УДК 004.055

В. Б. ТОЛУБКО, доктор техн. наук, професор;
Л. Н. БЕРКМАН, доктор техн. наук, професор;
С. В. КОЗЕЛКОВ, доктор техн. наук, професор;
Є. П. ГОРОХОВСЬКИЙ, здобувач,
Державний університет телекомунікацій, Київ

ЗАТРИМКА ІНФОРМАЦІЇ В ОДНО- ТА БАГАТОКАНАЛЬНИХ СИСТЕМАХ ІЗ ПУАССОНІВСЬКИМ І ДОВІЛЬНИМ ВХІДНИМ ПОТОКОМ ТА ДОВІЛЬНИМ ЧАСОМ ОБСЛУГОВУВАННЯ

Наведено математичні моделі масового обслуговування мережоцентричних систем управління. Розглянуто систему з груповим надходженням вимог і груповим обслуговуванням, багатоканальну систему з пуассонівським вхідним потоком і довільним розподілом часу обслуговування, однаковим для всіх каналів, при обслуговуванні вимог у порядку надходження. Досліджено різні види дисципліни черги, а також випадковий вибір вимоги на обслуговування.

Ключові слова: тривалість обслуговування; дисципліна черги; система масового обслуговування; пуассонівський вхідний потік; час очікування.

Вступ

Сучасні інфокомунікаційні технології характеризуються впровадженням нових методик мережоцентричних систем управління ресурсами інформаційних систем, які спільно використовують інформацію за допомогою єдиних інтерфейсів, стандартів і протоколів.

Ефективність функціонування такої мережі залежить від затримки при передаванні даних та правильного розподілу пропускної здатності каналу. Саме тому доцільним є застосування математичних моделей масового обслуговування.

Виклад основного матеріалу

Нехай p_j — імовірність того, що в довільний момент часу стаціонарного режиму система перебуває у стані E_j (j = 0, 1, 2), тобто маємо j вимог, які очікують у черзі або перебувають на обслуговуванні.

Як було доведено, у стаціонарному стані ймовірність p_j збігається з імовірністю π_j того, що в момент закінчення обслуговування система переходить у стан E_j.

Зауважимо, що при розгляді систем із груповим надходженням вимог і груповим обслуговуванням використовується функція ймовірностей

$$P(z)=\frac{\sum\limits_{i=0}^{s-1}\pi_i\left(z^s-z^i\right)}{\dfrac{z^s}{K(z)}}. \tag{1}$$

Узявши $s=1$, $\pi_i=p_i$ і $K(z)=\beta[\lambda(1-z)]$, дістанемо

$$P(z)=\frac{p_0(z-1)\beta[\lambda(1-z)]}{z-\beta[\lambda(1-z)]}. \tag{2}$$

Можна показати, що при $z\to 1$

$$\frac{1-K(z)}{1-z}\to\frac{\lambda}{\mu}, \tag{3}$$

де $\dfrac{\lambda}{\mu}=\rho$ — інтенсивність навантаження, або коефіцієнт використання каналу.

Отже, остаточно маємо вираз

$$P(z)=\frac{(1-\lambda/\mu)\beta[\lambda(1-z)]}{1-\{1-\beta[\lambda(1-z)]\}/(1-z)}, \tag{4}$$

який справджується при $\dfrac{\lambda}{\mu}<1$.

Якщо $\dfrac{\lambda}{\mu}\geq 1$, то всі ймовірності p_j дорівнюють нулю, оскільки кожний стан є нульовим рекурентним станом. Це випливає з того, що розглядуваний ланцюг незвідний, а отже, усі його стани належать до одного й того самого класу (зокрема, E_0 — нульовий рекурентний стан).

Задача визначення функції розподілу тривалості періодів зайнятості для одноканальної системи загальновідома. Ця тривалість, описувана випадковими величинами X_1, X_2, ..., має взаємно незалежні однакові розподіли, оскільки в той час, коли канал вільний, не відбувається нічого такого, що могло б змінити розподіл наступного періоду. Період затримки починається, коли вимога надходить на обслуговування, і закінчується, коли завершується обслуговування останньої вимоги з черги, утворюваної під час даного процесу, якщо безпосередньо після цього жодна вимога не надходить і, отже, канал стає вільний.

