УДК 519.81

В.М. Більчук

Харківський університет Повітряних Сил ім. І. Кожедуба, Харків

ПРИЙНЯТТЯ РІШЕНЬ ЩОДО ВИЗНАЧЕННЯ ПЕРСПЕКТИВНИХ ЗРАЗКІВ ОЗБРОЄННЯ ПРИ НЕЧІТКОМУ ОПИСУ ЇХ ІНФОРМАЦІЙНОГО РЕСУРСУ

Розглядається обґрунтування прийняття рішень особою, яка приймає рішення (ОПР), щодо визначення перспективних зразків озброєння за їх основними тактико-технічними характеристиками, які мають нечіткий опис.

перспективні зразки озброєння, нечіткий опис, інформаційний ресурс, особа, яка приймає рішення

Вступ

Постановка проблеми. Визначення перспективного зразка озброєння враховує перелік та зміст їх основних тактико-технічних характеристик, які складають його інформаційний ресурс. Чисельні значення характеристик прогнозуються. В умовах відсутності необхідної статистики щодо значень тактико-технічних характеристик та в умовах нестахостичної невизначеності характеристик, які характеризують ринок озброєнь та конкурентноздатність зразків озброєнь на ринку озброєнь, їх прогнозування може будуватись тільки на основі експертних даних. Експертиза може розглядатися в нечіткій постановці. Тому виникає необхідність вирішення актуальної проблеми: визначення перспективних зразків озброєння за прогнозованими значеннями їх основних тактико-технічних характеристик в нечіткій постановці.

Аналіз літератури. В [1] приведені основні тактико-технічні характеристики (ТТХ) озброєння та військової техніки Збройних Сил України (ЗСУ). Так, щодо Повітряних Сил наведені данні основних ТТХ зенітних ракетних комплексів чотирьох зразків, а саме: ЗРКС-300 ПТ, ЗРКС-300 ПС, ЗРКС-200В, ЗРК "Бук-М1". Ці данні можуть складати основну інформацію для експертів при прогнозуванні значень основних ТТХ ЗРК на $t = t_0 + \tau$, де t_0 – час прийняття рішення. В [2 – 5] розглянуті питання, які пов’язані з визначенням нечітких підмножин, поняття «системи» та «складності», визначено зміст метода аналізу ієрархій для рішення завдань багатокритеріальної оптимізації. В [6, 7] запропоновано метод формування доцільних стратегій модернізації та створення нових зразків озброєння та метод визначення показників ефективності та ризику прийняття рішень в умовах нестохастичної невизначеності. Аналіз зазначеної літератури дає змогу викреслити актуальну проблему, яка визначена вище, та сформулювати мету статті, яка досягається при вирішенні цієї проблеми.

Мета статті полягає в обгрунтуванні прийняття рішення, щодо визначення перспективних зразків озброєння при нечіткому опису їх інформаційного ресурсу.

Вирішення поставленого завдання

Кожний зразок озброєння визначається переліком і значеннями основних його ТТХ. Тому порівняльна оцінка декількох зразків озброєння пов’язана з постановкою та розв’язанням багатокритеріальної задачі оптимізації. Відомі методи розв’язання задач багатокритеріальної оптимізації: виділення основного критерію, формування узагальненого критерію, послідовних поступок, аналізу ієрархій. Метод виділення основного критерію полягає в тому, що багатокритеріальна початкова задача зводиться до однокритеріальної задачі оптимізації, яку формулюють після того, коли отримують відповіді для задачі ранжування критеріїв та визначення обмежень для критеріїв $K_i(u)$, $i = \overline{1, n}$, $i \neq r$; $r \leq n$.. Рівень довіри до отриманої відповіді як відповіді на початкову багатокритеріальну задачу визначається рівнем довіри до відповіді $K_r(u) \succ K_i(u)$, $i = \overline{1, n}$, $i \neq r$; $r \leq n$ задачі ранжування та підходу до визначення обмежень для критеріїв $K_i(u)$, $i = \overline{1, n}$, $i \neq r$; $r \leq n$. Метод формулювання узагальненого критерію при його застосуванні обмежений тим, що при розгляді прикладних задач складання узагальненого критерію викликає такі труднощі, які важко подолати. Метод послідовних поступок також потребує перш за все розв’язання задачі ранжування критеріїв і зведення їх виміру до однієї шкали, визначення величин поступок по кожному критерію. Метод аналізу ієрархій, який розглядається в [5, 7], з точки зору його застосування для розв’язання багатокритеріальних задач оптимізації різної фізичної природи яких би то було недоліків чи ”незручностей” немає. Більш того критерії можуть відповідати чинникам, які відображають як кількісну так і якісну ознаку природи.

Перелік та зміст основних ТТХ зразка озброєння, який розглядається, складають його інформаційний ресурс. Згідно [1] до основних ТТХ ЗРК відносять: максимальну висоту ураження цілі (розмірність-метри), мінімальну висоту ураження цілі (розмірність-метри), швидкість цілі назустріч (розмірність-метри за секунду), швидкість цілі навздогін (розмірність-метри за секунду). При розгляді перспективних зразків ЗРК зазначені вище їх основні ТТХ будуть мати прогнозовані значення. Відзначимо що, якщо дослідник має статистику, нехай, наприклад, щодо значень максимальної висоти ураження цілі, то задача прогнозування значення цієї ТТХ може бути поставлена та розв'язана в умовах стахостичної невизначеності. Згладжування стахостичних значень на момент часу $t_i < t_0$, $i = \overline{1, n}$, може бути виконано по методу найменших квадратів при допущенні принятої функціональної залежності значень цієї ТТХ від часу. Тоді задача прогнозування на термін часу $t = t_0 + \tau$ полягає в тому, що отримане згладжування значень ТТХ екстраполюють. Таке визначення прогнозних значень передбачає допущення, які полягають в тому, що сукупність чинників, яка визначала статистичні значення ТТХ, залишається не змінною на прогнозований термін часу τ. При такому допущенні довгострокове прогнозування значень ТТХ не може вважатись задовільним. Якщо дослідник не має статистики чи вона обмежена, то прогнозування значень ТТХ зразків озброєння, як це має місце при прогнозуванні значень ТТХ ЗРК, слід розглядати в умовах нестохастичної невизначеності.

В умовах нестохастичної невизначеності прогнозування значень ТТХ ЗРК можливе тільки на основі постановки експертизи та обробці експертних даних. При організації експертизи розв'язується задача прийняття рішень $<\Omega, ОП>$, де Ω – множина оцінок значень ТТХ, які допускаються, а ОП – принцип оптимальності, який виражає визначення щодо найбільш точної оцінки. При формуванні множини Ω дослідник керується узагальненими уявленнями щодо значень окремої характеристики ЗРК. Такими уявленнями експерт, як правило, не керується, бо він їх не має. Тому при постановці експертизи експерт практично розв'язує задачу $<\Omega_l, ОП_l>$, де Ω_l – множина оцінок значень ТТХ експерта , а $ОП_l$ – принцип оптимальності експерта. Дослідник складає схему експертизи, яка враховує: Ω, Ω_l наявність зв'язку між експертами, наявність зворотнього зв'язку, метод обробки експертних даних. Прийняття дослідником тієї чи іншої схеми експертизи пов'язано з його бажанням щодо підвищенням точності прогнозної оцінки. З цією метою дослідник може запропонувати таку схему експертизи, в якій кожний ℓ-й експерт свою суб'єктивну думку відносно прогнозного значення ТТХ зразка озброєння висловлює у чіткій постановці трьома оцінками: песимістичною, найбільш очікуваною та оптимістичною. Подальше підвищення довіри до суб'єктивних оцінок експертів може полягати в нечітких оцінках прогнозних значень ТТХ. Це реалізується тоді, коли кожний експерт висловлює свою думку відносно прогнозного значення ТТХ у вигляді нечіткого трикутного числа.

Нечітке число $\tilde{A}$ на дійсній прямій – це нечітка підмножина, яка характеризується функцією приналежності $\mu_{\tilde{A}}(x) : R \to [0,1]$. Нечітке число $\tilde{A}$ подають у вигляді

$$\tilde{A} = \int \left(\mu_{\tilde{A}}(x) / x \right), \qquad (1)$$

де $\mu_{\tilde{A}}(x) \in [0,1]$ – ступінь приналежності $x \in R$ підмножини $\tilde{A}$, $\int$ – символ об'єднання за всіма $x \in R$.

