УДК 621.396.662.072.078

Григорович В. В., *к.т.н. (Держ. унів-т інформаційно-комунікаційних технологій)*;
Мєшков С. І.; Чумак О. І., *к.т.н. (Воєнно-дипломатична академія)*

ДО ПИТАННЯ ОЦІНКИ ЕФЕКТИВНОСТІ ФУНКЦІОНУВАННЯ ІНФОКОМУНІКАЦІЙНИХ МЕРЕЖ

Григорович В. В., Мєшков С. І., Чумак О. І. До питання оцінки ефективності функціонування інфокомунікаційних мереж. Одним із завдань дослідження шляхів розвитку мереж є прогнозування інфокомунікаційних мереж майбутнього і розгляд питання про вплив сучасного уявлення про ці мережі на парадигму наукових досліджень в області інфокомунікацій. В статті досліджуються характеристики надійності передачі повідомлення і часу передачі повідомлення в мережі.

Ключові слова: ІНФОКОМУНІКАЦІЙНІ МЕРЕЖІ, ПРОГНОЗУВАННЯ, ХАРАКТЕРИСТИКИ, МЕТОД, НАДІЙНІСТЬ, ФУНКЦІЯ

Григорович В. В., Мешков С. И., Чумак А. И. К вопросу оценки эффективности функционирования инфокоммуникационных сетей. Одним из заданий исследования путей развития сетей является прогнозирование инфокоммуникационных сетей будущего и рассмотрение вопросов о влиянии современного представления об этих сетях на парадигму научных достижений в области инфокоммуникаций. В статье исследуются характеристики надежности передачи сообщений и времени передачи сообщений в сети.

Ключевые слова: ИНФОКОММУНИКАЦИОННЫЕ СЕТИ, ПРОГНОЗИРОВАНИЕ, ХАРАКТЕРИСТИКИ, МЕТОД, НАДЕЖНОСТЬ, ФУНКЦИЯ.

Grygorovich V. V., Mieshkov S. I., Chumak O. I. To a question of an estimation of efficiency of functioning infocommunication networks. Forecasting infocommunication networks of the future and consideration of questions on influence of modern representation about these networks on a paradigm of scientific achievements in future infocommunication is one of tasks of research of ways of development of networks. In article characteristics of reliability of message transfer and message transfer time in a network are investigated.

Key words: INFOCOMMUNICATION NETWORKS, FORECASTING, CHARACTERISTICS, METHOD, RELIABILITY, FUNCTION.

Мережі електрозв'язку з моменту їх зародження і до наших днів пройшли через цілу серію революційних перетворень. До їх числа відноситься і трансформація, що відбувається в наші дні, традиційних мереж загального користування з комутацією каналів в інфокомунікаційні мережі (прикладом яких є мережі NGN), які розвиваються, головним чином, на основі технологій пакетної передачі інформації і мережі з комутацією пакетів. При цьому телекомунікаційні мережі перетворюються в інфокомунікаційні мережі, що надають користувачам все більшу кількість взаємодоповнюючих послуг (включаючи так звані послуги контенту).

Дослідження шляхів розвитку мереж NGN доцільно для прогнозування віддаленого майбутнього, коли на зміну мережам NGN прийдуть мережі майбутніх поколінь FN (Future Networks). Одним із завдань є прогнозування розвитку інфокомунікаційних мереж майбутнього і розгляд питання про вплив сучасного уявлення про ці мережі на парадигму наукових досліджень в області інфокомунікацій.

Досліджувана інфокомунікаційна мережа має N джерел, M комунікаційних пунктів і L адресатів. Всі пункти мережі з'єднані каналами зв'язку. Передбачається, що кожен канал зв'язку характеризується надійністю і часом проведення повідомлення. Вважається, що ці два параметри функціонально залежні. Всі джерела можуть служити комунікаційними пунктами.

Основними задачами в даному випадку є:

– *управління* мережею, що забезпечує оптимальну комутацію каналів між даним джерелом і даним адресатом та прийнятні ймовірнісні і часові характеристики проведення повідомлення;

– *вибір* характеристик мережі, котрі оптимізують проведення повідомлень від джерел до адресатів.

Проаналізуємо уточнені постановки завдань і можливі підходи до них [1].

Ототожнимо дану інформаційну мережу з орієнтованим мультиграфом(G, M^*), поклавши для простоти $G=(0,1,\cdots,n)$ – сукупність вершин графа (пунктів мережі) і $M^* \subset G\times G$ – сукупність дуг мультиграфа (каналів зв'язку). У множині M^* присутні однотипні елементи, що визначають канали зв'язку між сусідніми пунктами.