Нехай $G(x) = P(X_n \leq x)$ — розподіл тривалості періоду зайнятості одноканальної системи з пуассонівським вхідним потоком і параметром λ та довільним розподілом $B(t)$ часу обслуговування. Функція $G(x)$ не залежить від того, як здійснюється вибір на обслуговування.

Зауважимо, що розподіл суми n періодів зайнятості являє собою n-кратну згортку функції розподілу $G(x)$. Відомо, що n-кратну згортку функції розподілу $G(x)$ дістаємо згорткою функції $G(x)$ із функцією, яка їй дорівнює, а потім згорткою результуючої функції знову з функцією $G(x)$ і т. д.

Наприклад, якщо $G_1(x) = G(x)$, то двократна згортка функції $G(x)$ набирає вигляду

$$G_2(x)=\int_0^x G_1(x-y)dG(y). \quad (5)$$

Вочевидь, n-кратна згортка

$$G_n(x)=\int_0^x G_{n-1}(x-y)dG(y), \;\; n\geq 2. \quad (6)$$

Тривалість періоду зайнятості можна подати як загальну тривалість обслуговування першої вимоги і періоду зайнятості для вимог, що надійшли пізніше. Таким чином, якщо тривалість обслуговування першої вимоги дорівнює y і за цей час надійшло n вимог (імовірність цієї події визначається законом Пуассона), то для детермінованої моделі ці n вимог можна розглядати окремо. Перша вимога надходить на обслуговування безпосередньо після закінчення обслуговування початкової вимоги; якщо за час обслуговування надійдуть нові вимоги, то всі вони будуть обслуговані раніше від наступної з решти $n-1$ вимог.

Таким чином, n вимог і ті вимоги, які надходять за час їх обслуговування, забезпечують тривалість періоду зайнятості від моменту часу $x-y$ до моменту часу x. Але розподіл тривалості періоду зайнятості для кожної з цих n вимог однаковий і дорівнює $G(x-y)$. Узявши n-кратну згортку, знайдемо $G_n(x-y)$. Цей вираз має бути помножений на ймовірність надходження n вимог за час y і підсумований за всіма n.

Щоб дістати $G(x)$, цей результат потрібно помножити на $dB(y)$ і зінтегрувати по всіх можливих тривалостях y.

Отже,

$$G(x)=\int_0^x \sum_{n=0}^{\infty} e^{-\lambda y}\frac{(\lambda y)^n}{n!}G_n(x-y)dB(y), \quad (7)$$

де

$$G_0(x)=\begin{cases}1, \text{ якщо } x\geq 0,\\ 0, \text{ якщо } x<0.\end{cases}$$

Застосувавши перетворення Лапласа–Стілтьєса до останнього рівняння і ввівши позначення

$$\Gamma(s)=\int_0^{\infty} e^{-sx}dG(x), \quad (8)$$

дістанемо функціональне рівняння, що його має задовольняти $\beta(s)$ — перетворення Лапласа–Стілтьєса функції $G(x)$ для $\mathrm{Re}(s)\geq 0$.

Доведено, що це рівняння однозначно визначає функцію $\Gamma(s)$ при $\Gamma(\infty)=0$, а з цієї функції однозначно визначається $G(x)$.

Доведено також, що вираз для $G(x)$ справджується тільки в тому випадку, коли $\frac{\lambda}{\mu}\leq 1$. Час обслуговування з імовірністю, яка дорівнює $\left[1-\lim_{x\to\infty}G(x)\right]$, може прямувати до нескінченності.

Розглянемо багатоканальну систему з пуассонівським вхідним потоком і довільним розподілом часу обслуговування, однаковим для всіх каналів, при обслуговуванні вимог у порядку надходження. Кількість каналів дорівнює c.

Можна довести, що ймовірність $H(y)$ того, що всі канали зайняті, дорівнює ймовірності $B_C(y)$ того, що канал, до якого надійшла дана вимога, залишається зайнятим протягом часу, який перевищує y, помноженій на ймовірність того, що решта $c-1$ каналів також зайняті протягом часу, котрий перевищує y, тобто

$$H(y)=\left[\mu\int_y^{\infty} B_C(x)dx\right]^{c-1} B_C(y). \quad (9)$$

У даному випадку функція $H(y)$ відіграє ту саму роль, що й функція $B_C(y)$ у разі одноканальної системи.

