

УДК 621.398;004.73

Халимон Н.Ф., к.т.н. (Национальный авиационный университет)

АСИМПТОТИЧЕСКИЕ ХАРАКТЕРИСТИКИ ПРОЦЕССОВ ОБРАБОТКИ ЗАПРОСОВ К СЕТЯМ ХРАНЕНИЯ ДАННЫХ НА ОСНОВЕ МЕТОДОВ ПОЛЛИНГА

Халимон Н.Ф. Асимптотичні характеристики процесів обробки запитів до сховищ даних на основі методів поллінга. Проаналізовані можливості застосування методів впорядкованого опиту (поллінга) для отримання даних із спеціалізованих сховищ. Розглянуті асимптотичні характеристики часу затримки при організації запитів до мереж зберігання даних. Одержані спрощені вирази для оцінок параметрів априорних розподілів на основі застосування виробляючої функції моментів.

Ключові слова: МЕРЕЖА ЗБЕРІГАННЯ ДАНИХ, ПОЛЛІНГ, ДИСЦИПЛІНА ОБСЛУГОВУВАННЯ

Халимон Н.Ф. Асимптотические характеристики процессов обработки запросов к сетям хранения данных на основе методов поллинга. Проанализированы возможности применения методов упорядоченного опроса (поллинга) для получения данных из специализированных хранилищ. Рассмотрены асимптотические характеристики времени задержки при организации запросов к сетям хранения данных. Получены упрощенные выражения для оценок параметров априорных распределений на основе применения производящей функции моментов.

Ключевые слова: СЕТЬ ХРАНЕНИЯ ДАННЫХ, ПОЛЛИНГ, ДИСЦИПЛИНА ОБСЛУЖИВАНИЯ

Khalimon N.F. Asymptotic estimates of processes of the transactions to the Storage Area Networks on the basis of methods of polling. Possibilities of application of methods of the well-organized questioning (polling) for the receipt of information from the specialized depositories are analysed. Asymptotic parameters of time of delay during organization of queries to the storage area networks of data are considered. The simplified expressions for estimations of parameters of a priori distributing on the basis of application of productive function of moments are got.

Keywords: STORAGE AREA NETWORK, POLLING, SERVICE DISCIPLINE

Введение. Сети хранения данных (СХД) предназначены для управления большими объемами данных для большого числа пользователей. В состав типичной СХД входят следующие компоненты: *серверы* с шинными адаптерами; *устройства* хранения данных (например, дисковые массивы); *устройства* для организации инфраструктуры (например, коммутаторы); *программное* обеспечение (драйверы устройств, менеджер томов и др.).

В основе концепции СХД лежит возможность соединения любого из серверов с любым устройством хранения данных. Разнообразные топологии СХД – точка-точка, точка-многоточка, петля с арбитражной логикой, коммутация – заменяют традиционные шинные соединения “сервер – устройства хранения”, предоставляя большую гибкость, производительность и надежность. С ростом объемов данных возникает проблема оптимизации скорости обработки запросов и выдачи запрашиваемых данных. Наиболее перспективный путь решения этой задачи – применение статистических методов, в частности, методов теории массового обслуживания. В терминах теории массового обслуживания СХД можно отнести к системам множественного доступа с конечным числом очередей. Один из вариантов повышения эффективности работы таких систем состоит в использовании так называемого режима разделения времени. Предполагается, что сервер имеет возможность работать с очередями последовательно, в некотором порядке. Такие системы называют системами поллинга или системами упорядоченного опроса [1].

Порядок опроса очередей определяется правилом выбора сервером следующей очереди. Наиболее распространенные виды порядка опроса [2, 3]: *циклический* – установлена последовательность прохода очередей; *периодический* – опрос осуществляется на основе таблицы поллинга; *случайный*; *приоритетный*.

По результатам имитационного моделирования процессов опроса установлено, что выбор наиболее приемлемого порядка опроса зависит как от объема запрашиваемого пакета данных, так и от распределения данных по отдельным элементам хранилища данных.

Для оптимизации процессов обслуживания запросов необходимо, прежде всего, найти асимптотические оценки времен ожидания запросов в очередях системы обслуживания.

Постановка задачи. Для оценки эффективности функционирования сетей хранения данных как систем массового обслуживания предлагается применять стохастические модели поллинга. Модель системы поллинга для сети хранения описывается следующим образом.

