь якої точністю загальним розподілом Ерланга [9], необхідно тільки відповідним чином вибрати параметри $a_{ij}, \lambda_{IJ}, n_i, k$. Бажано, щоб величини n_i і k були б малими.

Розглянемо однолінійну систему масового обслуговування з очікуванням, яка моделює процес обслуговування низько пріоритетних задач, вхідний потік заявок і час обслуговування для якої задані узагальненими розподілами Ерланга з перетвореннями Лапласа-Стілтьєса від функцій розподілу відповідно:

$$\alpha(s) = \prod_{i=1}^{k} \sum_{g=1}^{l_i} \frac{a_{ig}\lambda_{ig}}{\lambda_{ig} + s}, \quad \sum_{g=1}^{l_i} a_{ig} = 1, \quad i = 1,2,\dots,k, \tag{14}$$

$$\beta(s) = \prod_{j=1}^{n} \sum_{q=1}^{c_j} \frac{b_{jq}\mu_{jq}}{\mu_{jq} + s}, \quad \sum_{q=1}^{c_j} b_{jq} = 1, \quad j = 1,2,\dots,n. \tag{15}$$

Вираз для середньої інтенсивності запитів на обслуговування низько пріоритетних задач $\bar{\lambda}$ обчислюється наступним чином:

$$\bar{\lambda} = -\alpha'(0)^{-1} = \left[\sum_{i=1}^{k} \sum_{g=1}^{l_i} \frac{a_{ig}}{\lambda_{ig}}\right]^{-1}, \tag{16}$$

а вираз для середньої інтенсивності процесу обслуговування низько пріоритетних задач $\bar{\mu}$ буде наступним:

$$\bar{\mu} = -\beta'(0)^{-1} = \left[\sum_{i=1}^{n} \sum_{q=1}^{c_i} \frac{b_{iq}}{\mu_{iq}}\right]^{-1}. \tag{17}$$

Якщо $\bar{\mu} > \bar{\lambda}$, то для сталого режиму системи існує функція розподілу часу очікування $W(t)$, для знаходження якої будемо знову використовувати метод інтегрального рівняння Ліндлі (1). Відповідне факторізаційне рівняння має вигляд

$$\gamma(s) = \frac{K_+(s)}{K_-(s)} = \alpha(-s)\beta(s) - 1 = 0,$$

або

$$\gamma(s) = \prod_{i=1}^{k} \sum_{g=1}^{l_i} \frac{a_{ig}\lambda_{ig}}{\lambda_{ig} + s} \cdot \prod_{j=1}^{n} \sum_{q=1}^{c_j} \frac{b_{jq}\mu_{jq}}{\mu_{jq} + s} - 1 = 0.$$

Зауважимо, що функція

$$\beta(s) = \prod_{j=1}^{n} \frac{b_{jq}\mu_{jq} \dfrac{\prod_{l=1}^{c_j}\left(\mu_{jl} + s\right)}{\mu_{jq} + s}}{\prod_{q=1}^{c_j}\left(\mu_{jq} + s\right)} = \frac{P(s)}{Q(s)} \tag{18}$$

є відношенням двох багаточленів, причому ступінь чисельника менше ступеня знаменника. Тоді можна записати [10]

$$\varphi(s) = -\frac{Q(s)}{Q(0)\prod_{i=1}^{f}\left(1 - \dfrac{s}{\eta_i}\right)},$$

де $\varphi(s)$ - перетворення Лапласа-Стілтьєса від функції розподілу часу очікування $W(t)$; η_i $(i = 1,2,\dots,f)$ - кореня рівняння $\gamma(s) = 0$, що лежать в лівій півплощині $\mathrm{Re}\, s < 0$, і $f = \sum_{j=1}^{n} c_j$.

Використовуючи (18), отримуємо

$$\varphi(s) = \frac{\prod_{j=1}^{n}\prod_{q=1}^{c_j}\left(\mu_{jq} + s\right)\prod_{i=1}^{f}\eta_i}{\prod_{j=1}^{n}\prod_{q=1}^{c_j}\mu_{jq}\prod_{i=1}^{f}(\eta_i - s)}. \tag{19}$$

Взявши зворотне перетворення Лапласа-Стілтьєса від (19), знайдемо $W(t)$. Поклавши $z_i = -\eta_i$, остаточно отримаємо

$$W(t) = 1 - \sum_{i=1}^{f} \frac{\prod_{j=1}^{n}\prod_{q=1}^{c_j}\left(\mu_{jq} - z_i\right)\prod_{i=1}^{f} z_i}{\prod_{j=1}^{n}\prod_{q=1}^{c_j}\mu_{jq}\sum_{l=1}^{f}\dfrac{\prod_{r=1}^{f}(z_r - z_i)}{z_l - z_i}} \cdot e^{-z_i t}.$$