Нехай маємо N систем, що перебувають у стаціонарному стані. Тоді кількість систем, в яких час очікування міститься між w і $w+\Delta t$, визначається виразом

$$N\frac{dP(w)}{dw}\Delta t. \quad (10)$$

Від цієї кількості систем потрібно відняти кількість систем, в яких час очікування перевищує w. У даному випадку ця різниця дорівнює

$$N\lambda\Delta t\int_y^w \frac{dP(x)}{dx}H(w-x)dx \quad (11)$$

при $x>0$.

Якщо $x=0$, то кількість систем, які за час Δt переходять у групу систем, в яких час очікування стає більший за w, визначається з таких міркувань.

Тільки ті із систем, в яких перебуває $C-1$ вимога, можуть за час Δt перейти в групу систем, що мають додатний час очікування (тобто коли вимога, яка надійшла, займає один канал, а в решті каналів перебуває $C-1$ вимога). Отже, за цей час виявляться зайнятими всі канали, і знову вимога, що надійшла, матиме додатний час очікування.

Розглянемо багатоканальну систему з послідовними і паралельними каналами як характерний приклад мережоцентричних систем управління.

Візьмемо k послідовних фаз із чергою перед кожною фазою і необмеженим пуассонівським потоком, що надходить у кожну фазу. При цьому система складається з r_i паралельних каналів з експоненціальним часом обслуговування та параметром μ_i (i — будь-яке число). Імовірність того, що за час Δt буде закінчено обслуговування однієї з n_i вимог, які перебувають в i-й фазі, дорівнює $n_i\mu_i\Delta t+O(\Delta t)$ при $n_i<r_i$ або $n_i\mu_i\Delta t+O(\Delta t)$ при $n_i\geq r_i$.

При $p_i=\frac{\lambda}{r_i\mu_i}<1\;(i=1,\ldots,k)$ рівняння для стаціонарного стану набирають вигляду

$$\left[\lambda+\sum_{j=1}^{k}\delta(n_j)\alpha(n_j)\mu_j\right]p(n_1,\ldots,n_k), \quad (12)$$

де

$$\alpha(n_j)=\begin{cases} n_j, n_j < r_j, \\ r_j, n_j \ge r_j; \end{cases} \quad (13)$$

$$\delta(n_j)=\begin{cases} 1, n_j \ne 0, \\ 0, n_j = 0. \end{cases} \quad j=1,2,\dots,k; \quad (14)$$

Розв'язок має вигляд

$$p(n_1,\dots,n_k)=p(0,\dots,0)\prod_{j=1}^{k} b(n_j). \quad (15)$$

Тут

$$b(n_j)=\begin{cases} \frac{1}{n_j!}(r_j p_j)^{n_j}, n_j < r_j, \\ \frac{1}{r_j!}(r_j p_j)^{r_j}, (p_j)^{n_j - r_j}, n_j \ge r_j. \end{cases} \quad (16)$$

Беручи до уваги, що сума за всіма значеннями n_j має дорівнювати одиниці, дістаємо такі рівності:

$$\sum_{n_i=0}^{\infty}\cdots\sum_{n_k=0}^{\infty}\left[\prod_{j=1}^{k} b(n_j)\right]=\prod_{j=1}^{k}\sum_{j=0}^{\infty} b(n_j)\equiv\prod_{j=1}^{k} A_j, j=1,\dots,k; \quad (17)$$

$$p(0,\dots,0)=\prod_{j=1}^{k} A_j^{-1}. \quad (18)$$

Розподіл імовірностей для будь-якої фази знаходимо підсумовунням за кількістю вимог, що перебувають в інших фазах. Звідси ймовірність того, що в j-й фазі перебувають n_j вимог, визначається так:

$$p(n_j)=\frac{b(n_j)}{A_j}. \quad (19)$$

Щоб знайти ймовірність того, що в j-й фазі перебувають n вимог, візьмемо $n_j = n$. Цей самий результат можна дістати, розв'язавши задачу для системи із c паралельними каналами при $c = n_j$.