Спочатку розглянемо простий випадок, коли в мережі є одне джерело (O) і один адресат (n). Як прийнято в теорії мереж, зручно замість множини M^* розглянути бінарні змінні $\left(x_{ij}^{(K_{ij})}\right)_{i,j=0}$, де K_{ij} – кількість каналів зв'язку, що сполучають i-й і j-й пункти мережі $x_{ij}^{(K_{ij})}=\{0\ або\ 1\}$.

Аналогічно, часи передачі повідомлень по каналах зв'язку можна охарактеризувати матрицею $\mathrm{T}^*=\left(t_{ij}\right)_{i,j=0}^{n}$, в якій елементи $t_{ij}^{(K_{ij})}$ вважаються рівними ∞, якщо i-й і j-й пункти є не сусідніми, тобто не мають між собою каналів зв'язку. Надійність передачі повідомлення каналами зв'язку може бути визначена випадковою матрицею $\mathrm{X}^*=\left(X_{ij}^{(K_{ij})}\right)_{i,j=0}^{n}$, де елементи є незалежними біноміально розподіленими випадковими величинами з рядами розподілу $X_{ij}^{(K_{ij})}$=0; P=$1-P_{ij}^{(K_{ij})}$ та $X_{ij}^{(K_{ij})}$=1; P= $P_{ij}^{(K_{ij})}$, де $P_{ij}^{(K_{ij})}$ – імовірність правильної передачі повідомлення по K_{ij}-му каналу зв'язку між сусідніми пунктами i і j.

Дещо спростимо модель, замінивши пучок каналів зв'язку між i-м і j-м сусідніми пунктами одним каналом з характеристиками: надійністю передачі повідомлення $X_{ij}=\min\limits_{K_{ij}} X_{ij}^{(K_{ij})}$ і часом передачі повідомлення $t_{ij}=\min\limits_{K_{ij}} t_{ij}^{(K_{ij})}\left(X_{ij}^{(K_{ij})}\right)^{-1}$. Простий випадок отримуємо, коли $t_{ij}^{(K_{ij})}=\tau_{ij}$ при фіксованих i та j. Неважко встановити закони розподілу випадкових величин X_{ij} і t_{ij}. Саме, $P_{ij}=P\{X_{ij}=1\}=1-\prod\limits_{K_{ij}}\left(1-P_{ij}^{(K_{ij})}\right)$, отже, випадкова величина X_{ij} має ряд розподілу $X_{ij}=0$; P=$1-P_{ij}$ та X_{ij}=1; P= P_{ij}.

Випадкова величина в простому випадку, має ряд розподілу $t_{ij}=\tau_{ij}$; P= P_{ij} та $t_{ij}=\infty$; P=$1-P_{ij}$.

Загальний випадок відрізняється громіздкістю, тому не будемо розглядати.

Проаналізуємо наступну модель як зразок мережі. Розглянемо орієнтований граф (G,M), $G=(0,1,\cdots,n)$; $M\subset G\times G$, на якому визначено дві випадкові матриці $X=\left(X_{ij}\right)_{i,j=0}^{n}$ і $T=\left(t_{ij}\right)_{i,j=0}^{n}$ з елементами, визначеними вище.

Позначимо: $\Phi_1(x), x=(x_{ij})_{i,j=0}^{n}$ – структурна функція мережі; $\Phi_1(x)$ – бінарна функція, що набуває значення 1, коли є хоч би один маршрут між джерелом O і адресатом n, і значення 0 в протилежному випадку. Суперпозиція структурної функції $\Phi_1(x)$ з випадковою матрицею X дає нам випадкову величину $\Phi_1(X)$, що характеризує *надійність* зв'язку між джерелом O і адресатом n, а саме:

$$P\{\Phi_1(X)=1\}=\mathrm{E}\Phi(X)=\Psi_1(P),$$

де $P=(P_{ij})_{ij=0}^{n}$ – матриця, в якій елементи $P_{ij}=0$ для несуміжних вузлів i і j. Функцію $\Psi_1(P)$ прийнято називати *функцією надійності* мережі. Вона характеризує надійність зв'язку без врахування часових обмежень [2, 3].