Із визначення (1) випливає, що нечітке число $\tilde{A}$ на дійсній прямій випукле, тобто для будь яких дійсних чисел x, y, z $\in$ R та $x \le y \le z$ маємо, що

$$\mu_{\tilde{A}}(y) \ge \min\left(\mu_{\tilde{A}}(x), \mu_{\tilde{A}}(x)\right)$$

та є нормальним, тобто $\max\limits_{x \in R} \mu_{\tilde{A}}(x) = 1$.

Тоді прогнозування значення к-тої ТТХ зразка озброєння описується нечітким трикутним числом(нечіткою підмножиною), функція приналежності якого має вигляд

$$\mu_{\tilde{C}_к}(x) = \begin{cases} \left(x - (C_k - \delta_1)\right) / \delta_1 & \text{при } C_k - \delta_1 \le x \le C_k; \\ \left((C_k + \delta_2) - x\right) / \delta_2 & \text{при } C_k \le x \le C_k + \delta_2; \\ 0 & \text{при } 0 \le x \le C_k - \delta_1, x \ge C_k + \delta_2; \end{cases} \qquad (2)$$

та подана на рис. 1.

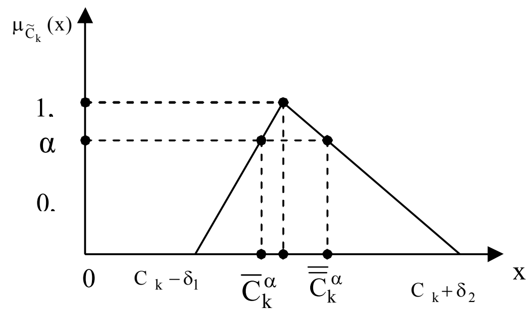

Рис. 1. Опис значення ТТХ зразка озброєння нечітким трикутним числом

Схема експертиз передбачає, що кожний ℓ-й експерт висловлює свою суб'єктивну думку у вигляді трьох значень щодо $C_к$-ої ТТХ зразка озброєння, а саме: $\left(C_к^{(\ell)} + \delta_1^{(\ell)}\right)$ – песимістичну оцінку; $C_к^{(\ell)}$ – оцінку, яка найбільш очікується; $\left(C_к^{(\ell)} + \delta_2^{(\ell)}\right)$ – оптимістичну оцінку. Потім ці оцінки відповідно усереднюються з урахуванням вагових коефіцієнтів експертів та утримують опис ℓ-ої ТТХ у вигляді (2).

Якщо прийняти $\mu_{\tilde{C}_к}(x) = \alpha$, то визначаються чіткі α-рівневі підмножини $\left\{C_к^\alpha = \overline{C}_к^\alpha, ..., \overline{\overline{C}}_к^\alpha\right\}$, де $\overline{C}_к^\alpha$, $\overline{\overline{C}}_к^\alpha$ – відповідно ліва та права границі значення $C_к$-ої ТТХ зразка озброєння. Виходячи із змісту нечіткої підмножини $\tilde{C}_к$ дослідник приймає $\alpha \ge \alpha_{н.д.}$ – рівень необхідної довіри прогнозних значень $C_к$-ої ТТХ, наприклад, $\alpha_{н.д.}$ може визначатись як $\alpha_{н.д.} = 0{,}5$.

З метою визначень за прогнозованими значеннями основних ТТХ в нечіткій постановці перспективних зразків озброєння, на прикладі ЗРК, розглянемо наступну можливу декомпозицію проблеми в ієрархію, яка представлена на рис. 2.

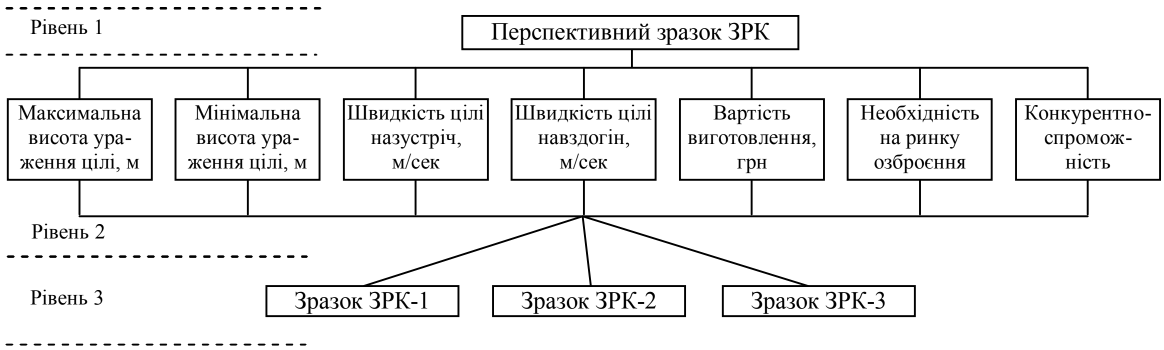

Рис. 2. Декомпозиція проблеми в ієрархію

Як це визначено на рис. 2, декомпозиція проблеми в ієрархію має три рівні: рівень перший відповідає меті, яка досягається при вирішенні проблеми; рівень другий включає показники(критерії), за якими повинна прийматися та чи інша альтернатива щодо перспективною зразка ЗРК; рівень третій відповідає переліку альтернатив, який за думкою ОПР складає повну їх множину. Таким чином, декомпозиція проблеми в ієрархію відображає зміст багатокритеріальної задачі оптимізації, яка має особливість: нечіткий опис прогнозних значень $C_к$ основних ТТХ ЗРК (показники C_1, C_2, C_3, C_4), які мають чітко виражену кількісну природу та вимірюються у відповідних величинах; нечіткий прогнозний опис показника „вартості виготовлення зразка ЗРК”(показник C_5), який може бути віднесений як до кількісної природи, так і до якісної природи; нечіткий прогнозований опис показників „необхідність на ринку озброєнь”, „конкурентноздатність”, які мають чітко виражену якісну природу. Вище відзначено, що показники, які мають кількісну природу, слід прогнозувати в нечіткій постановці та прогнозні їх значення описувати нечіткими трикутними числами. Показники, які мають якісну природу, слід прогнозувати на підставі введення до розгляду відповідних лінгвістичних змінних. Згідно [3, 7] під лінгвістичною змінною розуміють кортеж $<\beta, T(\beta), G, M>$, де β – назва лінгвістичної змінної; T(β) – терм-множина лінгвістичної змінної, елементи якої γ_i, $i=\overline{1,n}$, є назва нечіткої змінної $<\gamma, X, \widetilde{C}(\gamma)>$, як лінгвістичних значень лінгвістичної змінної, де X – область визначення нечіткої змінної, $\widetilde{C}(\gamma)=\{\mu_{\widetilde{C}(\gamma)}(x)/x\}$, $x \in X$, $\mu_{\widetilde{C}(\gamma)}(x)$ – значення функції приналежності нечіткої підмножини $\widetilde{C}(\gamma)$; G – синтаксичне правило, яке породжує назву нечіткої змінної $\gamma \in T(\beta)$ як вербальних значень лінгвістичної змінної; M – синтаксичне правило, яке ставить у відповідність кожній нечіткій змінній $\gamma \in T(\beta)$ нечітку підмножину $\widetilde{C}(\gamma)$.

Відносно нечіткого показника„ необхідність на ринку озброєння”, може бути визначена лінгвістична змінна $\beta_н$ – «необхідність», а терм-множина T(βн) може визначатись двома нечіткими змінними: $\gamma_{н,1}$ – ”низька необхідність” та $\gamma_{н,2}$ –"висока необхідність”. Відносно нечіткого якісного показника ”конкурентоспроможність” може бути визначена лінгвістична змінна $\beta_к$ –”конкурентоспроможність”, а терм-множина T(βк) може визначатись трьома нечіткими змінними: $\gamma_{к,1}$ –”допустима конкурентоспроможність”, $\gamma_{к,2}$ –”значна конкурентоспроможність”, $\gamma_{к,3}$ –”висока конкурентоспроможність”.