Узявши $r_j = 1 (j = 1, \dots, k)$, для одного з послідовних каналів дістанемо

$$p(n_1,\dots,n_k)=p(0,\dots,0)\prod_{j=1}^{k} p_j^{n_j}, \quad (20)$$

$$p(0,\dots,0)=\prod_{j=1}^{k}(1-p_j). \quad (21)$$

Оскільки фази взаємно незалежні, то ймовірність того, що в j-й фазі перебувають n вимог, дорівнює

$$p_j^n(1-p_j). \quad (22)$$

Середня кількість вимог, що перебувають у цій фазі, становить

$$\sum_{n=0}^{\infty} n p_j^n(1-p_j)=\frac{p_j}{1-p_j}. \quad (23)$$

Середня кількість вимог, що перебувають на обслуговуванні в j-й фазі, становить

$$\sum_{n=0}^{\infty} p_j^n(1-p_j)=p_j. \quad (24)$$

Середня кількість вимог, що очікують початку обслуговування в j-й фазі, дорівнює

$$p_j(1-p_j)^{-1}. \quad (25)$$

Математичне сподівання кількості вимог, що перебувають у системі, дорівнює сумі математичних сподівань вимог, що перебувають в усіх фазах.

Розподіл часу очікування для клієнта, що надходить з $(j-1)$-ї фази в j-ту фазу, як показано для одноканальної системи, має вигляд

$$f_j(\xi)d\xi=\frac{\sum_{n=k}^{\infty}\left[(1-p_j)p_j^n\mu_j^n\xi(n-1)e^{-\mu_j\xi}\right]}{(n-1)!}d\xi= \quad (26)$$

$$=\lambda(1-p_j)e^{-(\mu_j-\lambda)\xi}d\xi.$$

Імовірність відсутності очікування в j-й фазі, дорівнює $1 - p_j$, а ймовірність очікування, коли система зайнята,

$$(\mu_j-\lambda)e^{-(\mu_j-\lambda)\xi}d\xi. \quad (27)$$

При $\mu_j = \mu$ задамо $\sum n_j = n$. Нехай $p(n)$ — імовірність того, що в системі очікує n вимог. Тоді

$$p(n)=\binom{n+k-1}{k-1}\rho^n(1-\rho)^k, \quad (28)$$

де

$$\rho=\frac{\lambda}{\mu}.$$

Різні види дисципліни черги. Випадковий вибір на обслуговування

У процесі масового обслуговування виникають ситуації, коли утворюються черги заявок (вимог) на обслуговування. Розв'язання цієї проблеми полягає в поступовому обслуговуванні системи, вимога приєднується до черги інших вимог. Канал обслуговування вибирає вимогу, яка перебуває в черзі, аби приступити до її обслуговування. Після завершення процедури обслуговування чергової вимоги канал розпочинає обслуговування наступної вимоги, якщо така є в блоці очікування. Цикл функціонування системи масового обслуговування подібного роду повторюється багаторазово протягом усього періоду роботи зазначеної системи. При цьому передбачається, що перехід системи до обслуговування чергової вимоги після завершення обслуговування попередньої вимоги відбувається миттєво, у випадкові моменти часу.

Основні компоненти системи масового обслуговування будь-якого виду такі:

- вхідний потік вимог або заявок, які надходять на обслуговування;
- дисципліна черги;
- механізм обслуговування.

Для опису ***вхідного потоку вимог*** потрібно задати ймовірнісний закон, що визначає послідовність моментів надходження вимог на обслуговування, і вказати кількість таких вимог у кожному черговому надходженні. При цьому, як правило, оперують поняттям «імовірнісний розподіл моментів надходження вимог».

Дисципліна черги — це важливий компонент системи масового обслуговування, що визначає принцип, згідно з яким вимоги, які надходять на вхід обслуговуючої системи, підключаються з черги до процедури обслуговування. Найчастіше використовуються дисципліни черги, що визначаються такими правилами:

• першим прийшов — першим обслуговується;

• прийшов останнім — обслуговується першим;

• випадковий відбір заявок;

• відбір заявок за критерієм пріоритетності;

• обмеження часу очікування моменту настання обслуговування.

Механізм обслуговування визначається характеристиками самої процедури обслуговування і структурою обслуговуючої системи. До характеристик процедури обслуговування належать тривалість процедури обслуговування та кількість вимог, що задовольняються в результаті виконання кожної такої процедури. Для аналітичного опису характеристик процедури обслуговування оперують поняттям «імовірнісний розподіл часу обслуговування вимог».

Слід зазначити, що час обслуговування заявки залежить від характеру самої заявки або вимог клієнта, а також від стану й можливостей обслуговуючої системи. У ряді випадків доводиться також враховувати ймовірність виходу з ладу обслуговуючого приладу після закінчення деякого обмеженого інтервалу часу.

