УДК 004.738.2

ВИЗНАЧЕННЯ СЕРЕДНЬОГО ЧАСУ ОБСЛУГОВУВАННЯ ПАКЕТУ У МЕРЕЖІ

кандидат технічних наук, Амірханов Е. Д., Кравченко В. І.

Державний університет телекомунікацій, Україна, Київ

При використанні ключових параметрів ефективності комп'ютерної мережі як складної системи із затримками сигнальної і управляючої інформації можна прогнозувати її стан і вирішувати задачі управління якістю сервісу в реальному масштабі часу. Для оцінки середнього значення часу обслуговування пакету в мережі, побудована модель поведінки станції у вигляді ланцюга Маркова з дискретним цілочисельним часом, одиницею якого є віртуальний слот. Виходячи з прийнятої моделі, слід розглядати 3 види віртуальних слотів: "порожній", "успішний" і "колізійний" слот. Для цих випадків отримали основні розрахункові формули імовірності.

Ключові слова: час колізії, неоднорідні станції, синхронна передача, оптимізація часу, ланцюг Маркова.

к. т. н., Амирханов Э. Д., Кравченко В. И. Определение среднего времени обслуживания пакета в сети / Государственный университет телекоммуникаций, Украина, Киев

При использовании ключевых параметров эффективности компьютерной сети как сложной системы с задержками сигнальной и управляющей информации можно прогнозировать ее состояние и решать задачи управления качеством сервиса в реальном масштабе времени. Для оценки среднего значения времени обслуживания пакета в сети, построена модель поведения станции в виде цепи Маркова с дискретным целочисленным временем, единицей которой является виртуальный слот. Исходя из принятой модели, следует рассматривать 3 вида виртуальных *слотов: "пустой", "успешный" и "коллизионный" слот. Для этих случаев получили основные расчетные формулы вероятности.*

Ключевые слова: время коллизии, неоднородные станции, синхронная передача, оптимизация времени, цепь Маркова.

PhD in Engineering sciences, Amirkhanov E. D., Kravchenko V. I. Average time determination package service in the network / State University of Telecommunications, Ukraine, Kiev

Using the key parameters of the computer network efficiency as a complex system with the signal and control information delays, we can predict the state of the system and can solve the quality control problems of the service in real time. To estimate the average value of time of the service packet in the network was built a model of the behavior of the station in the form of Markov chain with discrete time. The unit of measurements of Markov chain is a virtual slot based on the adopted model. It should be consider 3 types of virtual slots: "empty", "successful" and "collision" slots. For these cases we have received basic probability formulas.

Keywords: time of conflict, non-uniform stations, synchronous transmission, time optimization, Markov chain.

Вступ. Для оптимізації часу обслуговування пакетів у мережі з неоднорідною структурою (складеній мережі) необхідно виконувати балансування мережного навантаження. При цьому з'являється можливість уникнути перевантажень, коли велика кількість потоків мережного трафіку намагається пройти одним і тим же маршрутом, який на даний час є оптимальним за множиною критеріїв.

Балансування навантаження (*Load Balancing*) застосовується для оптимізації виконання розподілених (паралельних) обчислень за допомогою розподіленої (паралельної) обчислювальної системи. Балансування навантаження припускає рівномірне навантаження обчислювальних вузлів (процесора багатопроцесорної ЕОМ або комп'ютера в мережі). При появі нових завдань програмне забезпечення, що реалізовує балансування, повинне ухвалити рішення про те, де (на якому обчислювальному вузлі) слід виконувати обчислення, пов'язані з цим новим завданням. Крім того, балансування припускає перенесення (*migration* – міграція) частини обчислень з найбільш завантажених обчислювальних вузлів на менш завантажені вузли.

Слід розрізняти декомпозицію задач і проблему відображення задач на обчислювальне середовище. Декомпозиція задачі є етапом процесу створення паралельної програми. Декомпозиція призначена для розділення додатку на модулі (задачі). Задачі виконуються на окремих процесорах. В результаті декомпозиції розподіленого додатку з'являється набір задач, які паралельно вирішують задачу. Ці задачі можуть бути незалежними або пов'язаними один з одним за допомогою обміну даними. Відображення (або "розподіл задач") є окремим етапом, що дозволяє розподілити завдання, одержані на етапі декомпозиції, між процесорами.

Отже, вважатимемо, що розподілений додаток є сукупністю логічних процесів, які взаємодіють один з одним, посилаючи один одному повідомлення. Логічні процеси розподіляються по різних обчислювальних вузлах і можуть функціонувати паралельно. При розподілі логічних процесорів по обчислювальних вузлах їх прагнуть розподіляти так, щоб завантаження обчислювальних вузлів було рівномірним.