Визначення функцій приналежностей нечітких змінних $\gamma_{н,1}$, $\gamma_{н,2}$ лінгвістичної змінної $\beta_н$ та нечітких змінних $\gamma_{к1}$, $\gamma_{к,2}$, $\gamma_{к,3}$ лінгвістичної змінної $\beta_к$ досягається шляхом постановки експертизи та обробки експертних даних. Кожний ℓ-й експерт, $\ell=\overline{1, L}$, висловлює своє суб’єктивне судження про таке: у скільки разів значення функції приналежності $\mu_{\widetilde{C}(\gamma_{н,1})}(x_i)$, наприклад, розглядається нечітка підмножина $\widetilde{C}(\gamma_{н,1})$ нечіткої змінної $\gamma_{н,1}$, більше значення функції приналежності $\mu_{\widetilde{C}(\gamma_{н,1})}(x_j)$; x_i, $x_j \in X$; $i, j=\overline{1,\ n}$, X – область визначення лінгвістичної змінної $\beta_н$. Таке судження експерт подає, виходячи із якісної шкали оцінок, яка зазначена в [5] та подана в табл. 1.

Бінарні порівняння $\mu_{\widetilde{C}(\gamma_{н,1})}(x_i)$ та $\mu_{\widetilde{C}(\gamma_{н,1})}(x_j)$ за такою шкалою експерти подають у вигляді матриці $A(\ell)=\|a_{ij}(\ell)\|$, $\ell=\overline{1, L}$; $i, j=\overline{1,n}$. Потім матриці $A(\ell)$ усереднюються та розкладається матриця A= $\| a_{ij} \|$, $i, j=\overline{1,n}$. Для всякої квадратної A їй відповідне матричне рівняння $AY^T=\lambda Y$, яке дає змогу визначити їй відповідні власні числа λ_q, $q=\overline{1,G}$ як корені характеристичного рівняння $A-\lambda E=0$, де E – одинична матриця. Кожному власному числу λ_q відповідає власний вектор Y_q. Якщо для матриці

Таблиця 1

Якісна шкала оцінок

Якісна оцінка	Визначення якісної оцінки	Тлумачення якісної оцінки
0	Непорівнювальні	Немає сенсу порівнювати елементи
1	Однакове значення	Рівний внесок елементів, щодо досягнення мети
3	Незначна перевага	Є перевага одного елемента над другим, але вона невелика
5	Є перевага	Є перевага одного елемента над другим
7	Значна перевага	Є значна перевага одного елемента над другим
9	Дуже значна перевага	Цілком підтверджується значна перевага одного елемента над другим
2, 4, 6, 8	Проміжні оцінки між двома сусідніми	Застосовується у випадку компромісу
Зворотні величини відносно зазначених вище	Якщо при порівнянні першого елемента з другим визначено, наприклад 3, то при порівнянні другого елемента з першим визначається 1/3	

А маємо, що $a_{ij} > 0$; $a_{ji} = 1/a_{ij}$; $a_{ik} = a_{ij} \cdot a_{jk}$; $i, j, k = \overline{1, n}$, тобто матриця А є невід'ємною, зворотньосиметричною та погодженою, то рівняння $A - \lambda\ E = 0$ має один корінь $\lambda = \lambda_{max} = n$. Йому відповідає єдиний власний вектор Y. Тому, якщо суб'єктивні судження експертів відносно $\tilde{C}(\gamma_i) = \left\{\mu_{\tilde{C}(\gamma_i)}\ (x)/x\right\}$, $x \in X$, $i = \overline{1, 5}$ для $\gamma_{н,1}$; $\gamma_{н,2}$; $\gamma_{к,1}$; $\gamma_{к,2}$; $\gamma_{k,3}$ будуть надані невід'ємною, зворотньосиметричною та погодженою матрицею, то рішення рівняння $AY^T = nY$ дозволяє визначити вектор $Y = \left\{\mu_{\tilde{c}(\gamma\ )}(x)\right\}$, а чисельну міру розходження λ_{max} та n буде визначати чисельну міру погодженості суджень експертів. Кожний ℓ-й експерт, користуючись якісною шкалою, яка зазначена вище, висловлює своє судження відносно функції приналежності $\mu_{\tilde{C}(\gamma)}(x_j)$; . $i, j = \overline{1 \ldots n}$; $x_i, x_j \in X$.

А якщо $a_{i,j}^{(\ell)} = \mu_{\tilde{C}(\gamma)}(x_i) / \mu_{\tilde{C}(\gamma)}(x_j)$; $a_{i,k}^{(\ell)} = 1 / a_{i,j}^{(\ell)}$; $a_{ik}^{(\ell)} = a_{ij}^{(\ell)} a_{jk}^{(\ell)}$, то $a_{ij}^{(\ell)} > 0$; $a_{ii}^{(\ell)} = 1$; $i, j = \overline{1, n}$.

Тобто матриця $A^{(\ell)}$, а, значить, матриця А відповідає зазначеним вище властивостям, а саме: невід'ємні, зворотньосиметричні та погоджені.

Якщо $\sum_{i=1}^{n} \mu_{\tilde{C}(\gamma)}(x_i) = 1$, то

$$\sum_{i=1}^{n} \mu_{\tilde{C}(\gamma)}(x_i) / \mu_{\tilde{C}(\gamma)}(x_j) = 1 / \mu_{\tilde{C}(\gamma)}(x_j) = k_j,$$

а значить, згідно рівняння $A\mu^T = \lambda_{max} - \mu$ можна формувати вектор $\mu = \left\{\mu_{\tilde{C}(\gamma)}(x_j)\right\}$, $j = \overline{1, n}$ бо

$$\mu_{\tilde{C}(\gamma)}(x_j) = 1 / k_j \ .$$

В загальному випадку, отриманий вектор μ може не задовольняти рівнянню $AY^T = nY$, бо погодженість невід'мної зворотньосиметричної матриці відповідає вимозі $\lambda_{max} = n$. Завжди $\lambda_{max} \geq n$. Відхилення від погодження оцінюють по співвідношенню $\eta = \left(\tilde{\lambda}_{max} - n\right) / (n-1)$ бо при бінарному порівнянні n елементів висловлюються $(n-1)$ суджень, а $\tilde{\lambda}_{max}$ є середнє значення компонент $\overline{\lambda}_{max}$, які отримують при по елементному діленні компонент вектора $A\mu^T$ на компоненти вектора μ. Якщо η не відповідає вимогам щодо точності, то матриця A поправляється з урахуванням отриманого вектора μ. Визначені вектори $\mu_i = \left\{\mu_{\tilde{C}(\gamma_i)}(x_j)\right\}$ $j = \overline{1, n}$; $i = \overline{1, 5}$, які відповідають нечітким змінним $\gamma_{н,1}; \gamma_{н,2}$ лінгвістичної змінної $\beta_н$ та $\gamma_{k,1}, \gamma_{k,2}, \gamma_{k,3}$ лінгвістичної змінної β_k, нормуються. Графічне подання функцій приналежностей нечітких підмножин, які відповідають відзначеним тут нечітким змінним, надано на рис. 3 та 4.

