

СЕТИ С РАЗЛИЧНЫМИ ТИПАМИ ТРЕБОВАНИЙ И СИГНАЛОВ И ОГРАНИЧЕНИЕМ НА ВРЕМЯ ПРЕБЫВАНИЯ

Ю. В. Малинковский, О. В. Якубович

Гомельский государственный университет имени Ф.Скорины

Гомель, Беларусь

E-mail: malinkovsky@gsu.by

yakubovich@gsu.by

Рассматривается модель открытой сети, в которую поступает несколько типов положительных требований и несколько типов сигналов, которые могут оказать на узлы воздействия трех видов: уменьшают длину очереди на единицу, увеличивают длину очереди на единицу или не производят никакого изменения. Время ожидания в очереди узла для положительных требований каждого типа ограничено экспоненциальной случайной величиной. Найдено стационарное распределение вероятностей состояний сети в мультипликативной форме.

Ключевые слова: открытая сеть, положительные требования и сигналы нескольких типов, ограниченное время ожидания, стационарное распределение.

ВВЕДЕНИЕ

Сети массового обслуживания являются адекватными математическими моделям разнообразных случайных процессов в информационно-вычислительных сетях, сетях передачи данных и многих других объектах. В аналитических исследованиях стационарного функционирования сетей массового обслуживания центральным всегда является вопрос об определении стационарного распределения, которое является отправной точкой большинства исследований в теории массового обслуживания. Стационарное распределение сети находится в форме произведения множителей, характеризующих отдельные узлы, поскольку в настоящее время это остается единственной возможностью точного нахождения инвариантной меры многомерного процесса, описывающего поведение сети массового обслуживания. В последнее время появляется все больше новых интересных моделей, позволяющих учитывать требования современности и возможность применения к новым реальным объектам, имеющим сетевую структуру. В настоящей работе рассматривается модель открытой сети, в которую поступает несколько типов положительных требований и несколько типов сигналов, которые могут оказать на узлы воздействия трех видов: уменьшают длину очереди на единицу, увеличивают длину очереди на единицу или не производят никакого изменения. Время ожидания в очереди узла для положительных требований каждого типа ограничено экспоненциальной случайной величиной. Эта модель может найти свое применение к исследованию реальных сетей связи, поскольку при передаче запроса в реальной сети обычно устанавливается так называемый тайм-аут. Истечение тайм-аута означает, что передача запроса не укладывается в планируемый интервал времени, после чего запрос удаляется из очереди. Длина тайм-аута может быть постоянной, а может быть случайной. В настоящей работе время ожидания есть случайная величина, имеющая показательное распределение с параметром, раз-

личным для каждого типа положительных требований и обратно пропорциональным количеству требований данного типа, ожидающих обслуживания.

СТАЦИОНАРНОЕ РАСПРЕДЕЛЕНИЕ ИЗОЛИРОВАННОГО УЗЛА

Рассмотрим систему массового обслуживания, в которую поступает M независимых пуассоновских потоков положительных требований с параметрами $\lambda_1^+, \lambda_2^+, \dots, \lambda_M^+$ и M независимых пуассоновских потоков сигналов с параметрами $\lambda_1^s, \lambda_2^s, \dots, \lambda_M^s$. λ_k^+ есть интенсивность поступления положительных требований k типа, λ_k^s есть интенсивность поступления сигналов k типа в данную систему. Положительное требование любого типа, поступившее в систему, увеличивает длину очереди в системе на единицу и требует обслуживания. Сигнал типа k , поступивший в систему, уменьшает длину очереди на одно положительное требование типа k с вероятностью $p(k, -)$, если в системе есть положительные требования соответствующего типа, не производит никаких воздействий на систему, если в системе нет положительных требований соответствующего типа, увеличивает длину очереди на одно положительное требование типа k с вероятностью $p(k, +)$. Очевидно, что $p(k, -) + p(k, +) = 1$, для всех $k = \overline{1, M}$. В системе находится M экспоненциальных приборов, k -ый прибор обслуживает положительные требования k -го типа. Времена обслуживания требований в системе независимы, не зависят от процесса поступления и для положительных требований k -го типа имеют показательное распределение с параметром μ_k ($k = \overline{1, M}$). Требования обслуживаются в порядке поступления. Сигналы не требуют обслуживания. Каждое положительное требование k -го типа, ожидающее обслуживания в очереди системы, имеет время ожидания, ограниченное экспоненциально распределенной случайной величиной с параметром $\nu_k(n_k) = \frac{\nu_k}{n_k - 1}$ для $n_k > 1$, где n_k – число требований k -го типа в системе, ν_k – некоторая постоянная ($k = \overline{1, M}$).