Структура обслуговуючої системи визначається кількістю та взаємним розташуванням каналів обслуговування. Насамперед слід наголосити, що система обслуговування може мати не один канал обслуговування, а кілька; система такого роду здатна обслуговувати одночасно кілька вимог. У цьому разі всі канали обслуговування пропонують одні й ті самі послуги, тобто можна стверджувати, що здійснюється паралельне обслуговування.

Система обслуговування може складатися з кількох різнотипних каналів обслуговування, через які має пройти кожна обслуговувана вимога, тобто в обслуговуючій системі процедури обслуговування вимог реалізуються послідовно. Механізм обслуговування визначає характеристики вихідного (обслугованого) потоку вимог.

Функціональні можливості будь-якої системи масового обслуговування визначаються такими основними факторами:

• імовірнісним розподілом моментів надходжень заявок на обслуговування (одиничних або групових);

• імовірнісним розподілом часу тривалості обслуговування;

• конфігурацією обслуговуючої системи (паралельне, послідовне або паралельно-послідовне обслуговування);

• кількістю і продуктивністю обслуговуючих каналів;

• дисципліною черги;

• потужністю джерела вимог.

Як основні критерії ефективності функціонування систем масового обслуговування залежно від характеру розв'язуваної задачі можуть виступати:

• імовірність негайного обслуговування заявки, яка надійшла;

• імовірність відмови в обслуговуванні заявки, яка надійшла;

• відносна і абсолютна пропускна здатність системи;

• середній відсоток заявок, які отримали відмову в обслуговуванні;

• середній час очікування в черзі;

• середня довжина черги;

• середній дохід від функціонування системи за одиницю часу і т. ін.

При дослідженні систем масового обслуговування можна встановити залежності між факторами, що визначають функціональні можливості тієї чи іншої такої системи, та ефективністю її функціонування.

Здебільшого всі параметри, що описують системи масового обслуговування, є випадковими величинами чи функціями, а отже, ці системи належать до стохастичних систем. Випадковий характер потоку заявок (вимог), а також, у загальному випадку, і тривалості обслуговування призводить до того, що в системі масового обслуговування відбувається випадковий процес.

За характером випадкового процесу, що відбувається в системі масового обслуговування, розрізняють системи марковські і немарковські. У марковських системах вхідний потік вимог і вихідний потік обслугованих вимог (заявок) є пуассонівським. Пуассонівські потоки дозволяють легко описати і побудувати математичну модель системи масового обслуговування.

Зазначені моделі мають досить прості вирішення, тому більшість відомих додатків теорії масового обслуговування використовують марковську схему. У разі немарковського процесу задачі дослідження систем масового обслуговування значно ускладнюються і вимагають застосування статистичного моделювання та чисельних методів.

Незалежно від характеру процесу, що відбувається в системі масового обслуговування, розрізняють два основні види таких систем:

♦ системи з відмовами, в яких заявка, що надійшла в систему в момент, коли всі канали зайняті, отримує відмову і відразу ж залишає чергу;

♦ системи з очікуванням (чергою), в яких заявка, що надійшла в момент, коли всі канали обслуговування зайняті, стає в чергу і чекає, поки не звільниться один із каналів.

Системи масового обслуговування з очікуванням поділяються на системи з обмеженим очікуванням і системи з необмеженим очікуванням. У системах з обмеженим очікуванням може обмежуватися довжина черги та час перебування в черзі. У системах із необмеженим очікуванням заявка, що перебуває в черзі, чекає обслуговування необмежено довго, тобто доти, доки не підійде черга.

Усі системи масового обслуговування розрізняють за кількістю каналів обслуговування — одно- та багатоканальні системи.

Найчастіше системи масового обслуговування виступають як мішані системи. Важливим питанням у теорії черг є система з вибіркою з черги за принципом FCFS (перший прийшов — перший обслугований). Проте значний інтерес становить і такий принцип, як випадковий вибір із черги (RANDOM).