Середній час очікування запуску на обслуговування низько пріоритетних задач у черзі

$$t_q = -\varphi'(0) = \sum_{i=1}^{f}\frac{1}{z_i} - \sum_{j=1}^{n}\sum_{q=1}^{c_j}\frac{1}{\mu_{jq}}.$$

Середнє число запитів на розв'язання низько пріоритетних задач у черзі

$$L_q = \bar{t}_q \cdot \bar{\lambda} = \frac{\sum_{i=1}^{f}\dfrac{1}{z_i} - \sum_{j=1}^{n}\sum_{q=1}^{c_j}\dfrac{1}{\mu_{jq}}}{\sum_{i=1}^{k}\sum_{g=1}^{c_j}\dfrac{a_{ig}}{\lambda_{ig}}},$$

а загальне середнє число запитів на розв'язання низько пріоритетних задач у системі

$$L = \bar{t}_q \cdot \bar{\mu} = \frac{\sum\limits_{i=1}^{f} \frac{1}{z_i} - \sum\limits_{j=1}^{n} \sum\limits_{q=1}^{c\,j} \frac{1}{\mu_{jq}}}{\sum\limits_{i=1}^{k} \sum\limits_{g=1}^{c\,j} \frac{b_{ig}}{\lambda_{ig}}}.$$

Використовуючи результати проведеного дослідження, можна отримати вичерпні характеристики виконання низькопріоритетних задач у реальному масштабі часу.

Таким чином, аналіз функціонування процесу розв'язання задач ІУС в реальному масштабі часу на базі досліджених СМО виду G/G/1 дозволяє планувати порядок їх функціонування та оцінювати важливі характеристики функціонування всієї інформаційно-управляючої системи.

Література

1. Трояновский, В. Информационно-управляющие системы и прикладная теория случайных процессов [Текст] / В. Трояновский. – Москва: Изд-во Гелиос АРВ, 2004. 304 с.

2. Сулейманова, А.М. Системы реального времени [Текст]: Учебное пособие / А.М. Сулейманова, А.М. - Уфа: Изд-во УГАТУ, 2004. - 292 с

3. Гома, Х. UML Проектирование систем реального времени, параллельных и распределенных приложений [Текст] / Х. Гома . - Москва: ДМК-Пресс, 2011 . – 700 с.

4. Советов Б. Я., Яковлев С. А. Моделирование систем [Текст]: Учеб. для вузов / Б. Я. Советов, С. А. Яковлев. - Москва: Высш. шк., 2001. - 343 с.

5. Финаев, В.И. Моделирование при проектировании информационно-управляющих систем [Текст]: учебное пособие/ В.И. Финаев. – Таганрог: Изд-во ТРТУ, 2002. – 118 с.

6. Mall, Rajib. Real-Time Systems: Theory and Practice [Text] / Rajib Mall. - IGI Global, 2006. – 242 p.

7. Дослідження алгоритмів диспетчеризації в комп'ютерних системах [Текст] / В.Б.Кропивницька, Б.Л.Клим, А.Г. Ромаюіук, М.О. Сладінога // Розвідка та розробка нафтових і газових родовищ. - 2011. - №2(39). – С. 93 – 105.

8. Болтенков, В.И., Литвинов А.Л., Лычева, Н.В. Конфигурирование и настройка автоматизированных информационных систем [Текст]: Учебное пособие / В.И. Болтенков, А.Л. Литвинов, Н.В. Лычева. Белгород: Изд-во БелГУ, 2005. – 248 с.

9. Бочаров, П.П. Теория массового обслуживания [Текст]: Учебник/ П.П. Бочаров, А.В. Печинкин. – Москва: Изд-во РУДН, 1995. -529 с.

10. Климов, Г.П. Теория массового обслуживания [Текст] / Г.П. Климов. Москва: Изд-во МГУ, 2011. - 312 с.

References

1. Troyanovskiy, V. Informatsionno-upravlyayuschie sistemyi i prikladnaya teoriya sluchaynyih protsessov [Tekst] / V. Troyanovskiy. – Moskva: Izd-vo Gelios ARV, 2004. 304 с.

2. Suleymanova, A.M. Sistemyi realnogo vremeni [Tekst]: Uchebnoe posobie / A.M. Suleymanova, A.M. - Ufa: Izd-vo UGATU, 2004. - 292 s

3. Goma, H. UML Proektirovanie sistem realnogo vremeni, parallelnyih i raspredelennyih prilozheniy [Tekst]/H. Goma. - Moskva: DMK-Press, 2011. – 700 s.