Каждое состояние рассматриваемой системы в момент времени t будем характеризовать вектором $n(t) = (n_1(t), n_2(t), \dots, n_M(t))$, где $n_k(t)$ – число положительных требований k -го типа в системе в момент t . Тогда $n(t)$ – однородный марковский процесс с непрерывным временем и не более, чем счетным фазовым пространством $X = \{n = (n_1, n_2, \dots, n_M), n_i = 0, 1, \dots; i = \overline{1, M}\}$. Пусть $\{p(n), n \in X\}$ – стационарное распределение вероятностей процесса $n(t)$.

Уравнения равновесия для стационарных вероятностей рассматриваемой системы имеют следующий вид:

$$p(n) \sum_{k=1}^M [\lambda_k^+ + \lambda_k^s p(k, +) + \nu_k I_{\{n_k > 1\}} + (\lambda_k^s p(k, -) + \mu_k) I_{\{n_k > 0\}}] = \\ = \sum_{k=1}^M [\lambda_k^+ + \lambda_k^s p(k, +) p(n - e_k) I_{\{n_k > 0\}} + \nu_k p(n + e_k) I_{\{n_k > 0\}} + (\lambda_k^s p(k, -) + \mu_k) p(n + e_k)], \quad n \in X. \quad (3)$$

здесь e_k – единичный вектор размерности M с единицей в k -ой позиции, $I_{\{x\}}$ – характеристическая функция, принимающая значение 1, если x истинно, и 0 – в противном случае.

Теорема 1. Пусть для любого $k = \overline{1, M}$ выполнено условие

$$\frac{\lambda_k^+ + \lambda_k^- p(k, +)}{\lambda_k^- p(k, -) + \mu_k + \nu_k} < 1,$$

тогда марковский процесс $n(t)$ эргодичен, а финальное стационарное распределение вероятностей состояний системы имеет следующий вид:

$$p(n_1, n_2, \dots, n_M) = \prod_{k=1}^M \left[\frac{\lambda_k^+ + \lambda_k^- p(k, +)}{\lambda_k^- p(k, -) + \mu_k + \nu_k} \right]^{n_k-1} \frac{\lambda_k^+ + \lambda_k^- p(k, +)}{\lambda_k^- p(k, -) + \mu_k} p_k(0),$$

$$\text{где } p_k(0) = \frac{(\lambda_k^- p(k, -) + \mu_k)(\lambda_k^- p(k, -) + \mu_k + \nu_k - \lambda_k^+ - \lambda_k^- p(k, +))}{(\lambda_k^- p(k, -) + \mu_k)^2 + \lambda_k^- p(k, -)\nu_k + \mu_k \nu_k + \lambda_k^+ \nu_k + \lambda_k^- p(k, +)\nu_k}.$$

Доказательство проводится стандартным образом: подстановкой стационарных вероятностей в уравнения равновесия. Условие эргодичности находится из теоремы Фостера.

СТАЦИОНАРНОЕ РАСПРЕДЕЛЕНИЕ ОТКРЫТОЙ СЕТИ

Рассмотрим открытую сеть, состоящую из N , узлов со структурой, описанной выше. В сеть поступает простейший поток положительных требований интенсивности λ^+ . Каждое положительное требование входного потока независимо от других требований направляется в i -ый узел и становится положительным требованием k -го типа с вероятностью $p_{0(i,k)}^+$ ($i = \overline{1, N}, k = \overline{1, M}$). Очевидно, что $\sum_{i=1}^N \sum_{k=1}^M p_{0(i,k)}^+ = 1$. В сеть также поступает

простейший поток сигналов интенсивности λ^- . Каждый сигнал входного потока независимо от других направляется в i -ый узел и становится сигналом k -го типа с вероятностью $p_{0(i,k)}^-$ ($i = \overline{1, N}, k = \overline{1, M}$). Очевидно, что $\sum_{i=1}^N \sum_{k=1}^M p_{0(i,k)}^- = 1$. Сигнал типа k , поступивший в i -ый узел, уменьшает длину очереди на одно положительное требование типа k с вероятностью $p_i(k, -)$, если в узле есть положительные требования соответствующего типа, не производит никаких воздействий на узел, если в узле нет положительных требований соответствующего типа, увеличивает длину очереди на одно положительное требование типа k с вероятностью $p_i(k, +)$. Очевидно, что $p_i(k, -) + p_i(k, +) = 1$ для всех $i = \overline{1, N}, k = \overline{1, M}$. В каждом узле находится M экспоненциальных приборов, k -ый прибор обслуживает положительные требования k -го типа. Времена обслуживания различных требований независимы, не зависят от процесса поступления и для положительных требований k -го типа в i -ом узле имеют показательное распределение с параметром $\mu_{(i,k)}$ ($i = \overline{1, N}, k = \overline{1, M}$). Требования обслуживаются в порядке поступления. Каждое положительное требование k -го типа, ожидающее обслуживания в очереди в i -ого узла, имеет время ожидания, ограниченное экспоненциально распределенной случайной величиной с