Пропонуються та обговорюються й суто марковські системи М/М/n, стосовно яких виводяться формули для коефіцієнтів збільшення вищих моментів часу очікування порівняно з дисципліною FCFS:

$$R_2 = (1 - p/2)^{-1};$$

$$R_2 = (4 + 2p)/(2 - p)^2.$$

У момент відходу обслугованої вимоги ця вимога перебуватиме в системі разом із $n - 1$ іншими з імовірністю $P(n|\lambda)$, якщо в момент, котрий безпосередньо передував виконанню даної вимоги, у системі було k вимог ($k = 0, \ldots, n$) і до закінчення обслуговування наступної вимоги надійшло ще $n - k$ вимог. Маємо:

$$P(n|\lambda) = (p_0 + p_1)\frac{\lambda^{n-1}e^{-\lambda}}{(n-1)!} + \ldots + p_n e^{-\lambda}. \qquad (29)$$

Цей вираз є рівнянням Кроммеліна для p_{n-1}, причому

$$P(n|\lambda) = p_{n-1}. \qquad (30)$$

Позначимо через $q(t|n)$ імовірність того, що час очікування Δt не перевищує t за умови, що вимога, котра очікує, є однією з n вимог, які очікують початку обслуговування в момент, коли відбувається відхід першої обслугованої вимоги після надходження даної вимоги в систему.

Тоді

$$P(\Delta t \le t) = \sum_{n=1}^{\infty} P(n|\lambda) q(t|n). \qquad (31)$$

Але проміжок часу між моментом надходження даної вимоги і моментом виконання першої обслугованої вимоги однозначно визначається розподілом пуассонівського вхідного потоку в інтервалі обслуговування і не залежить від тривалості очікування в майбутньому внаслідок того, що вибір на обслуговування проводиться випадковим чином.

Виявляється, що чим довше вимога очікує, тим менша ймовірність того, що вона буде обслуговуватись в наступному проміжку часу t.

Висновки

♦ Наведено нову методику досліджень, які удосконалюють спосіб визначення затримки передавання інформації в мережоцентричних системах управління.

♦ Методику зорієнтовано на залучення у процес досягнення поставленої мети всіх компонентів системи і на забезпечення доступності будь-якої інформації, необхідної для ухвалення управлінського рішення.

♦ Знайдено затримку інформації для одноканальної системи з пуассонівським вхідним потоком і довільним розподілом часу обслуговування.

♦ Визначено середню кількість вимог, що перебувають у системі, розподіл тривалості періоду зайнятості та ймовірність того, що в цьому періоді буде обслуговано дану кількість вимог.

Список використаної літератури

1. ***Толубко, В. Б.*** *Формування багатопозиційного сигналу технологій 5G на базі фазорізницевої модуляції високого порядку / В. Б. Толубко, Л. Н. Беркман, С. В. Козелков // Зв'язок.— 2016.— №4.— С. 5–7.*

2. ***Толубко, В. Б.*** *Багатокритеріальна оптимізація параметрів програмно-конфігурованих мереж / В. Б. Толубко, Л. Н. Беркман, Л. О. Орлов // Телекомунікаційні та інформаційні технології.— 2014.—№4.— С. 3–8.*

3. ***Стеклов, В. К.*** *Проектування телекомунікаційних мереж: підручник для вузів / В. К. Стеклов, Л. Н. Беркман.— К.: Техніка, 2002.— 848 с.*

4. ***Стеклов, В. К.*** *Оптимізація та моделювання пристроїв і систем зв'язку: підручник для вузів / В. К. Стеклов, Л. Н. Беркман, Є. В. Кільчицький.— К.: Техніка, 2004.— 576 с.*

Рецензент: доктор техн. наук, професор **В. В. Поповський**, Харківський національний університет радіоелектроніки.

В. Б. Толубко, Л. Н. Беркман, С. В. Козелков, Е. П. Гороховский

ЗАДЕРЖКА ИНФОРМАЦИИ В ОДНО- И МНОГОКАНАЛЬНЫХ СИСТЕМАХ С ПУАССОНОВСКИМ, А ТАКЖЕ ПРОИЗВОЛЬНЫМ ВХОДЯЩИМ ПОТОКОМ И ПРОИЗВОЛЬНЫМ ВРЕМЕНЕМ ОБСЛУЖИВАНИЯ

Приведены математические модели массового обслуживания сетецентричных систем управления.

V. B. Tolubko, L. N. Berkman, S. V. Kozelkov, E. P. Gorokhovskyi

NETWORK CENTERED MATHEMATICS MODELS FOR MASS SERVICE SYSTEMS

Information transmission delay determination for network centered control systems is considered.