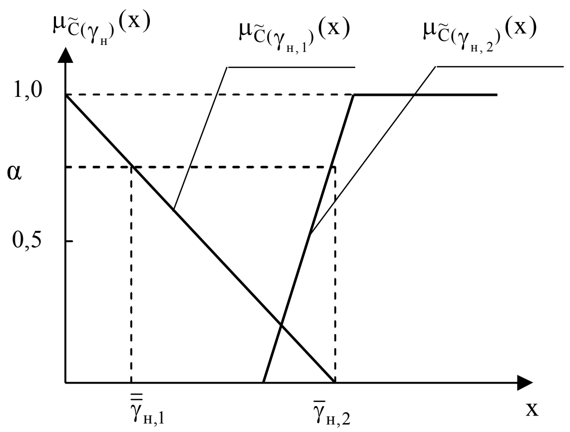

Рис. 3. Функції приналежності нечітких змінних $\gamma_{н,1}$; $\gamma_{н,2}$

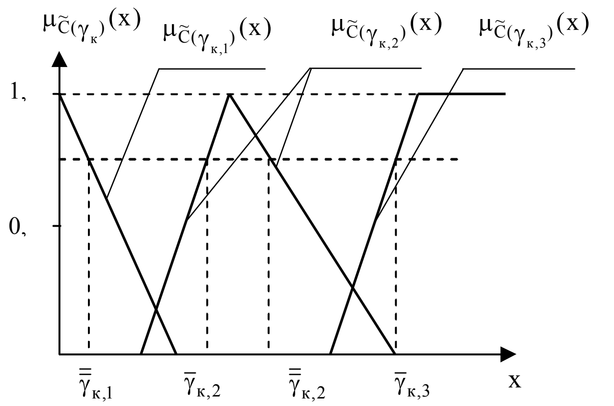

Рис. 3. Функції приналежності нечітких змінних $\gamma_{k,1};\gamma_{k,2};\gamma_{k,3}$

В якості розмірності області визначення X лінгвістичної змінної $\beta_н$ – "необхідність на ринку озброєння", може прийматись вартість одиниці перспективного зразка ЗРК на ринку, а в якості розмірності області визначення X лінгвістичної змінної $\beta_к$ –"конкурентноспроможність", може виступати відношення вартості одиниці перспективного зразка ЗРК на ринку опонента до вартості одиниці перспективного зразка ЗРК на ринку оперуючої сторони(сторона, за яку розглядається вирішення проблеми).

Для отримання функцій приналежності нечітких змінних $\gamma_{н,1};\gamma_{н,2};\gamma_{к,1};\gamma_{к,2};\gamma_{к,3}$ також слід визначити рівень функцій при належностей

$$\alpha = \mu_{\tilde{c}(\gamma_{н,1})}(x) = \mu_{\tilde{c}(\gamma_{н,2})}(x) = \mu_{\tilde{c}(\gamma_{к,1})}(x) = \mu_{\tilde{c}(\gamma_{к,2})}(x) = \mu_{\tilde{c}(\gamma_{к,3})}(x),$$

якому будуть відповідати наступні чіткі множини:

для $\gamma_{н,1} - \{0,...,\overline{\overline{\gamma}}_{н,1}\}$; для $\gamma_{н,2} - \{\overline{\gamma}_{н,2},...,\overline{\overline{\gamma}}_{н,2} > \overline{\gamma}_{н,2}\}$;

для $\gamma_{к,1} - \{0,...,\overline{\overline{\gamma}}_{к,1}\}$; для $\gamma_{к,2} - \{\overline{\gamma}_{к,2},...,\overline{\overline{\gamma}}_{к,2}\}$;

для $\gamma_{к,3} - \{\overline{\gamma}_{к,3},...,\overline{\overline{\gamma}}_{к,3} > \overline{\gamma}_{к,3}\}$.

Тоді згідно, зазначеної на рис. 2 декомпозиції проблеми в ієрархію всі показники(критерії), яка б природа у них не була: кількісна чи якісна, будуть визначені у нечіткій постановці та враховуватися у подальшому розгляді в якості чітких множин (інтервалів) при прийнятому значенні α їх функцій приналежностей. При прийнятому рівні α визначимо згідно метода аналізу ієрархій пріоритетний прогнозований зразок ЗРК за показниками $C_1^\alpha, C_2^\alpha, C_3^\alpha, C_4^\alpha, C_5^\alpha$, які описуються інтервалами $\{\overline{C}_к^\alpha,...,\overline{\overline{C}}_к^\alpha\}$ $к = \overline{1,5}$ та показниками C_6^α, C_6^α, для яких розглянемо відповідно інтервалами $\gamma^\alpha_{н,2} = \{\overline{\gamma}^\alpha_{н,2},...,\overline{\overline{\gamma}}^\alpha_{н,2}\}$ та $\gamma^\alpha_{к,3} = \{\overline{\gamma}^\alpha_{к,3},...,\overline{\overline{\gamma}}^\alpha_{к,3}\}$.

Будемо вважати, що використовуючи інформацію щодо основних ТТХ ЗРК, яка приведена в [1], проведена експертиза з метою визначення рогнозованих значень кожної характеристики ЗРК. При обробці експертних даних значення кожної характеристики представлені нечіткою підмножиною (нечітким трикутним числом). Щодо показників "висока необхідність на ринку озброєння" та "висока конкурентноздатність" розглянуті відповідні лінгвістичні змінні. Для визначених нечітких змінних лінгвістичних змінних побудовані функції приналежності. Для трьох можливих перспективних зразків ЗРК чіткі множини зміни значень показників при прийнятому рівні α функцій приналежностей приведені в табл. 2.

Таблиця 2

Значення показників ТТХ для перспективних зразків ЗРК

показники / зразок ЗРК	C_1^α тис.м	C_2^α м	C_3^α м/сек	C_4^α м/сек	C_5^α міл.у.о.	$\gamma^\alpha_{н,2}$ міл.у.о.	$\gamma^\alpha_{к,3}$
ЗРК-1	25,…,30	20,…,30	1000,...,1200	450,…,550	25,…,30	65,…,70	0,8,…,1,3
ЗРК-2	22,…,26	10,…,15	2500,...,3000	430,…,480	20,…,25	50,…,60	1,8,…,2,5
ЗРК-3	35,…,40	30,…,50	4500,...,5000	400,…,420	30,…,35	40,…,50	1,1,…,1,5

Згідно методу аналізу ієрархій вирішення вище зазначеної проблеми, передбачається виявлення порівняльної важності показників. Бінарне порівняння показників, які є результатом експертизи, а показники складають другий рівень ієрархії, подані в табл. 3 за якісною шкалою. При складенні значень елементів табл. 3 експерти керувались думкою: у скільки разів показник, який розглядається, більш суттєвий (вагомий) по відношенню до іншого показника з точки зору мети, яка полягає у визначенні прогнозованого перспективного зразка ЗРК. В табл. 3 зазначена матриця $A = \|a_{i,j}\|$ $i, j = \overline{1,7}$, рішення матричного рівняння $A\mu^T = \lambda_{max}\mu$ дає власний вектор, який має константи μ={0,029;0,039; 0,051; 0,073; 0,436; 0,149; 0,11}.

Таблиця 3

Бінарне порівняння показників ЗРК

Загальні вимоги до прогнозованого пріоритетного зразка ЗРК	C_1^α тис.м	C_2^α м	C_3^α м/сек	C_4^α м/сек	C_5^α міл.у.о.	$\gamma_{н,2}^\alpha$ міл.у.о.	$\gamma_{к,3}^\alpha$
C_1^α – максимальна висота ураження цілі	1	1/3	1/4	1/7	1/5	1/9	1/5
C_2^α – мінімальна висота ураження цілі	3	1	1/4	1/3	1/5	1/9	1/3
C_3^α – швидкість цілі назустріч	4	4	1	1/5	1/3	1/7	1/3
C_4^α – швидкість цілі навздогін	7	3	5	1	1/4	1/5	1/3
C_5^α – вартість озброєння	5	5	3	4	1	5	9
$\gamma_{н,2}^\alpha$ – висока необхідність на ринку озброєння	9	9	7	5	1/5	1	8
$\gamma_{к,3}^\alpha$ – висока конкурентність	5	3	3	3	1/9	1/8	1

Нормований вектор $\mu_i^{н,\alpha} = \mu_i^\alpha \Big/ \sum_{i=1}^{7} \mu_i^\alpha$, $i = \overline{1,7}$ має вигляд $\mu^{н,\alpha}$ = {0,03; 0,05; 0,06; 0,07; 0,51; 0,15; 0,13}, де відзначено, що результат $\mu^{н,\alpha}$ відповідає прийнятому для всіх показників рівню α функцій приналежностей їм відповідним нечітким підмножинам $\tilde{C}(\gamma_i)$, $i = \overline{1,7}$.

Розглянемо бінарні відношення переваг прогнозованих перспективних зразків озброєння ЗРК, які складають зміст третього рівня ієрархії, з точки зору того чи іншого показника, які складають зміст другого рівня ієрархії. Такі сім матриць подані в табл. 4. Там же зазначені власні вектори $\mu_i^{н,\alpha}$, $i = \overline{1,7}$ відповідних матриць. Бінарні порівняння та третьому рівні ієрархії експерти проводять керуючись думкою: у скільки разів зразок ЗРК, який розглядається, є доцільним по відношенню до іншого з точки зору прийняття рішення щодо перспективного ЗРК, який прогнозується, окремо за кожним показником другою рівня ієрархії.