Проте при виконанні розподіленого додатку виникає конфлікт між збалансованим розподілом об'єктів по процесорах і низькою швидкістю обмінів повідомленнями між процесорами. Якщо логічні процеси розподілені між процесорами таким чином, що витрати на комунікацію між ними зведені до нуля, то деякі процесори (комп'ютери) можуть простоювати, тоді як інші будуть переобтяжені. У іншому випадку, "добре збалансована" система зажадає великі витрати на комунікацію. Отже, стратегія балансування повинна бути такою, щоб обчислювальні вузли були завантажені достатньо рівномірно, але і комунікаційне середовище не повинне бути переобтяжене.

Реалізація розподіленої системи імітації вимагає розробки алгоритмів синхронізації об'єктів (або процесів), що функціонують на різних вузлах ВС. Ефективність реалізації цих алгоритмів, у свою чергу, залежить від рівномірності розподілу (балансування) обчислювального навантаження по вузлах ВС під час функціонування розподіленої програмної системи, якої є, зокрема, розподілена система імітації.

З метою розробки методу визначення середнього значення часу обслуговування пакету на підставі марковської моделі поведінки мережі однорідних станцій, дослідимо БЛМ, що складається із N станцій. Припустимо, що в чергу кожній з яких поступає потік пакетів з однаковою інтенсивністю, і однаковим розподілом $D(l_j)$ довжин пакетів l_j. Станції мережі працюють в розподіленому режимі управління *DCF*. Крім того, припустимо, що черга пакетів станції може містити не більш *B* пакетів, межі L і $N_s = m$ – однакові для всіх станцій, а час розповсюдження сигналу – порівняно малий.

Основна мета розробки – знайти середнє значення часу обслуговування пакету, відлічуваного від моменту або надходження пакету в порожню чергу даної станції, або закінчення обслуговування попереднього пакету з цієї черги, і до моменту або отримання підтвердження *ACK*, або закінчення інтервалу *EIFS* після останньої невдалої спроби передачі, тобто у разі втрати пакету.

Метод визначення середнього часу обслуговування пакету

Називатимемо пакети, передача яких починається у момент надходження, переданими асинхронно, а всі інші – переданими синхронно.

Асинхронна передача має місце, якщо у момент приходу пакету станція була в стані простою, а канал був вільний впродовж захисних інтервалів, як мінімум, *DIFS* або *EIFS*. Таким чином, асинхронна передача відбувається тільки за відсутності синхронних передач інших станцій, а оскільки $\lambda N\sigma << 1$, то можна вважати, що за час одного слоту затримки в мережі може відбутися не більш ніж одна асинхронна передача [2, 3]. Отже, асинхронна передача завжди успішна.

Для оцінки часу T побудуємо модель поведінки станції у вигляді ланцюга Маркова з дискретним цілочисельним часом, одиницею якого є віртуальний слот – проміжок часу між послідовною зміною лічильника затримки у кожної станції, що не знаходиться в стані простою.

Хай *b(t)* – стохастичний процес зміни лічильника затримки для даної станції, часи *t* і *t+1* відповідають початку двох послідовних віртуальних слотів, причому станція передає, коли $b(t) = 0$. У той же час, $s(t)$ – стохастичний процес зміни стадії затримки $0,...,m$, до якого додано значення –1 для ситуації, коли в черзі немає пакету.

Помітимо, що, виходячи з прийнятої моделі, ці інтервали не мають прямої відповідності реальному часу, і віртуальні слоти неоднорідні. Як вже було сказано, лічильник затримки «заморожується», якщо станція помічає передачу іншої станції. Тому реальний час, що пройшов між t і t+1, більше слота затримки a, за наявності передачі іншої станції. Таким чином, маємо 3 види віртуальних слотів:

– “порожній” слот, під час якого жодна станція не вела передачу;

– “успішний” слот, коли одна і лише одна станція вела передачу;

– “колізійний” слот, під час якого відбулася колізія.

Двовимірний процес $\{s(t),\ b(t)\}$ описується ланцюгом Маркова. Стану простою станції відповідає стан $(-1,\ 0)$. Стани, коли станція не має пакету для передачі, але виконує процедуру затримки після вдалої передачі або відмови – це $(-1,\ 1 \ldots W_0 - 1)$. Нарешті, стани, коли станція має пакет і виконує процедуру затримки – це вся решта, де $k = 0,\ \ldots,\ W_i - 1$ характеризує значення лічильника затримки, а $i = 0,\ \ldots,\ m$ – стадію затримки.