параметром $\nu_{(i,k)}(n_{(i,k)}) = \frac{\nu_{(i,k)}}{n_{(i,k)} - 1}$ для $n_{(i,k)} > 1$, где $n_{(i,k)}$ — число требований k -го типа в i -ом узле, $\nu_{(i,k)}$ — некоторая постоянная ($i = \overline{1, N}, k = \overline{1, M}$). Каждое положительное требо-

вание k -го типа, время ожидания которого в i -ом узле закончилось, продолжает движение по сети и ведет себя так же, как положительные требования k -го типа, получившие обслуживание в i -ом узле ($i = \overline{1, N}, k = \overline{1, M}$). Каждое положительное требование l -го типа после завершения обслуживания или окончания времени ожидания в i -ом узле, независимо от других требований мгновенно направляется в j -ый узел и становится положительным требованием m -го типа с вероятностью $p_{(i,j)(l,m)}^+$, или становится сигналом m -го типа с вероятностью $p_{(i,j)(l,m)}^s$, а с вероятностью $p_{(i,j)0}$ покидает сеть. Очевидно, что $\sum_{i=1}^N \sum_{k=1}^M (p_{(i,j)(l,m)}^+ + p_{(i,j)(l,m)}^s + p_{(i,j)0}) = 1$ ($i = \overline{1, N}, l = \overline{1, M}$). Будем предполагать, что матрица маршрутизации P неприводима.

Нелинейные уравнения трафика имеют следующий вид:

$$\begin{aligned}\varepsilon_{(i,k)}^+ &= \lambda^+ p_{0(i,k)}^+ + \lambda^+ p_{0(i,k)}^s p_i(k, +) + \sum_{j=1}^N \sum_{l=1}^M \gamma_{(i,j)}^+ (p_{(j,l)(i,k)}^+ + p_{(j,l)(i,k)}^s p_i(k, +)), \\ \varepsilon_{(i,k)}^s &= \lambda^s p_{0(i,k)}^s p_i(k, -) + \sum_{j=1}^N \sum_{l=1}^M \gamma_{(i,j)}^s p_{(j,l)(i,k)}^s p_i(k, -), \\ \gamma_{(i,k)}^+ &= \frac{\varepsilon_{(i,k)}^+ (\varepsilon_{(i,k)}^s + \mu_{(i,k)} + v_{(i,k)}) \mu_{(i,k)} + (\varepsilon_{(i,j)}^+)^2 v_{(i,k)}}{(\varepsilon_{(i,k)}^s + \mu_{(i,k)})^2 + \varepsilon_{(i,k)}^s v_{(i,k)} + \mu_{(i,k)} v_{(i,k)} + \varepsilon_{(i,k)}^s v_{(i,k)}}.\end{aligned}$$

Доказательство существования решения нелинейных уравнений трафика проводится с помощью теоремы Брауэра о неподвижной точке [1].

Состояние рассматриваемой сети в момент времени t будем характеризовать вектором $x(t) = (x_1(t), x_2(t), \dots, x_N(t))$, где $x_i(t) = (x_{(i,1)}(t), x_{(i,2)}(t), \dots, x_{(i,M)}(t))$, описывает состояние i -го узла, то есть $x_{(i,k)}(t)$ – число требований k -го типа в i -ом узле в момент времени t ($i = \overline{1, N}, k = \overline{1, M}$). Тогда $x(t)$ есть однородный марковский процесс с непрерывным временем и не более, чем счетным фазовым пространством $X = \{x = (x_1, x_2, \dots, x_N), x_i = (x_{(i,1)}, x_{(i,2)}, \dots, x_{(i,M)}), x_{(i,k)} = 0, 1, 2, \dots; i = \overline{1, N}, k = \overline{1, M}\}$.

Пусть $\{p(x), x \in X\}$ – стационарное распределение вероятностей процесса $x(t)$.