З метою утримання узагальних показників щодо пріоритетного зразка ЗРК реалізується принцип синтезу, згідно якого компонента вектора приорітетів щодо прогнозованого зразка ЗРК визначається за виразом

$$\mu_к^{н,\alpha} = \sum_{i=1}^{7} \mu_{i,к}^{н,\alpha} \mu_i^{н,\alpha},\ k = \overline{1,3},$$

де $\mu_{i,к}^{н,\alpha}$ – нормоване значення к-ої компоненти вектора приорітету зразків ЗРК за і-м показником, значення якого визначені α-рівневим чітким інтервалом функції приналежності; $\mu_i^{н,\alpha}$ – нормоване значення *i* -ої компоненти вектора приорітетів показників, за якими приймається рішення щодо доцільного перспективного зразка ЗРК, та значення яких визначено α-рівневим інтервалом. Для підрахування компоненти $\mu_к^\alpha$ дані, отримані в табл. 3 та 4, зручно надати табл. 5.

Таблиця 4

Бінарні порівняння зразків ЗРК у відповідності до їх показників

C_1^α	ЗРК-1	ЗРК-2	ЗРК-3	$\mu_1^{н,\alpha}$	C_5^α	ЗРК-1	ЗРК-2	ЗРК-3	$\mu_5^{н,\alpha}$
ЗРК-1	1	3	1/5	0,16	ЗРК-1	1	1/3	5	0,26
ЗРК-2	1/3	1	1/7	0,09	ЗРК-2	3	1	7	0,68
ЗРК-3	5	7	1	0,75	ЗРК-3	1/5	1/7	1	0,08
C_2^α	ЗРК-1	ЗРК-2	ЗРК-3	$\mu_2^{н,\alpha}$	$\gamma_{н,2}$	ЗРК-1	ЗРК-2	ЗРК-3	$\mu_6^{н,\alpha}$
ЗРК-1	1	1/3	5	0,24	ЗРК-1	1	1/3	1/7	0,09
ЗРК-2	3	1	9	0,69	ЗРК-2	3	1	1/3	0,23
ЗРК-3	1/5	1/9	1	0,07	ЗРК-3	7	3	1	0,68
C_3^α	ЗРК-1	ЗРК-2	ЗРК-3	$\mu_3^{н,\alpha}$	$\gamma_{н,3}$	ЗРК-1	ЗРК-2	ЗРК-3	$\mu_7^{н,\alpha}$
ЗРК-1	1	1/5	1/9	0,07	ЗРК-1	1	1/7	1/3	0,09
ЗРК-2	5	1	1/7	0,13	ЗРК-2	7	1	5	0,71
ЗРК-3	9	7	1	0,8	ЗРК-3	3	1/5	1	0,2
C_4^α	ЗРК-1	ЗРК-2	ЗРК-3	$\mu_4^{н,\alpha}$					
ЗРК-1	1	3	5	0,65					
ЗРК-2	1/3	1	3	0,23					
ЗРК-3	1/5	1/3	1	0,12					

Таблиця 5

Узагальнення щодо зразків ЗРК

	C_1^α	C_2^α	C_3^α	C_4^α	C_5^α	$\gamma_{н,2}^\alpha$	$\gamma_{к,3}^\alpha$	$\mu_1^{н,\alpha}$

	0,03	0,05	0,06	0,07	0,51	0,15	0,13	
ЗРК-1	0,16	0,24	0,07	0,65	0,24	0,09	0,09	0,257
ЗРК-2	0,09	0,69	0,12	0,23	0,68	0,23	0,74	0,526
ЗРК-3	0,75	0,07	0,81	0,11	0,08	0,68	0,16	0,220

Тоді слід прийняти рішення: із трьох зразків ЗРК, які розглядаються як перспективні при прогнозуванні необхідно ЗРК-2 за всіма прийнятими показниками признати найбільш доцільним.

Якщо η – кількість нечітких змінних усіх лінгвістичних змінних, що відповідає кількості показників якісної природи, які введені до розгляду, то якщо розглядаються α-рівневі чіткі множини значень усіх показників при $0,5 \prec \alpha \leq 1$ з шагом, наприклад $\Delta\alpha = 0{,}1$ то доцільним зразком озброєння, з урахуванням нечіткої природи значень показників, необхідно прийняти той для якого досягається $\sup\limits_{\eta} \sup\limits_{\alpha} \max\limits_{k} \mu_k^{\alpha,\eta}$.

Прийняття такого чіткого рішення в умовах нечіткого середовища, як відзначено в [6,7], має відповідні значення показників ефективності та ризику. В нашому випадку слід усі функції і приналежності показників як кількісної природи так і якісної природи привести їх значення області визначення до однієї шкали виміру, наприклад, визначити ці значення у відносних величинах. Тоді показником ефективності прийняття рішення буде виступати міра чіткості перерізу нечітких підмножин, які відповідають введених до розгляду показників перспективних прогнозованих зразків озброєння. Функція приналежності визначається як

$$\mu_{\widetilde{W}} = \min_{x \in X} \bigcap_{i-1}^{n} \left\{ \mu_{\widetilde{C}(\gamma_i)}(x)/x \right\},$$

а показники ефективності та ризику прийняття рішення як

$$E(\widetilde{W}, \widetilde{\widetilde{W}}) = \left(\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} \left| \mu_{\widetilde{W}}(x_i) - \mu_{\widetilde{\widetilde{W}}}(x_i) \right|^2\right)^{\frac{1}{2}};$$

$$R(\widetilde{W}, \widetilde{\widetilde{W}}) = 1 - E(\widetilde{W}, \widetilde{\widetilde{W}}),$$

де $\mu_{\widetilde{C}(\lambda_i)}(x)$ – функція приналежності нечіткої підмножини $\widetilde{C}_{(\gamma_i)}\,\gamma_i$ – показники(критерія); $\widetilde{\widetilde{W}}$ – нечітка підмножина, яка є доповненням до нечіткої підмножини $\widetilde{W}$.

Висновки

Прийняття рішення щодо доцільного прогнозованого зразка озброєння необхідно визначати за сукупністю основних показників(критеріїв), які можуть мати як кількісну (основні ТТХ), так і якісну природу. Прогнозні значення показників необхідно визначати в умовах нестахостичної невизначеності. При цьому показники кількісної природи можуть бути визначені нечіткими трикутними числами, які реалізують високу довіру до суб'єктивних суджень множини значень як носіїв α-рівня її функції приналежності дозволяє звести до єдиного тлумачення прогнозні значення показників кількісної та якісної природи в умовах нестохастичної невизначеності.

Список літератури

1. *Біла книга 2005: оборонна політика України / Авторський колектив МО та ГШ Збройних Сил України. Редакція центру Розумкова. – К.: МО України, 2006. – 134 с.*
2. *Надежность и эффективность в технике. Справочник в 10-ти томах. Т. 3. Эффективность технических систем / Под общ. ред. В.Ф.Уткина, Ю.В. Крючкова. – М.: Машиностроение,1988. – 328 с.*
3. *Саати Т. Принятие решений. Метод анализа иерархий: Пер с англ. – М.: Радио и связь,1993. – 314 с.*
4. *Нечеткие множества и теория возможностей. Последние достижения / Под ред. Рональда Р. Ягера. – М.: Радио и связь, 1986. – 406 с.*
5. *Більчук В.М. Метод формування доцільних стратегій модернізації та створення нових зразків озброєння // Системи озброєння і військова техніка. – 2006. – № 2 (2). – С. 39-46.*
6. *Саати Т., Кернс К. Аналитическое планирование. Организация систем. – М.: Радио и связь, 1991. – 224 с.*
7. Бильчук В.М., Десятов О.В., Николаева И.С. Метод определения показателей эффективности и

Надійшла до редколегії 21.11.2006

Рецензент: д-р техн. наук, професор Ю.В. Стасєв, Харківський університет Повітряних Сил ім. І. Кожедуба, Харків.