Слідуючи [4], представимо поточний стан процесу обміну даними у мережі як елементарну частинку, а процес переходу з одного стану в інше – як процес випадкового блукання цієї частинки. Хай число екранів системи обміну даними рівне N, а стан s_0 – віддзеркалення пакету від зовнішнього екрану. Стан s_{1i} – проходження пакету через i-й екран, а стан s_2 – проходження всіх етапів і досягнення отримувача.

Переміщення частинки може походити із стану s_0 через стани s_{1i} в стан s_2 і назад. Очевидно, стан s_{1i} є якимсь ідеальним станом, імовірність якого $p_{1i} = P(s = s_{1i})$ рівна нулю. Тому даний процес, строго кажучи, не є марківським [5,6]. Для формального приведення процесу до марківського введемо деякі додаткові стани s_{1i}+ε і s_{1i}-ε. Імовірності $p_{1i+\varepsilon} = P(s = s_{1i+\varepsilon})$ і $p_{1i-\varepsilon} = P\ (s = s_{1i-\varepsilon})$ цих станів (так звані фіктивні імовірності) є величинами другого порядку малості в порівнянні з імовірністю $p_0 = P(s = s_0)$ і $p_2 = P(s = s_2)$ станів s_0 і s_2 відповідно. Тут $S_{1i\pm\varepsilon}$ – мала околиця точки s_i.

Тоді процес можна розглядати як блукання частинки між пружними жорсткими екранами S_0, S_{1i} і поглинаючим екраном S_2 (рис.1). Наявність екранів означає наступне:

– якщо частинка потрапляє в точку S_0, то в наступний момент часу частинка з імовірністю r потрапить в точку $S_{0+\varepsilon}$ або з імовірністю $1-r$ залишиться в точці S_0;

– якщо частинка потрапляє в точку S_2, то в наступний момент часу частинка з імовірністю q потрапить в точку $S_{2-\varepsilon}$ або з імовірністю $1-q$ залишиться в точці S_2.

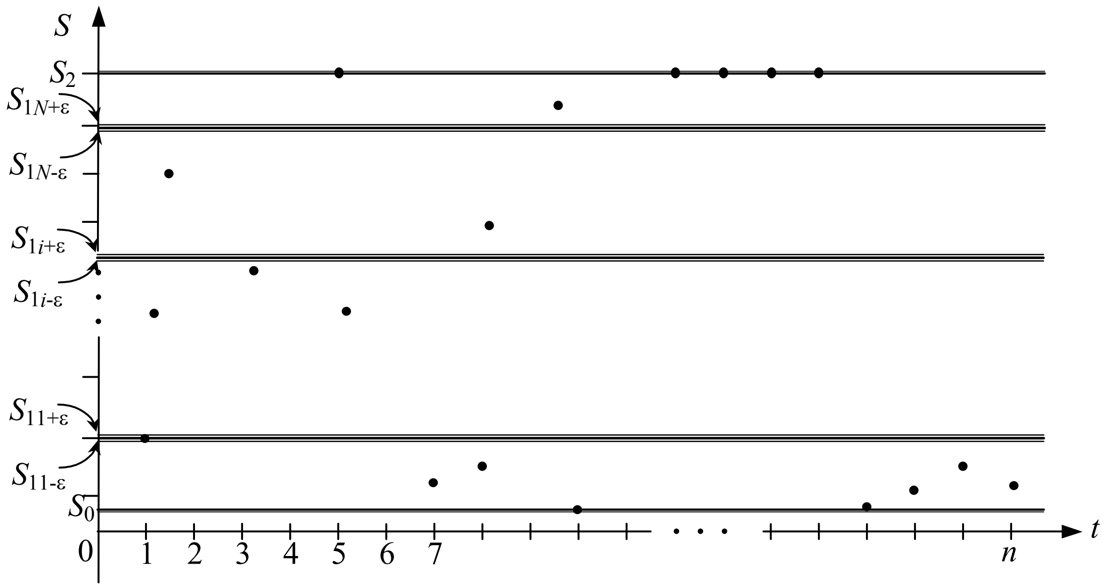

Рис. 1. Поточний стан процесу обміну даними

Без втрати узагальнення можна для обчислення стаціонарної імовірності стану системи розглянути окремий випадок N=1. Тоді $s_{1i}=s_1$, $s_{1i\pm\varepsilon}=s_{1\pm\varepsilon}$.

Враховуючи, що імовірність стану s_1 рівна нулю, розглянемо можливі стани s_0, $s_{1\text{-}\varepsilon}$, $s_{1+\varepsilon}$, s_2. На рис. 2 зображений розмічений граф станів системи. Проти кожної стрілки проставлена відповідна імовірність переходу.