Система имеет M серверов и N ($N \geq 2$) очередей. В каждой очереди число мест для ожидания значительно больше, чем среднее число запросов на интервале наблюдения. Другими словами, можно рассматривать СХД как многоканальную систему массового обслуживания (СМО) с бесконечной очередью. В i -ю очередь, $i = 1, \dots, N$, поступает пуассоновский поток заявок со средней интенсивностью λ_i . Считаем, что интенсивности обслуживания заявок μ_i в очереди независимы и одинаково распределены с функцией распределения $F_i(t)$, которая является непрерывной и дифференцируемой, с математическим ожиданием (1) и вторым начальным моментом (2):

$$m_i = \int_0^{\infty} t dF_i(t), \quad (1) \quad \sigma_i^2 = \int_0^{\infty} t^2 dF_i(t). \quad (2)$$

Выражения (1), (2) – это интегралы Стильеса, однако вследствие непрерывности и дифференцируемости функций $F_i(t)$ они переходят в обычные интегралы Римана:

$$m_i = \int_0^{\infty} t w_i(t) dt, \quad (3) \quad \sigma_i^2 = \int_0^{\infty} t^2 w_i(t) dt, \quad (4) \quad \text{где } w_i(t) = dF_i(t)/dt.$$

Сервер посещает очереди, следуя выбранному порядку опроса и обслуживая их в соответствии с выбранной дисциплиной. Время подключения к очереди τ_i – случайная величина с плотностью распределения $v_{\tau_i}(t)$, математическим ожиданием m_{τ} и вторым начальным моментом σ_{τ}^2 . Для оптимизации процесса опроса элементов хранения по одному или нескольким критериям оптимальности необходимо вывести выражения для оценки той статистической характеристики процесса, от которой непосредственно зависит целевая функция в задаче оптимизации.

Наиболее важными характеристиками процесса опроса элементов хранения являются временные характеристики, поэтому в качестве критерия оптимальности выберем моменты распределения времени ожидания. Число запросов в очереди, момент подключения к очереди и время обработки каждого запроса являются случайными величинами. При этом не только параметры, но и вид законов распределения этих величин, как правило, неизвестны. Следовательно, даже в случае детерминированной дисциплины опроса (поллинга) необходимо решать задачу оценивания статистических характеристик в условиях непараметрической априорной неопределенности.

Далее рассмотрим асимптотические характеристики времени обслуживания запросов в системе, описанной выше (M серверов и N ($N \geq 2$) очередей). Для преодоления неопределенности используем аппарат производящих функций моментов распределения.

Асимптотика процессов обслуживания запросов к элементам хранилища данных. В данной работе предложена математическая модель процесса запросов к элементам распределенного хранилища данных с применением метода поллинга. Система поллинга состоит из очередей к M элементам хранилища. На каждый из элементов по случайному закону поступает запрос на выдачу некоторого объема данных. Процесс поступления запросов – стационарный и эргодический. Вероятность поступления на m -й элемент одновременно более одного запроса считается величиной второго порядка малости [4].

За время $[t_i \dots t_i + \tau]$ обслуживания m -го элемента может быть отправлено $\psi_m(l_m)$ наборов данных. l_m – длина очереди в момент t_i , ψ_m – дисциплина обслуживания (циклическое, периодическое на основе таблицы поллинга, по случайному закону, с приоритетами). Вероятность обслуживания ровно k запросов на интервале τ обозначим $p_{\tau k}$.

Сформулируем условия, которым должны удовлетворять дисциплины обслуживания.

Если в момент поступления запроса на m -й элемент в очереди уже находится $l_m - 1$ запросов, они обслуживаются в соответствии с дисциплиной *FIFO* (первый пришел – первый вышел) или *FIFO* с приоритетами. Обслуженные запросы покидают систему. Затем

происходит переход на запрос к следующему элементу. Считается, что условия $\psi_m(1) = 1$ с вероятностью $p_{\tau_1} = 1$; $\psi_m(l_m) \leq l_m$ с вероятностью $p_{\tau_m} < 1$ всегда выполняются.