Перейдемо до обліку часових обмежень на передачу повідомлення. Для цього введемо функцію $\Phi_s(S), S=(S_{ij})_{i,j=0}^{n}$, де S_{ij} – невипадковий час проведення повідомлення між сусідніми пунктами i і j. Ця функція на фіксованій матриці S набуває значення, що дорівнює мінімальному сумарному часу проведення повідомлення від джерела O до адресата n по різних маршрутах. Суперпозиція функції $\Phi_2(S)$ з випадковою матрицею T, дає нам випадкову величину $\Phi_2(T)$, що характеризує час передачі повідомлення. Особливий інтерес для нас представляє *функція розподілу* випадкової величини $\Phi_2(T)$. Очевидно, що величина $\Phi_2(T)$ вироджена і її дефект прямо пов'язаний з функцією $\Psi_1(P)$:

$$P\{\Phi_2(T)<\infty\}\equiv\Psi_1(P).$$

Якщо нас цікавить ситуація, коли повідомлення має бути передане за час не більший ніж "штатний" час, то ми можемо розглянути функцію

$$\Psi_2(P,\tau,t_0)=P\{\Phi_2(T)<t_0\},$$

де $P=(P_{ij})_{i,j=0}^{n}$, $\tau=(\tau_{ij})_{i,j=0}^{n}$.

Функції Φ_1, Φ_2, можуть грати роль цільової функції в різного роду оптимізаційних задачах.

Методика обчислення функцій надійності інфокомунікаційної мережі Ψ_1**,** Ψ_2**.** З формальної точки зору обчислення значень функцій $\Psi_1(P)$, $\Psi_2(P,\tau,t_0)$ має бути наступним

$$\Psi_1(P)=\sum_{y}\Phi_1(y)\prod_{i,j}P_{ij}^{y_{ij}}(1-P_{ij})^{1-y_{ij}};$$

$$\Psi_2(P,\tau,t_0)=\sum_{y}1_{(\Phi_2(y_1)<t_0)}\prod_{i,j}P_{ij}^{y_{ij}}(1-P_{ij})^{1-y_{ij}},$$

де $y=(y_{ij})_{i,j=0}^{n}$, $y_{ij}=0$ або 1; $y_1=(y_{ij}^{(1)})_{i,j=0}^{n}$; $y_{ij}^{(1)}=\dfrac{\tau_{ij}}{y_{ij}}$; 1_A – індикаторна функція множини A, $O^0=1$.

Доцільним способом обчислення даних функцій є метод статистичного моделювання (метод Монте-Карло). Зміст методу надзвичайно простий. Матриця P, що несе характеристику всієї випадковості в системі, замінюється випадковою матрицею π з незалежними елементами, які мають біноміальний розподіл з параметрами 1 і P_{ij} для відповідних величин. Маючи в своєму розпорядженні послідовність $\{\pi_K\}_{K=1}^{\infty}$ незалежних копій матриці π, ми приходимо до наступних граничних співвідношень:

$$\frac{1}{N}\sum_{K=1}^{N}\Phi_1(\pi_K)\xrightarrow[N\to\infty]{P}\Psi_1(P) \tag{1}$$

$$\frac{1}{N}\sum_{K=1}^{N}1_{(\Phi_2(y_1(K))<t_0)}\xrightarrow[N\to\infty]{P}\Psi_2(P,\tau,t_0), \tag{2}$$

де $y_1(K)=\left(y_{ij}^{(1)}(K)\right)_{i,j=0}^{n}$; $y_{ij}^{(1)}=\frac{\tau_{ij}}{\pi_k^{(ij)}}$; $\pi_K=\left(\pi_K^{(ij)}\right)_{i,j=0}^{n}$.

Співвідношення (1), (2) виходять із закону великих чисел. Для отримання оцінок функцій Ψ_1, Ψ_2, за допомогою граничних співвідношень (1), (2) необхідно вирішити завдання оцінки точності. Скористаємося оцінкою точності в методі Монте-Карло. Обидві функції Ψ_1, Ψ_2, представляють імовірності, тому оцінка точності наближення з допомогою (1) і (2) зводиться до класичного завдання побудови довірчого інтервалу для невідомої вірогідності в біноміальному розподілі. Довірчий інтервал для імовірності $q=\Psi_1,\Psi_2$, що використовує нормальну асимптотику, добре відомий і має наступний вигляд:

$$\frac{N}{N+\varphi_\alpha^2}\left(q^*+\frac{\varphi_\alpha^2}{2N}\pm\varphi_\alpha\sqrt{\frac{q^*(1-q^*)}{N}+\frac{\varphi_\alpha^2}{4N^2}}\right) \tag{8}$$

де N – число реалізацій;

φ_α – $\alpha\cdot 100\%$ – верхній квантиль для модуля стандартної нормальної випадкової величини;

q^*N – число реалізацій з N, які дають позитивну відповідь;

α – рівень значущості.