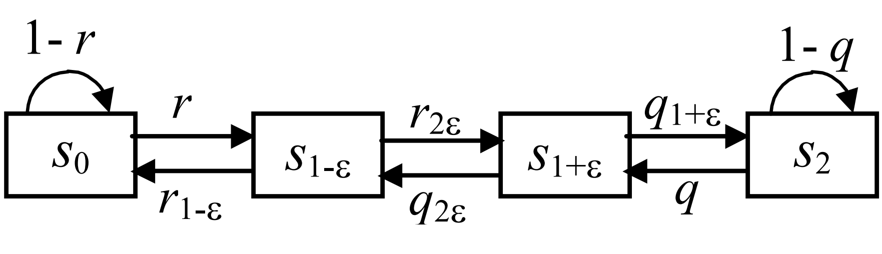

Рис. 2. Граф станів і перехідної імовірності

Зміни в часі відповідних імовірностей стану p_0, $p_{1-\varepsilon}$, ,$p_{1+\varepsilon}$, p_2 задовольняють рівнянням Колмогорова [7,8]. Для даного випадку система рівнянь має наступний вигляд:

$$\left.\begin{aligned}
\frac{dp_0(t)}{dt} &= -rp_0(t)+(1-r)\,p_0(t)+r_{1-\varepsilon}p_{1-\varepsilon}(t),\\
\frac{dp_{1-\varepsilon}(t)}{dt} &= -r_{1-\varepsilon}p_{1-\varepsilon}(t)-r_{2\varepsilon}p_{1-\varepsilon}(t)+rp_0(t)+q_{2\varepsilon}p_{1+\varepsilon}(t),\\
\frac{dp_{1+\varepsilon}(t)}{dt} &= -q_{2\varepsilon}p_{1+\varepsilon}(t)-qp_{1+\varepsilon}(t)+r_{2\varepsilon}p_{1-\varepsilon}(t)+q_{1+\varepsilon}p_2(t),\\
\frac{dp_2(t)}{dt} &= -qp_2(t)+(1-q)\,p_2(t)+q_{1+\varepsilon}p_{1+\varepsilon}(t).
\end{aligned}\right\} \qquad (1)$$

Інтегруючи цю систему рівнянь за заданих початкових умов, одержуємо імовірність станів як функції часу. Початкові умови вибираються залежно від того, який був стан системи у момент початку відліку (t = 0). Зокрема, для прикладу, якому відповідає графік на рис. 1, початкові умови такі:

при $t = 0$ $p_{11\text{-}\varepsilon} = 1$, $p_0 = p_{11\text{-}\varepsilon} = p_2 = 0$.

У свою чергу, імовірність переходів визначається відношенням миттєвої інтенсивності заявок на передачу $\lambda_{\text{мгн}}$ до швидкості реакції мережі. Цю швидкість можна трактувати як інтенсивність потоку обслуговування заявок на передачу μ.

Важливою модифікацією системи рівнянь для поставленої задачі є урахування змінної інтенсивності трафіку, що приводить до залежності значень r, $r_{1-\varepsilon}$, $r_{1+\varepsilon}$, $r_{2\varepsilon}$ та ін. від часу. У разі змінної інтенсивності трафіку одержуємо систему параметричних диференціальних рівнянь першого порядку, загальне рішення якої має наступний вигляд (приведемо рішення для імовірності p_0):

$$p_0(t) = e^{\left\{-\int\left[1-2r(t)\right]dt\right\}}\int p_{1-\varepsilon}(t)r_{1-\varepsilon}(t)e^{\left[\int r(t)dt\right]}dt + C\,e^{\left\{-\int\left[1-2r(t)\right]dt\right\}}, \qquad (2)$$

де C – константа, визначувана з початкових умов.

Елементи мережі періодично опитуються для перевірки їх стану. Елемент спрацьовує, якщо з'явиться достатньо інтенсивний сигнал, який перевищить пороговий рівень β_{0I}. Якщо спрацював один або декілька елементів, система моніторингу переходить в режим підвищеної готовності.

У цьому режимі можуть включатися додаткові ресурси мережі для детального аналізу стану.

За визначених вище умов розглянемо стани системи контролю мережі при різних видах обслуговування.