УДК 681.325

Г.А. Кучук, Я.Ю. Стасєва, О.О. Болюбаш

Харківський університет Повітряних Сил ім. Івана Кожедуба, Харків

РОЗРАХУНОК НАВАНТАЖЕННЯ МУЛЬТИСЕРВІСНОЇ МЕРЕЖІ

Запропонований метод умовного розділення пропускної спроможності пучка каналів ланки передачі даних мультисервісної мережі, який є базовим для алгоритму розрахунку її навантаження.

мультисервісна мережа, ланка передачі даних, пропускна спроможність, навантаження

Вступ

Модернізація озброєння і військової техніки пов'язана з удосконаленням і глобалізацією автоматизованих систем управління військами (АСУВ), зокрема мереж передачі даних (МПД), що, враховуючи сучасні тенденції розвитку телекомунікацій [1 – 3] зумовило необхідність створення мультисервісних мереж (МСМ). У низці актуальних завдань, пов’язаних з перспективою втілення МСМ у АСУВ [4 – 5], одним з найприорітетніших є розрахунок навантаження мережі у нових умовах функціонування.

На сьогодні є ряд методик та алгоритмів розрахунку мультисервісного навантаження [6 – 12], але вони не припускають випадку, коли МСМ створюється в умовах безперервного функціонування базової модернізуємої МПД. Тому **метою даної статті** є розробка методу умовного розділення пропускної спроможності пучка каналів ланки передачі даних мультисервісної мережі при безперервному функціонуванні МПД, на базі якого запропонувати алгоритм розрахунку навантаження МСМ. Пропонується наступна **послідовність дій**: 1) дослідити пропускну спроможність ланки передачі даних МСМ; 2) проаналізувати характеристики мультисервісного навантаження при модернізації існуючої МПД; 3) запроектувати розподіл навантаження для ділянки МСМ; 4) запропонувати узагальнений вираз для розрахунку метрик вузлів МСМ; 5) довести метод умовного розділення пропускної спроможності пучка і запропонувати відповідний алгоритм розрахунку навантаження.

1. Дослідження пропускної спроможності ланки передачі даних МСМ

Одним з головних завдань при побудові сучасних МСМ є надання необхідної якості обслуговування (QoS) різним видам трафіку. До технологій, що володіють здатністю забезпечити задане значення QoS, необхідно, в першу чергу, віднести Frame Relay, ATM, а також MPLS. Застосування кожної з них дає можливість внести в архітектуру протоколу механізм утворення віртуальних маршрутів, що дозволяє розглядати процес їх надання для потоків, що надходять, аналізуються на рівні з'єднання, аналогічно процесу, який має місце при занятті маршруту в мережі з комутацією каналів. Це означає, що моделі і методи оцінки показників передачі навантаження, розвинені в теорії телетрафіка, при аналізі класичних систем зв'язку можна переносити на моделі, які з'являються при описі процесу передачі мультимедійного навантаження в сучасних МСМ.

Розглянемо повнодоступний пучок місткістю V каналів, на які поступають потоки транзакцій від джерел n різних категорій. Кожна транзакція i-ої категорії ($i = \overline{1,n}$) вимагає для свого обслуговування m_i каналів ($m_i \geq 1$), які одночасно займаються при встановленні з'єднання і також одночасно звільняються після завершення сеансу зв'язку. Нехай транзакції i-ої категорії утворюють простий потік з інтенсивністю λ_i, а середня тривалість обслуговування окремого виклику є h_i. Потоки транзакцій різних категорій вважаються статистично незалежними, а поточний стан системи однозначно характеризується вектором $X = (x_1, ., x_n)$, де x_i – число обслуговуваних транзакцій i-ої категорії. При цьому загальна кількість зайнятих каналів дорівнює $Z_x = \sum_{i=1}^{n} m_i x_i$.

Множина Ω станів системи утворюється сукупністю векторів X, компоненти яких задовольняють умовам $x_i \geq 0$ при $i = \overline{1,n}$ і $Z_x \leq V$.

Для стану $X \in \Omega$ ймовірність p_x виражається співвідношенням

$$p_x = p_0 \prod_{i=1}^{n} \frac{y_i^{x_i}}{x_i!}, \tag{1}$$

де $y_i = \lambda_i h_i$, а ймовірність p_0 обчислюється за такою формулою:

$$p_0 = \left[\sum_{x \in \Omega} \prod_{i=1}^{n} \frac{y_i^{x_i}}{x_i!} \right]^{-1}, \tag{2}$$

яка витікає з умови нормування ймовірностей

$$\sum_{x \in \Omega} p_x = 1 .$$

Транзакція k-ої категорії ($k = \overline{1, n}$) буде втрачена, якщо у момент її надходження стан системи задовольняє умові

$$Z_x > V - m_k , \quad (3)$$

тобто кількість вільних каналів в пучку менше, ніж потрібно для обслуговування транзакції. Отже, індивідуальна ймовірність втрат для транзакцій k-ої категорії є

$$\pi_k = \sum_{x \in \Omega_k^*} p_x ,$$

де Ω_k^* – підмножина тих станів $X \in \Omega$, для яких виконана нерівність (3). Тоді, вважаючи на (1) і (2), остаточно одержуємо:

$$\pi_k = \sum_{x \in \Omega_k^*} \prod_{i=1}^{n} \frac{y_i^{x_i}}{x_i\,!} \Bigg/ \sum_{x \in \Omega} \prod_{i=1}^{n} \frac{y_i^{x_i}}{x_i\,!} .$$

У кожному стані X втрачаються транзакції тих категорій, для яких виконується умова (3). Вони утворюють множину, що дозволяє визначити загальне втрачене навантаження:

$$Y_{\text{пот}} = \sum_{x \in \Omega} \sum_{j \in J_x^*} y_j m_j p_x .$$

Сумарне навантаження, що надходить, є $Y_{\text{пост}} = \sum_{j=1}^{n} y_j m_j$, і це дає можливість обчислити загальну ймовірність втрат по навантаженню:

$$\pi_{\text{н}} = Y_{\text{пот}} / Y_{\text{пост}} =$$

$$= \sum_{x \in \Omega} \left(\sum_{j \in J_x^*} y_j m_j \right) \prod_{i=1}^{n} \frac{y_i^{x_i}}{x_i\,!} \Bigg/ \left(\sum_{j=1}^{n} y_j m_j \right) \sum_{x \in \Omega} \prod_{i=1}^{n} \frac{y_i^{x_i}}{x_i\,!} . \quad (4)$$

Аналогічним чином розраховується ймовірність втрат за транзакціями:

$$\pi_{\text{т}} = \sum_{x \in \Omega} \left(\sum_{j \in J_x^*} y_j \right) \prod_{i=1}^{n} \frac{y_i^{x_i}}{x_i\,!} \Bigg/ \left(\left(\sum_{j=1}^{n} y_j \right) \sum_{x \in \Omega} \prod_{i=1}^{n} \frac{y_i^{x_i}}{x_i\,!} \right) . \quad (5)$$

2. Аналіз характеристик мультисервісного навантаження

У розрахунках найчастіше використовують середнє значення інтенсивності обслуженого навантаження, що обчислюється як математичне сподівання випадкової величини i(t):

$$M[i(t)] = \sum_{i=1}^{V} i \cdot p_j ,$$

де p_j – ймовірність того, що в довільний момент часу в пучку з V сполучних пристроїв зайнято рівно j пристроїв, $j = \overline{0, V}$.