4. Sovetov B. Ya., Yakovlev S. A. Modelirovanie sistem [Tekst]: Ucheb. dlya vuzov / B. Ya. Sovetov, S. A. Yakovlev. - Moskva: Vyissh. shk., 2001. - 343 s.

5. Finaev, V.I. Modelirovanie pri proektirovanii informatsionno-upravlyayuschih sistem [Tekst]: uchebnoe posobie/ V.I. Finaev. – Taganrog: Izd-vo TRTU, 2002. – 118 s.

6. Mall, Rajib. Real-Time Systems: Theory and Practice [Text] / Rajib Mall. - IGI Global, 2006. – 242 p.

7. DoslIdzhennya algoritmIv dispetcherizatsIYi v komp'yuternih sistemah [Tekst] / V.B.Kropivnitska, B.L.Klim, A.G. RomayuIuk, M.O. SladInoga // RozvIdka ta rozrobka naftovih I gazovih rodovisch. - 2011. - №2(39). – S. 93 – 105.

8. Boltenkov, V.I., Litvinov A.L., Lyicheva, N.V. Konfigurirovanie i nastroyka avtomatizirovannyih in-formatsionnyih sistem [Tekst]: Uchebnoe posobie / V.I. Boltenkov, A.L. Litvinov, N.V. Lyicheva. Belgorod: Izd-vo BelGU, 2005. – 248 s.

9. Bocharov, P.P. Teoriya massovogo obsluzhivaniya [Tekst]: Uchebnik/ P.P. Bocharov, A.V. Pechinkin. – Moskva: Izd-vo RUDN, 1995. -529 s.

10. Klimov, G.P. Teoriya massovogo obsluzhivaniya [Tekst] / G.P. Klimov. Moskva: Izd-vo MGU, 2011. - 312 s.

Автор: ЛИТВИНОВ А.Л.

Харківський національний університет міського господарства ім. О.М. Бекетова, професор каф.ПМіІТ

РАЗРАБОТКА И ИССЛЕДОВАНИЕ ВЕРОЯТНОСТНЫХ МОДЕЛЕЙ ОЦЕНКИ КАЧЕСТВА ИНФОРМАЦИОННО-УПРАВЛЯЮЩИХ СИСТЕМ

А.Л. Литвинов
Харьковский национальный университет городского хозяйства им. А.Н. Бекетова, Харьков.

Информационно-управляющие системы (ИУС) сложны в реализации, их работа часто связана с многочисленными и независимыми друг от друга потоками входящих событий, носящих случайный характер. В связи с этим на этапе проектирования ИУС необходимо использовать моделирование, в частности вероятностное на основе систем массового обслуживания (СМО). В работе показано, что в качестве моделей процессов отработки задач реального времени можно использовать СМО с обобщенными эрланговскими потоками событий. Проведено исследование таких систем, выведены основные временные характеристики, позволяет планировать порядок функционирования ИУС.

Ключевые слова: *время, модель, обслуживание, процесс, проектирование, поток, система, событие.*

THE WORKING OUT AND RESEARCH OF THE PROBABILISTIC MODELS OF THE QUALITY EVALUATION OF MANAGEMENT INFORMATION SYSTEMS

A. Litvinov
Beketov National University of Urban Economy in Kharkov

Information and Control Systems (ICS) are difficult to implement, their work is often associated with numerous and mutually independent streams of input events, wearing casual character. In this regard, on the design phase of such systems the use of stochastic modeling is necessary, in particular on the basis of queuing systems. In paper process of planning of real time application is analyzed. The planning cycle is composed of solutions of high-priority and low-priority tasks. It has been shown that it is possible to use a single line queuing systems with the erlang input stream and hyperexponential service time for the simulation of high priority tasks. The integral equation Lindley for such a system is received. The solution of such equation is obtained by factorization of integral equation. Explicit expressions of the distribution function of the delay time of the real-time high-priority tasks is received, as well as its average value. The process of implementation of low-priority tasks is analyzes. It is shown that the analysis of this process can be done by the use of queuing systems with the generalized erlang flow of random events. On the basis of the method of the integral equation Lindley the Laplace-Stieltjes transform of the waiting time in the queue and the average value of this time is obtained.

Thus, the analysis of the functioning of information and control systems on the base of single-line queuing systems allows to plan the order of their functioning and estimate the major characteristics of this process.

Key words: *time, criterion, model, service, process, design, flow, system, event.*