Хай $a(i, k)$ – стаціонарна імовірність стану, а $P\{i_2, k_2 \mid i_1, k_1\}$ – імовірність переходу з (i_1, k_1) в (i_2, k_2) за один крок (елементарного переходу). Введемо наступні позначення:

P_0 – імовірність спустошення черги після завершення синхронного обслуговування;

P_S – імовірність приходу хоча б одного пакету за час віртуального слота, за умови, що черга даної станції порожня. Очевидно, що ця імовірність включає два компоненти: $P_S = P_S^F + P_S^E$, де:

P_S^F – імовірність приходу хоча б одного пакету за час непорожнього слота, за умови, що черга даної станції порожня;

P_S^E – імовірність приходу хоча б одного пакету за час порожнього слота, за умови, що черга даної станції порожня;

P_T – імовірність приходу хоча б одного пакету за час успішної передачі іншого пакету;

p – імовірність невдалої спроби передачі даної станції через колізію (імовірність колізії). Як і в [1, 2] вважаємо, що вона не залежить від стадії затримки *i;*

Визначимо можливі елементарні переходи між станами і відповідна їм ненульова імовірність переходів:

– $P\{i, k \mid i, k+1\} = 1,\ i \in (0, m),\ k \in (0,\ W_i - 2)$ – зменшення лічильника затримки;

– $P\{i,k\,|\,i-1,0\}=\dfrac{p}{W_i},\ i\ \in\ (1,\ m),\ k\in\ (0,\ W_i-1)$ – невдала спроба передачі і перехід на наступну стадію затримки;

– $P\{0,\ k\,|\,i,0\}=\dfrac{(1-P_0e^{-\lambda DIFS})(1-p)}{W_0},\ i\ \in\ (0,\ m-1),\ k\in\ (0,\ W_0-1)$ – вдала передача, в черзі є ще, як мінімум, один пакет;

– $P\{-1,\ k\,|\,i,0\}=\dfrac{P_0e^{-\lambda DIFS}(1-p)}{W_0},\ i\ \in\ (0,\ m-1),\ k\in\ (0,\ W_0-1)$ – вдала передача, в черзі немає пакетів;

– $P\{0,\ k\,|\,m,0\}=\dfrac{(1-P_0e^{-\lambda DIFS})(1-p)+(1-P_0e^{-\lambda DIFS})p}{W_0},\ k\ \in\ (0,\ m-1),\ k\in\ (0,\ W_0-1)$

– остання спроба передачі, після якої пакет віддаляється з черги, в черзі є ще, як мінімум, один пакет;

– $P\{-1,\ k\,|\,m,0\}=\dfrac{P\left[e^{-\lambda DIFS}(1-p)+e^{-\lambda DIFS}p\right]}{W_0},\ k\ \in\ (0,\ W_0-1),\ k\in\ (0,\ W_0-1)$

– остання спроба передати пакет, в черзі більше немає пакетів;

– $P\{0,\ k\,|-1,k+1\}=P_S,k\in\ (0,\ W_0-2)$ – зменшення лічильника затримки, і в порожню чергу прийшов пакет;

– $P\{-1,\ k\,|-1,k+1\}=1-P_S,k\in\ (0,\ W_0-2)$ – зменшення лічильника затримки, черга залишилася порожня;

– $P\{0,\ k\,|-1,0\}=\dfrac{P_S^F+P_S^EP_T}{W_0},k\in\ (0,\ W_0-1)$ – перехід із стану простою в стан затримки. Такий перехід має місце, якщо у момент приходу пакету середовище було зайняте або у момент асинхронної передачі прийшов ще один пакет;

– $P\{-1,\ k\,|\,-1,0\} = \dfrac{P_S^F(1-P_T)}{W_0}, k \in (1,\ W_0 - 1)$ – перехід відповідає асинхронній передачі, після якої в черзі немає більше пакетів і лічильник $b = k > 0$;

– $P\{-1,\ 0\,|\,-1,0\} = \dfrac{1 - P_S + P_S^E(1 - P_T)}{W_0}$ – немає пакетів, що поступили, або мала місце асинхронна передача, за час якої не поступило більше пакетів і лічильник $b = 0$.

Очевидно, що

$$\sum_{i=0}^{m}\sum_{k=0}^{w_{i-1}}\alpha(i,k) + \sum_{k=0}^{w_{0-1}}\alpha(-1,k) = 1. \tag{3}$$

Для $i \in (1,m)$ і $k \in (0, W_i - 1)$, тобто для станів, відповідних процедурі затримки при наявному пакеті для передачі і вже не першій спробі передати його, стаціонарна імовірність визначається формулами:

$$a(i,k) = \frac{p}{W_i}\alpha(i-1,0) + \alpha(i,k+1),\ \ a(i,0) = \frac{p}{W_i}\alpha(i-1,0) + \alpha(i,1) = ... = p\alpha(i-1,0),$$