Уравнения глобального равновесия для стационарных вероятностей имеют следующий вид:

$$\begin{aligned}p(x) \left[\lambda^+ + \sum_{i=1}^N \sum_{k=1}^M (\lambda^s p_{0(i,k)}^s p_i(k, +) + (\lambda^s p_{0(i,k)}^s p_i(k, -) + \mu_{(i,k)}) I_{\{x_{(i,k)} \neq 0\}} + v_{(i,k)} I_{\{x_{(i,k)} > 1\}}) \right] = \\ = \sum_{i=1}^N \sum_{k=1}^M [p(x + e_{(i,k)}) (\lambda^s p_{0(i,k)}^s p_i(k, -) + (\mu_{(i,k)} + v_{(i,k)} I_{\{x_{(i,k)} \neq 0\}}) p_{(i,k)0})] + \\ + p(x - e_{(i,k)}) (\lambda^+ p_{0(i,k)}^+ + \lambda^s p_{0(i,k)}^s p_i(k, +) I_{\{x_{(i,k)} \neq 0\}}) + \\ + \sum_{j=1}^N \sum_{l=1}^M [p(x + e_{(i,k)} - e_{(j,l)}) (\mu_{(i,k)} + v_{(i,k)} I_{\{x_{(i,k)} \neq 0\}}) (p_{(i,k)(j,l)}^+ + p_{(i,k)(j,l)}^s p_j(l, +)) I_{\{x_{(j,l)} \neq 0\}} + \\ + p(x + e_{(i,k)} + e_{(j,l)}) (\mu_{(i,k)} + v_{(i,k)} I_{\{x_{(i,k)} \neq 0\}}) p_{(i,k)(j,l)}^s p_j(l, -) + \\ + p(x + e_{(i,k)}) (\mu_{(i,k)} + v_{(i,k)} I_{\{x_{(i,k)} \neq 0\}}) p_{(i,k)(j,l)}^s p_j(l, -) I_{\{x_{(j,l)} \neq 0\}}], \quad x \in X.\end{aligned}$$

Здесь $e_{(i,k)}$ – единичный вектор размерности M^2 с единицей в (i, k) -ой позиции.

Теорема 2. Пусть для любого $i = \overline{1, N}, k = \overline{1, M}$ выполнено условие

$$\frac{\varepsilon_{(i,k)}^+}{\varepsilon_{(i,k)}^s + \mu_{(i,k)} + \nu_{(i,k)}} < 1,$$

тогда марковский процесс $x(t)$ эргодичен, а финальное стационарное распределение вероятностей состояний системы имеет следующий вид:

$$p(x) = p_1(x_1) p_2(x_2) \dots p_N(x_N), \quad x \in X,$$

где

$$p(x_i) = \prod_{k=1}^M \left[\frac{\varepsilon_{(i,k)}^+}{\varepsilon_{(i,k)}^s + \mu_{(i,k)} + \nu_{(i,k)}} \right]^{x_{(i,k)}-1} \frac{\varepsilon_{(i,k)}^+}{\varepsilon_{(i,k)}^s + \mu_{(i,k)}} p_{(i,k)}(0),$$

$$p_{(i,k)}(0) = \frac{(\varepsilon_{(i,k)}^s + \mu_{(i,k)})(\varepsilon_{(i,k)}^s + \mu_{(i,k)} + \nu_{(i,k)} - \varepsilon_{(i,k)}^+)}{(\varepsilon_{(i,k)}^s + \mu_{(i,k)})^2 + \varepsilon_{(i,k)}^s \nu_{(i,k)} + \mu_{(i,k)} \nu_{(i,k)} + \varepsilon_{(i,k)}^s \nu_{(i,k)}},$$

а $(\varepsilon_{(i,k)}^+, \varepsilon_{(i,k)}^s, i = \overline{1, N}, k = \overline{1, M})$ находятся как решение нелинейных уравнений трафика.

Доказательство теоремы проводится стандартным образом, подстановкой стационарного распределения в уравнения равновесия.

Если положить интенсивность потока сигналов λ^s и параметр $\nu_{(i,k)}$ ($i = \overline{1, N}, k = \overline{1, M}$) равными нулю, получится модель открытой сети, рассматриваемая в [2].

ЛИТЕРАТУРА

1. Данфорд, Н. Линейные операторы. Общая теория. / Н. Данфорд, Дж. Т. Шварц М.:ИЛ, 1962. 522 с.
2. Gelenbe, E. Stability of product-form G-networks/ E. Gelenbe, R. Schassberger // Probab. Eng. and Inf. Sci. 1992. V. 6. P.271-276.