Пусть λ – средняя интенсивность потока запросов на интервале наблюдения T_n , μ – средняя интенсивность обслуживания запроса; p_m – вероятность попадания запроса на m -й элемент. Тогда при выполнении условия $\lambda \left(\frac{1}{\mu} + \max_M \frac{p_m}{\Psi_m v_m} \right) < 1$ имеет место убывание длины очереди, при $\lambda \left(\frac{1}{\mu} + \max_M \frac{p_m}{\Psi_m v_m} \right) = 1$ – сходимость к стационарному значению длины очереди, а при $\lambda \left(\frac{1}{\mu} + \max_M \frac{p_m}{\Psi_m v_m} \right) > 1$ – длина очереди в системе неограниченно нарастает до заполнения очереди. В последнем случае может иметь место потеря запросов и возникает необходимость организации повторного запроса. Здесь $\Psi_m = \lim_{l_m \rightarrow \infty} \psi_m(l_m)$, v_m – среднее число запросов, поступающих на m -й элемент на интервале наблюдения.

Таким образом, при использовании системы поллинга для организации запросов в хранилищах данных стационарный режим выдерживания длины очереди может иметь место только при стационарном потоке запросов. Для случая независимых потоков запросов имеет место и эргодичность системы поллинга [2].

Следовательно, для построения оптимального (или хотя бы квазиоптимального) алгоритма опроса элементов сети хранения необходимо иметь выражения для оценки статистических характеристик времени ожидания запроса в очереди.

При сформулированных выше условиях моменты перехода запроса от одного хранилища к другому не связаны с моментами прибытия запросов, моментами начала обслуживания и длительностями обслуживания. Пусть время обслуживания запроса в m -м элементе хранилища равно τ_m . Тогда нагрузка на m -й элемент $\rho_m = \lambda_m \langle \tau_m \rangle$, где $\langle \cdot \rangle$ – символ математического ожидания. Соответственно общая нагрузка на хранилище данных равна $\rho_\Sigma = \sum_{m=1}^M \rho_m$. Обозначим время между двумя последовательными обращениями к m -му элементу хранилища через $\Delta\tau_{m|i,i+1}$. Поскольку каждый запрос в конечном счете должен быть обслужен, сервер в течение времени $\delta\tau_{m|i,i+1}$ должен обрабатывать запросы и в течение времени $\Delta\tau_{m|i,i+1} - \delta\tau_{m|i,i+1}$ переключаться между очередями запросов в соответствии с выбранной дисциплиной поллинга. Нормируем интервалы $\delta\tau_{m|i,i+1}$ и $\Delta\tau_{m|i,i+1} - \delta\tau_{m|i,i+1}$ относительно общего интервала $\Delta\tau_{m|i,i+1}$:

$$v_{rm} = \delta\tau_{m|i,i+1} / \Delta\tau_{m|i,i+1}; \quad v_{sw,m} = 1 - \left(\delta\tau_{m|i,i+1} / \Delta\tau_{m|i,i+1} \right).$$

Тогда выражения для математических ожиданий длительности интервала между последовательными посещениями m -го элемента и длительности перехода от одного элемента хранилища к другому будут иметь следующий вид:

$$\langle \Delta\tau_{m|i,i+1} \rangle = \frac{\langle \Delta\tau_{m|i,i+1} - \delta\tau_{m|i,i+1} \rangle}{1 - \left(\delta\tau_{m|i,i+1} / \Delta\tau_{m|i,i+1} \right)}; \quad \langle \tau_m \rangle = v_{rm} \langle \Delta\tau_{m|i,i+1} \rangle. \quad (5) \quad (6)$$

Для оценки второго и высших начальных моментов времени ожидания в очереди к m -му элементу хранилища используем производящую функцию моментов (ПФМ) [5]. Если n -й сервер СХД, $n = 1, 2, \dots, N$, посылает запрос на m -й элемент хранилища, то на интервале обслуживания ПФМ будет иметь следующий вид [5]:

$$G(\vartheta) = \int_{-\infty}^{\infty} \exp(\vartheta x) w(x) dx, \quad (7)$$

где ϑ – вспомогательная переменная, общий член которой имеет вид $\eta_r(\vartheta^r/r!)$, η_r – r -й момент распределения $w(x)$.

Возьмем производную от обеих частей выражения (7): $\frac{dG(\vartheta)}{d\vartheta} = \exp(\vartheta x) w(x)$. (8)

Считая неизвестное априорное распределение $w(x)$ непрерывным или имеющими конечное число точек разрыва, можно записать выражение для $w(x)$ в следующем виде:

$$w(x) = \frac{dG(\vartheta)}{d\vartheta} \exp(-\vartheta x). \quad (9)$$

Соответственно, запишем выражение для r -го момента распределения:

$$\eta_r = \left(\frac{dG(\vartheta)}{d\vartheta} \right) \Big|_{\vartheta \rightarrow 0}. \quad (10)$$