тобто $a(i,k) = \dfrac{W_i - k}{W_i}p\alpha(i-1,0),\ \ \alpha(i,0) = p^i\alpha(0,0),$ і їх сума складе:

$$\sum_{i=1}^{m}\sum_{k=0}^{w_{i-1}}\alpha(i,k) = \sum_{i=1}^{m}\frac{W_i + 1}{2}p^i\alpha(0,0). \tag{4}$$

Для $i = -1$ і $k \in (1,\ W_{0-1})$, тобто станів, відповідних процедурі затримки після вдало переданого пакету або відмови, але за відсутності пакету для передачі, з рівняння глобального балансу маємо $\alpha(-1,k) = \dfrac{P_S\hat{P}_0 A(k)\alpha(0,0)}{C}$, а для стану простою $(-1,0)$:

$$\alpha(-1,0) = \frac{\hat{P}_0 A(0)\alpha(0,0)}{C},$$

де: $\hat{P}_0 = P_0[e^{-\lambda DIFS}(1-p^{m+1}) + e^{-\lambda DIFS}p^{m+1}],\quad A = A(0) = \sum_{t=0}^{w_{0-1}}(1-P_S)^{W_{0-1-t}}$,

$$A(k) = \sum_{t=k}^{w_{0-1}}(1-P_S)^{W_{0-1-t}},\ \ C = P_S W_0 - P_S^E(1-P_T)A(0).$$

Після складання і простих перетворень отримуємо:

$$\sum_{k=0}^{w_{0-1}}\alpha(-1,k) = \frac{\hat{P}_0 W_0 \alpha(0,0)}{C}. \qquad (5)$$

Для $i=0$ і $k \in (1,\ W_{0-1})$, після перетворень маємо:

$$\alpha(0,k) = \left[\frac{W_0-k}{W_0}\left(1-\hat{P}_0 + (P_S^E P_T)\frac{\hat{P}_0 A}{C}\right) + \frac{P_S^2\hat{P}_0}{C}\sum_{t=k+1}^{w_{0-1}}A(t)\right]\alpha(0,0). \qquad (6)$$

Нарешті, отримуємо:

$$\alpha(0,0)^{-1} = 1 + \sum_{i=1}^{m}\frac{W_i+1}{2}p^i + \frac{W_0+\hat{P}_0}{C} + \left(\frac{W_0-1}{2}\left(1-\hat{P}_0 + (P_S^E + P_S^E P_T)\frac{\hat{P}_0 A}{C}\right) + \frac{P_S^2\hat{P}_0}{C}\sum_{d=0}^{w_{0-2}}\sum_{t=d+1}^{w_{0-1}}A(t)\right).$$

Хай τ – імовірність синхронної передачі станції за час віртуального слота.

Очевидно, що $\tau = \sum_{i=0}^{m}\alpha(i,0) = \sum_{i=0}^{m}p^i\alpha(0,0) = \dfrac{1-p^{m+1}}{1-p}\alpha(0,0).$

Вважаючи незалежними стохастичні процеси $\{s(t),\ b(t)\}$ всіх станцій, знаходимо імовірність того, що синхронна передача станції буде невдала через колізію: $p = 1-(1-\tau)^{N-1}$.

Перейдемо до визначення імовірності P_S, P_S^F, P_S^E, P_T. Очевидно, імовірність приходу хоча б одного пакету за час порожнього слота, за умови, що черга даної станції порожня, дорівнює $P_S^E = Q_E(1-e^{-\lambda\sigma})$, де $Q_E = (1-\tau-\tau^{\alpha})^{N-1}$ – імовірність порожнього слота за умови відсутності синхронної передачі даної станції.

Тоді імовірність τ^{α} асинхронної передачі станції за час віртуального слота рівна $\tau^{\alpha} = \alpha(-1,0)P_S^E$.

Для того, щоб визначити імовірність P_S^E і P_T, знайдемо інтервали існування «непорожніх» слотів, за які відбулися або успішна передача, або колізія. Очевидно, час успішної передачі пакету завдовжки l_j рівний: $t_j^S = \frac{l_j}{V} + t_{const}^S$, при $l_j \le L$ і $t_j^S = t_{RTS} + t_{CTS} + \frac{l_j}{V} + 2 \cdot SIFS + t_{const}^S$ при $l_j > L$, де $t_{const}^S = t_H + t_{ACK} + SIFS + DIFS$, V – швидкість каналу, t_H, t_{RTS}, t_{CTS} й t_{ACK} – часи передачі заголовка кадру *DATA* і кадрів *RTS*, *CTS* і *ACK*. Таким чином, імовірність приходу хоча б одного пакету за час успішної передачі: $P_T = 1 - \sum_j e^{-\lambda t_j^S} D(l_j)$.