Іншою важливою характеристикою випадкового процесу, що описує функціонування пучка сполучних пристроїв при обслуговуванні транзакцій МСМ, є дисперсія навантаження, яке вже обслуговано:

$$D[i(t)] = \sum_{i=1}^{V} \left(i - M[i(t)] \right)^2 \cdot p_j .$$

Скупченість навантаження z вимірюється відношенням дисперсії навантаження D до її математичного сподівання Y:

$$z = D / Y .$$

Якщо на пучок сполучних пристроїв поступають відразу декілька (n) потоків транзакцій, то математичні сподівання Y_i цих навантажень підсумовуються. Для статистично незалежних потоків також підсумовуються і дисперсії D_i відповідних навантажень. Таким чином, математичне сподівання Y і дисперсія D сумарного навантаження розраховуються по формулах:

$$Y_\Sigma = \sum_{i=1}^{n} Y_i ; \quad D_\Sigma = \sum_{i=1}^{n} D_i .$$

Коефіцієнт скупченості об'єднаного навантаження визначається таким виразом:

$$z_\Sigma = \frac{D_\Sigma}{Y_\Sigma} = \sum_{i=1}^{n} D_i \Bigg/ \sum_{i=1}^{n} Y_i . \quad (6)$$

Розглянемо окремий випадок, коли для обслуговування кожного виклику, що надійшов, потрібне однакове число (ν) вільних каналів. Тоді у будь-який момент часу обслуговуване навантаження на канали буде в ν раз більше обслуговуваного навантаження по транзакціях: $i(t) = \nu \cdot j(t)$. Якщо потік транзакцій простий і характеризується параметром λ, то навантаження, що поступає за транзакціями, буде пуасонівським, а його математичне сподівання $Y_{\text{в}}$ і дисперсію $D_{\text{в}}$ можна обчислити як

$$Y_{\text{в}} = D_{\text{в}} = \lambda \cdot h ,$$

де h – середній час обслуговування однієї транзакції.

У теоретичному нескінченному пучку каналів, як і в реальному пучку, число зайнятих каналів буде в ν раз більше числа обслуговуваних транзакцій. Звідси витікають вирази, що дозволяють визначити інтенсивність навантаження, що надходить, на канали та його дисперсію:

$$Y_k = \nu \cdot Y_{\text{в}} = \nu \cdot \lambda \cdot h ; \quad D_k = \nu^2 \cdot D_{\text{в}} = \nu^2 \cdot \lambda \cdot h . \quad (7)$$

З приведених формул видно, що дане навантаження є скупченим. Це обумовлено неординарністю потоку занять каналів. При цьому коефіцієнт скупченості z_k є рівним кількості каналів, які потрібні для обслуговування однієї транзакції:

$$z_k = D_k / Y_k = \nu . \quad (8)$$

Під час надходження транзакцій від джерел різних категорій МСМ формули (7) будуть справедливі для математичного сподівання і дисперсії навантаження на канали, яка створюється транзакціями i-ої категорії ($i = \overline{1, n}$):

$$Y_i = \nu_i \cdot \lambda_i \cdot h_i ; \quad D_i = \nu_i^2 \cdot \lambda_i \cdot h_i ,$$

тому коефіцієнт скупченості об'єднаного навантаження на канали

$$z_k = \sum_{i=1}^{n} D_i \Big/ \sum_{i=1}^{n} Y_i = \sum_{i=1}^{n} \nu_i^2 \cdot \lambda_i \cdot h_i \Big/ \sum_{i=1}^{n} \nu_i \cdot \lambda_i \cdot h_i . \quad (9)$$

Звідси витікає, що для розрахунку ймовірності втрати транзакції в модифікованій системі S' (потік зайняття каналів обслуговування робимо ординарним за рахунок об’єднання каналів) можна скористатися першою формулою Ерланга:

$$\pi' = E(\nu, Y_в) = \frac{Y_в^\nu}{\nu!} \Big/ \sum_{k=1}^{\nu} \frac{Y_в^\nu}{k!} .$$

З погляду статистичних характеристик процесу обслуговування транзакцій, системи S (аналізуєма система) і S' повністю еквівалентні і, зокрема, очевидно, що $\pi = \pi'$. Звідси з урахуванням співвідношень (8) і (9) слідує, що

$$\pi = E\left(\frac{V}{z_k}, \frac{Y_k}{z_k}\right). \quad (10)$$

Також відзначимо, що застосування формули (10) припускає наявність процедури обчислень за першою формулою Ерланга при нецілих значеннях числа ліній x. Як одним з можливих варіантів, можна скористатися такою інтерполяційною формулою:

$$E(x, Y) \approx B^{1-h} B_1^h \left(\frac{B_1^2}{B \cdot B_2}\right)^{h(1-h)/2},$$

де

$$B = E(N, Y),\ B_1 = E(N+1, Y),$$
$$B_2 = E(N+2, Y),\ N = [x],\ h = x - N .$$

3. Проектування навантаження для ділянки МСМ

Коли відома кількість каналів V на деякій ділянці МСМ, завдання проектування навантаження полягає у визначенні допустимого числа N_i потоків навантаження для кожної категорії користувачів, за умови, що дотримуються встановлені вимоги до якості обслуговування транзакцій (норма ймовірності втрат є p_i). З математичної точки зору сформульоване завдання є невизначеним, оскільки є n невідомих змінних (N_i при $i = \overline{1,n}$) і канальні ресурси можуть в різних пропорціях поділятися між відповідними потоками навантаження різних категорій. Для виключення цієї невизначеності задамо профіль навантаження – $k_1 : k_2 : ... : k_n$, тобто

$$\frac{N_1}{k_1} = \frac{N_2}{k_2} = ... = \frac{N_n}{k_n} = x = \text{const} . \quad (11)$$

В результаті потрібно визначити єдину невідому величину x, через яку виражаються всі і змінні:

$$N_i = x \cdot k_i \quad (12)$$

при $i = \overline{1,n}$.

Для розрахунку навантаження для ділянки МСМ використуємо описаний у підрозділі 1 метод, а також процедуру умовного розділення пропускної спроможності пучка.

3.1. Розрахунок коефіцієнта скупченості об'єднаного навантаження. Обчислимо коефіцієнт скупченості навантаження, що надходить. Для кожної категорії джерел навантаження ($i = \overline{1,n}$) інтенсивність λ_i сумарного потоку транзакцій визначатимемо за формулою $\lambda_i = N_i \alpha_i$, де α_i – інтенсивність індивідуального потоку транзакцій і-ої категорії. Підставляючи цю рівність в (9), та враховуючи (12) отримуємо, що

$$z_k = \sum_{i=1}^{n} \nu_i^2 k_i \alpha_i h_i \Big/ \sum_{i=1}^{n} \nu_i k_i \alpha_i h_i . \quad (13)$$

Таким чином, коефіцієнт скупченості не залежить від кількісного складу потоків навантаження різних класів, а визначається тільки профілем навантаження, за допомогою якого задається відносна вага кожної категорії.

3.2. Розрахунок норми на середні втрати транзакцій. У МСМ рівень якості обслуговування транзакцій нормується окремо для кожного виду послуг, що надаються, тому вимоги до втрат транзакцій на ділянці МСМ записуються у вигляді сукупності нерівностей $\pi_i \le p_i$, де $i = \overline{1,n}$. Отже, повинні виконуватися нерівності

$$\frac{m_i}{z_k} \pi \le p_i \quad (14)$$

при $i = \overline{1,n}$.

У нерівностях (14) є єдина невідома величина $\pi \le z_k \frac{p_i}{m_i}$, тобто $\pi = z_k \min\limits_i \frac{p_i}{m_i}$, що можна прийняти за норму для середніх (загальних) втрат транзакцій.

4. Розрахунок метрик вузлів МПД МСМ

Для визначення невідомої величини x у виразі (12) необхідно заздалегідь розрахувати метрики вузлів мережі передачі даних МСМ. Коефіцієнт завантаження m-го вузла є тією частиною пропускної спроможності вузла, яка у даний момент часу безпосередньо зайнята передачею пакетів, тобто

$$k_{в_m} = t_{в_m} \cdot \frac{p_{в_m}}{l_\rho}, \quad (15)$$

де $t_{в_m}$ – час передачі пакету даних через m-й вузол; l_ρ – об'єм пакету даних, переданого мережею; $p_{в_m}$ – номінальна пропускна спроможність m-го вузла МПД.

Середня затримка пакету у вузлі МПД МСМ має вигляд [4]

$$T_p = \sum_{m=1}^{M} \frac{l_\rho}{p_{ec_m} \cdot k_{в_m}} \Big/ t, \quad (16)$$

де M – число вузлів МПД; p_{ec_m} – середня ефективна пропускна спроможність вузла m.