Просте застосування довірчого інтервалу полягає в тому, що за заданим рівнем значущості α та поточному значенню q^* підібрати N (зупинити випробування) в той момент, коли вперше довжина довірчого інтервалу

$$\frac{2N\varphi_\alpha}{N+\varphi_\alpha^2}\sqrt{\frac{q^*(1-q^*)}{N}+\frac{\varphi_\alpha^2}{4N^2}}$$

досягне необхідного рівня точності β. У простому випадку можна звільнитися від поточного значення q^* та обмежитися грубою оцінкою

$$\frac{N\varphi_\alpha}{N+\varphi_\alpha^2}\sqrt{\frac{1}{N}+\frac{\varphi_\alpha^2}{N^2}},$$

замінивши величину $q^*(1-q^*)$ її максимальним значенням, що дорівнює 1/4. Останній вираз показує, що кількість випробувань для досягнення рівня точності β повинна мати порядок β^{-2}.

Точніші оцінки можна отримати, використовуючи поточне значення q^*, що обчислюється періодично. Скористаємося евристичним правилом. Довжина довірчого інтервалу обчислюється через кожні $\left[\frac{0.1}{\beta^2}\right]$ ітерацій. Зупинка обчислень проходить в той момент, коли вперше довжина довірчого інтервалу досягає необхідної величини [3].

Дане правило дозволяє дещо скоротити число реалізацій у визначенні величини цільової функції, зберігаючи в цілому порядок обчислень. Проте, в реальних мережах, де потрібна висока надійність передачі повідомлення від джерела до адресата, можливий інший підхід, що базується на перевірці статистичних гіпотез і дозволяє різко скоротити число реалізацій в процедурі моделювання. Суть цього підходу полягає в наступному. Виберемо значення відповідної цільової функції рівним q_0, вважаючи його гранично низьким в наших умовах. Маючи в своєму розпорядженні N реалізацій випадкового графа, що відображає відмови каналів зв'язку, ми приходимо до наступної статистичної задачі. Є N незалежних біноміально розподілених випадкових величин $U_1(w),\ldots,U_N(w)$ з параметрами 1 і $q\,(0<q<1)$. Імовірність q – невідома. По єдиній реалізації $U_1(w_0),\ldots,U_N(w_0)$ потрібно перевірити статистичну гіпотезу $H_0: q=q_0$ проти альтернативи $H_1: q<q_0$. Як відомо із загальної теорії перевірки статистичних гіпотез, в нашому випадку існує достатня статистика $z=\sum_{k=1}^{N}U_k$, за допомогою якої легко побудувати найбільш потужну критичну область K^* для перевірки гіпотези H_0 проти альтернативи H_1. Область K^* має простий вид $K^*=\{0,1,2,\ldots,n_\alpha\}$, де число n_α визначається з умови $P_{q_0}\{z\le n_\alpha\}=\alpha$, де α – імовірність помилки першого роду. Вибір необхідного обсягу вибірки N здійснюється виходячи з величини імовірності помилки другого роду. Можливі різні варіанти досліджень, такі як - до першої появи фіксованого числа відмов або послідовні.

Відзначимо, що вказана критична область, як відомо, існує не для всіх значень вірогідності помилки першого роду α. Аби зняти це обмеження переходять або до нерівності, або до процедури рондомізації. Запропонована процедура не дає нам точного або навіть кількісного значення цільової функції, а відповідає на питання, чи задовольняє наша цільова функція нерівності $\Psi\ge q_0$. Відповідь на це питання проводиться скороченням числа ітерацій в методі Монте-Карло порівняно із звичайними методами зупинки.

Література

1. Кривуца В. Г. Математичне моделювання телекомунікаційних систем / В. Г. Кривуца, В. В. Барковський, Л. Н. Беркман. – К.: ДП «ДВІА Зв'язок», 2007. – 270 с.

2. Кривуца В. Г. Імітаційне моделювання та прогнозування / В. Г. Кривуца ; підручн. для ВНЗ. – К., 1999. – 150 с.

3. Стеклов В. К. Оптимізація та моделювання пристроїв і систем зв’язку / В. К. Стеклов, Л. Н. Беркман, Є. В. Кільчицький ; підручн. для ВНЗ. – К.: Техніка, 2004. – 576 с.