При визначенні часу колізії нехтуватимемо імовірністю колізій, в які залучене більше двох кадрів. Тоді час колізії складається з часу передачі кадру максимальної довжини з числа кадрів, залучених в колізію, плюс *EIFS*, і його тривалість рівна:

– або $t_{L+1}^C = T_{RTS} + EIFS$ для $l_j > L$

з імовірністю D_{L+1}^C, де $D_{L+1}^C = \left(\sum_{j:l_j > L} D(l_j) \right)^2$;

– або $t_j^C = \frac{l_j}{V} + t_H + EIFS$ при $l_j \le L$ з імовірністю

$$D_j^C = D^2(l_j) + 2D(l_j) \left[\sum_{h:l_h < L_j} D(l_h) + \sum_{h:l_h > L} D(l_h) \right].$$

Таким чином, імовірність приходу хоча б одного пакету за час колізії рівна $P_C = 1 - \sum_{h \le L+1} e^{-\lambda t_h^C} D_h^C$. Тут P_S^F – імовірність приходу пакету за час не порожнього слота, за умови, що черга даної станції порожня.

Розглянемо три випадки, які можуть мати місце.

Випадок I. Синхронна успішна передача іншої станції. Імовірність надходження пакету в цьому випадку рівна $Q_S^S P_T$, де $Q_S^S = (N-1)\tau(1-\tau)^{N-2}$ – умовна імовірність цього випадку.

Випадок II. Асинхронна передача іншої станції.

При аналізі цього випадку використовуємо допущення про те, що за один віртуальний слот може відбутися тільки одна асинхронна передача, і вона успішна. Тоді умовна імовірність цього випадку рівна $Q_A = (N-1)\tau^{\alpha}$, а імовірність надходження рівна $Q_A P_T$.

Випадок III. У разі колізії імовірність надходження рівна $Q_S^C P_C$, де $Q_S^C = 1 - Q_E - Q_S^S - Q_A$ – імовірність колізії, в якій дана станція не бере участь. Отже, $P_S^F = (Q_S^S + Q_A)P_T + Q_S^C P_C$.

Для завершення визначення моделі залишилося знайти P_0 – імовірність спустошення черги після завершення обслуговування. Процес зміни черги можна описати моделлю, показаною на рис. 2.3.

Пакети, що приходять на станцію, не зайняту обслуговуванням інших пакетів, з імовірністю p_a обслуговуються асинхронно і тому успішно впродовж t_j^S – $DIFS$ (при довжині пакету l_j). У решті випадків вони поступають в буфер розміром B і обслуговуються синхронно протягом випадкового часу з середнім значенням T_S.

Припустимо, що час синхронного обслуговування розподілений експоненціально. Тоді зміна черги синхронного обслуговування пакетів, очевидно, описується процесом народження – загибелі, стаціонарна імовірність стану і якого рівна $\pi_j = \pi_0 \lambda_0 T_S^i \lambda^{i-1}$, де $i = 1,..., B$, а $\lambda_0 = (1 - p_a)\lambda$. Отже, імовірність спустошення черги після завершення синхронного обслуговування рівна $P_0 = \frac{\pi_1}{1-\pi_0}$, а оскільки $\pi_0 = \frac{1}{1+(1-p_a)\sum_{i=1}^{B}(\lambda T_S)^i}$, то

$$P_0 = \frac{1}{\sum_{i=1}^{B}(\lambda T_S)^{i-1}} = \frac{1-\lambda T_S}{1-(\lambda T_S)^B}.$$