Під часом збіжності будемо розуміти інтервал часу від моменту початку розповсюдження довільним вузлом службової інформації (всієї або частини таблиці маршрутизації) до моменту отримання цієї інформації самим видаленим по відношенню до вузла-джерела, тобто

$$T_{зб} = \sum_{m=1}^{M} \max\left(T_{gq_m}\right) \Big/ t, \qquad (17)$$

де T_{gq}– діагональна матриця мінімальних затримок передачі пакету від вузла g у вузол q ($g, q = \overline{1, M}$).

Вважаючи на те, що ймовірність помилки в пакеті даних можна визначити як $P_p = 1 - \left(1 - P_{bit}\right)^{l_\rho}$, де P_{bit} – ймовірність спотворення одного біта передачі даних, а також враховуючи вирази (15) – (17), пропонуємо узагальнений вираз для розрахунку метрик вузлів МПД МСМ у вигляді:

$$\Im_m = \frac{K_н \left(\left(p_{ec_m} - V_{к_m}/T_p\right)\Big/ p_{в_m}\right) \cdot t}{T_{зб}\left(1 - P_p\right)\left(V_{к_m}/l_\rho\right)}, \qquad (18)$$

де $K_н$ – коефіцієнт нормування; $V_{к_m}$ – об'єм корисної інформації, яка передана через вузол m за час t.

5. Метод умовного розділення пропускної спроможності пучка

Для знаходження невідомої величини x (вираз (12)), запропонуємо наступний метод.

При найпростішому випадку (n = 2) позначимо через $F(N_1, N_2)$ середню ймовірність втрат для даного пучка як функцію від числа індивідуальних потоків навантаження з невідомими змінними N_1 і N_2, такими, що:

$$N_1/k_1 = N_2/k_2\,;$$
$$F(N_1, N_2) = p\,,$$

тобто на декартовій площині координатними осями N_1 і N_2 (передбачається, що в загальному випадку кількість потоків навантаження може приймати і нецілі значення) задано деяку криву.

Точки перетину цієї кривої з осями координат визначаються з рівнянь $F(N_1^*, 0) = p$, які відповідають випадкам, коли пучок обслуговує транзакції тільки однієї категорії. Замінимо цю криву на лінію, що проходить через точки $(N_1^*, 0)$ і $(0, N_2^*)$, яка задається рівнянням

$$\frac{N_1}{N_1^*} + \frac{N_2}{N_2^*} = 1\,. \qquad (19)$$

Наближеним рішенням поставленої задачі будуть координати точки перетину двох прямих, а для отримання результату в аналітичному вигляді необхідно розв'язати елементарну систему лінійних рівнянь

$$\begin{cases} N_1/k_1 = N_2/k_2\,; \\ N_1\big/N_1^* + N_2\big/N_2^* = 1, \end{cases} \qquad (20)$$

з якої слідує, що

$$N_i = k_i/\left(\beta_1 + \beta_2\right), \qquad (21)$$

де $\beta_i = k_i\big/N_i^*$, i = 1, 2.

У загальному, випадку, коли n > 2, аналогічно викладеному вище, при кожному $i = \overline{1, n}$ можна розглядати уявну ситуацію, коли сумарний потік складається тільки з транзакцій i-ої категорії.

Навантаження, що в цьому випадку надходить, дорівнює

$$Y_k = N_i \alpha_i \nu_i h_i$$

і має коефіцієнт скупченості $z_k = \nu_i$.

Отже, за формулою (10) можна визначити ймовірність втрати транзакції:

$$\pi = E\left(\frac{V}{\nu_i}, \frac{Y_k}{\nu_i}\right) = E\left(\frac{V}{\nu_i}, N_i \alpha_i h_i\right).$$

Найбільше значення, при якому виконується ця рівність,

$$E\left(\frac{V}{\nu_i}, N_i \alpha_i h_i\right) = p \qquad (22)$$

і, відповідно, дотримуються задані вимоги до якості обслуговування транзакцій, позначається як N_i^* і повністю характеризує пропускну спроможність даного пучка каналів щодо навантаження i-ої категорії.

Якщо у рівнянні (22) число V/ν_i не є цілим, то необхідно провести інтерполяцію.

При сумісному обслуговуванні транзакцій декількох категорій припускатимемо, що середня ймовірність втрат залишиться в нормі, якщо допустиму кількість потоків навантаження кожної категорії узяти пропорційною відповідній величині N_i^*, тобто $N_i = \beta_i N_i^*$, де β_i є часткою пропускної спроможності пучка, яка при її умовному розподілі відводиться навантаженню i-ої категорії. Тоді

$$\sum_{i=1}^{n} \beta_i = \sum_{i=1}^{n} \frac{N_i}{N_i^*} = 1\,, \text{ тобто } x \cdot \sum_{i=1}^{n} \frac{k_i}{N_i^*} = 1$$

і остаточно

$$x = 1 \Big/ \sum_{i=1}^{n} \frac{k_i}{N_i^*}\,. \qquad (24)$$

Висновки

Для розрахунку навантаження мультисервісної мережі необхідно визначити прийнятну кількість індивідуальних потоків мультисервісного навантаження, які обслуговуються повнодоступним пучком каналів при відомій місткості пучка і заданих вимогах до якості обслуговування транзакцій. Для цього пропонується виконання наступної послідовності дій:

1) обчислити коефіцієнт скупченості навантаження, що надходить;

2) знайти норму на середні втрати транзакцій.

3) знайти метрики розглядаємих вузлів;

4) визначити пропускну спроможність пучка каналів щодо навантаження i-ої категорії ;

5) розрахувати коефіцієнт, через який встановлюється взаємозв'язок між профілем мультисервісного навантаження і чисельністю відповідної групи потоків;

6) обчислити допустиме число індивідуальних потоків навантаження i-ої категорії.

Напрямком подальших досліджень є модифікація запропонованого методу для випадку, коли сумарний потік транзакцій МСМ буде мати розподіл, який суттєво відхиляється від нормального та описується негаусовим стохастичним процесом.

Список літератури

1. Олифер В.Г., Олифер Н.А. Компьютерные сети. Принципы, технологии, протоколы. – С.-Пб.: Питер, 2001. – 672 с.

2. Кучук Г.А. Моделирование трафика изолированного пульсирующего источника // Системи обробки інформації. – Х.: ХВУ, 2004. – Вип. 1. – С. 168-173.

3. Зайченко Ю.П. Комп'ютерні мережі. – К.: Слово, 2003. – 283 с.

4. Королёв А.В., Кучук Г.А., Пашнев А.А. Управление сетевыми ресурсами. – Х.: ХВУ, 2004. – 224 с.

5. Система космического навигационного обеспечения Украины // Пояснительная записка эскизного проекта по теме «Навигация». – АФКЕ.461513.010. – Х.: АО НИИРИ, 2000. – 264 с.

6. Ершов В.А., Кузнецов Н.А. Мультисервисные телекоммуникационные сети. – М.: МГТУ им. Н.Э. Баумана, 2003. – 432 с.

7. Стеклов В.К., Беркман Л.Н. Телекомунікаційні мережі. – К.: Техніка, 2001. – 392 с

8. Ершов В.А., Ершова Е.Б., Ковалев В.В. Метод расчета пропускной способности звена Ш-ЦСИС с технологией АТМ при мультисервисном обслуживании // Электросвязь. – 2000. – № 3. – С. 20-23.

9. Кучук Г.А. Метод оценки характеристик АТМ-трафика // Інформаційно-керуючі системи на залізничному транспорті. – 2003. – № 6 (44). – С. 25-29.

10. Кучук Г.А. Метод дослідження фрактального мережного трафіка // Системи обробки інформації. – Х.: ХУ ПС, 2005. – Вип. 5 (45), – С. 74-84.

11. Семенов Ю.А. Сети Интернет. Архитектура и протоколы. – М.: Блик плюс, 1998. – 424 с.

12. Кучук Г.А., Кіріллов І.Г., Пашнєв А.А. Моделювання трафіка мультисервісної розподіленої телекомунікаційної мережі // Системи обробки інформації. – Х.: ХУ ПС, 2006. – Вип. 9 (58). – С. 50-59.

Надійшла до редколегії 21.11.2006

Рецензент: д-р техн. наук, проф. І.І. Обод, Національний технічний університет «ХПІ», Харків.