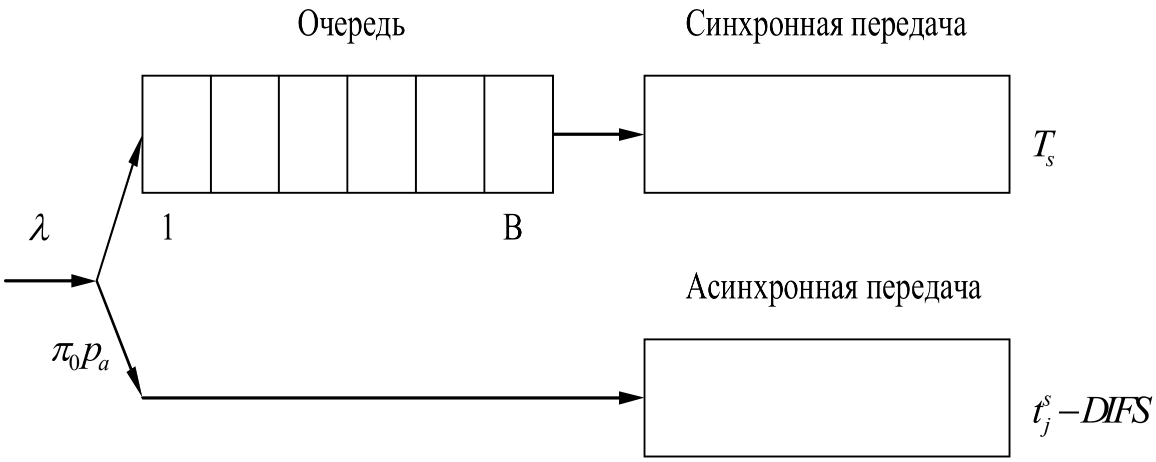

Рис. 3. Процес зміни черги

Оцінку імовірності, а також часу синхронного обслуговування T_S і основного показника продуктивності T проведемо в наступному розділі.

Висновки.

З метою розробки методики визначення середнього значення часу обслуговування пакету на підставі марковської моделі поведінки мережі однорідних станцій, досліджена БЛМ, що складається з *N* станцій. Основна мета розробки методики моделювання – знаходження середнього значення часу обслуговування пакету *T*, відлічуваного від моменту або надходження пакету в порожню чергу даної станції, або закінчення обслуговування попереднього пакету з цієї черги, або отримання підтвердження *АСК*, або закінчення інтервалу *EIFS* після останньої невдалої спроби передачі.

Вважаючи процеси передавання інформації всіма хостами взаємно незалежними, знайдено вирази для обчислення імовірність того, що синхронна передача станції буде невдала через колізію.

Всі вище вказані показники і оцінки знайдені для випадку неоднорідних станцій. При цьому встановлено, що зміни торкнулися імовірності, пов'язаної з іншими станціями. Показано, що синхронна передача деякої станції *n* може бути невдала через колізію.

Література:

1. Вишневский В. М. Теоретические основы проектирования компьютерных сетей. – М.: Техносфера, 2003. – 512с.

2. Вишневский, В. М. Оптимизация работы высокоскоростной беспроводной сети в условиях помех / В. М. Вишневский, А. И. Ляхов, М. Ю. Якимов // Электросвязь. – 2007. – № 8. – С. 16-19.

3. Ляхов А. И. Оценка производительности широковещательных технологий с протоколом IEEE 802.11 / А. И. Ляхов, П. Е. Пупырев // Distributed Computer and Communication Networks. – 2005. – № . – С. 84-94.

4. Тихонов В. И., Миронов М. А. Марковские процессы. М.: Советское радио, 1977. – 488 с.

5. Прохоров Ю. В., Розанов Ю. А. Теория вероятностей. Основные понятия. Предельные теоремы. Случайные процессы. – М.: Наука, 1967. – 496 с.

6. Вентцель Е. С. Исследование операций. – М.: Советское радио, 1972. – 552 с.

7. Френкс Л. Теория сигналов / Пер. с англ. под ред. Д. Е. Вакмана. – М.: Советское радио, 1974. – 344 с.

8. Применение цифровой обработки сигналов: Под ред. Э. Оппенгейма. – М.: Мир, 1980. – 552 с.

References:

1. Vishnevskiy V. M. Teoreticheskie osnovy proektirovaniya kompyuternykh setey. – M: Tekhnosfera, 2003. – 512s.

2. Vishnevskiy, V. M. Optimizatsiya raboty vysokoskorostnoy besprovodnoy seti v usloviyakh pomekh / V. M. Vishnevskiy, A. I. Lyakhov, M. Yu. Yakimov // Elektrosvyaz. – 2007. – № 8. – S. 16-19.

3. Lyakhov, A. I. Otsenka proizvoditelnosti shirokoveshchatelnykh tekhnologiy s protokolom IEEE 802.11 / A. I. Lyakhov, P. Ye. Pupyrev // Distributed Computer and Communication Networks. – 2005. – № . – S. 84-94.

4. Tikhonov V. I., Mironov M. A. Markovskie protsessy. M.: Sovetskoe radio, 1977. – 488 s.

5. Prokhorov Yu. V., Rozanov Yu. A. Teoriya veroyatnostey. Osnovnye ponyatiya. Predelnye teoremy. Sluchaynye protsessy. – M.: Nauka, 1967. – 496 s.

6. Venttsel Ye. S. Issledovanie operatsiy. – M.: Sovetskoe radio, 1972. – 552 s.

7. Frenks L. Teoriya signalov / Per. s angl. pod red. D. Ye. Vakmana. – M.: Sovetskoe radio, 1974. – 344 s.

8. Primenenie tsifrovoy obrabotki signalov: Pod red. E. Oppengeyma. – M.: Mir, 1980. – 552 s.