Запишем выражение (7) в виде $G(\vartheta) = \int_{-\infty}^{\infty} \exp(\vartheta x) w(x) dx = \langle \exp(\vartheta x) \rangle$ (11)

и выполним разложение в ряд Тейлора функции $\exp(-\vartheta x)$:

$$\exp(-\vartheta x) = 1 + \frac{\vartheta x}{1!} + \frac{(\vartheta x)^2}{2!} + \dots + \frac{(\vartheta x)^n}{n!} + \dots \quad (12)$$

Формально возьмем математические ожидания от обеих частей равенства (12):

$$\langle \exp(-\vartheta x) \rangle = 1 + \frac{\langle x \rangle}{1!} \vartheta + \frac{\langle x \rangle^2}{2!} \vartheta^2 + \dots + \frac{\langle x \rangle^n}{n!} \vartheta^n + \dots = G(\vartheta). \quad (13)$$

Таким образом, разложив ПФМ в ряд Тейлора, можно получить искомые моменты распределения $w(x)$. В свою очередь, применив (9), получим выражение для асимптотической оценки: $w(x) = \lim_{n \rightarrow \infty} \tilde{w}(x|n)$ (14), где $\tilde{w}(x|n)$ – приближенная оценка априорной плотности при ограниченном числе моментов, равном n .

Конкретизируем выражения (8)...(14) для рассматриваемой задачи.

Пусть $K_m(t_i)$ – число запросов к m -му элементу хранилища в момент t_i . Для множества $[K_1(\vartheta), K_2(\vartheta), \dots, K_M(\vartheta)]$ ПФМ распределения интервалов между последовательными посещениями m -го элемента запишется в следующем виде (индексы $|i, i+1$ при $\Delta\tau_{m|i, i+1}$ для краткости опущены):

$$G_m[\vartheta(\Delta\tau_m)] = 1 + \frac{\langle \Delta\tau_m K_m(\vartheta) \rangle}{1!} \vartheta + \frac{\langle \Delta\tau_m K_m(\vartheta) \rangle^2}{2!} \vartheta^2 + \dots + \frac{\langle \Delta\tau_m K_m(\vartheta) \rangle^n}{n!} \vartheta^n + \dots \quad (15)$$

Выражение для плотности распределения интервалов между последовательными посещениями m -го элемента примет вид: $w(\Delta\tau_m) = \frac{dG_m(\vartheta)}{d\Delta\tau_m} \exp[-\vartheta(\Delta\tau_m)]$. (16)

С учетом (14) выражение для асимптотической оценки плотности распределения интервалов $\Delta\tau_{m|i, i+1}$ запишется в виде (17), где ε – ошибка оценки:

$$\tilde{w}(\Delta\tau_m|n) = \frac{\langle K_m(\vartheta) \rangle}{1!} \vartheta + \frac{\langle \Delta\tau_m K_m(\vartheta) \rangle^2}{1!} \vartheta^2 + \dots + \frac{\langle \Delta\tau_m \rangle^{n-1} K_m(\vartheta)^n}{(n-1)!} \vartheta^n + \varepsilon, \quad (17)$$

Если выполняется условие непрерывности или хотя бы конечного числа точек разрыва априорной плотности $w(\Delta\tau_m)$ ошибка ε при неограниченном увеличении числа членов ряда (17) стремится к нулю.

Выводы. В данной работе получены выражения для асимптотических оценок статистических характеристик процессов обработки запросов в системах хранения данных. Эти выражения проще аналогичных выражений, полученных ранее в [6, 7]. Рассмотрен один из видов опроса – циклический. При практическом применении полученных результатов для других видов поллинга (случайный, приоритетный, табличный опрос) необходимо уточнять параметры априорных распределений: среднее время ожидания в очереди, время обработки запросов, время перехода от одного элемента хранения к следующему.

Литература

1. Вишневецкий В.М. Системы поллинга: теория и применение в широкополосных беспроводных сетях / В.М. Вишневецкий, О.В. Семенова. – М.: Техносфера, 2007. – 312 с.
2. Borovkov A., Schassberger R. Ergodicity of a polling network // Stoch. Proc. Appl., 1994. – V.50. – PP. 253-262.
3. Фосс С. Г. Теоремы сравнения и эргодические свойства систем поллинга / С.Г. Фосс, Н.И. Чернова // Проблемы передачи информации. – 1996. –Т.32, Вып. 4. – С. 46-71.
4. Гнеденко Б.В. Введение в теорию массового обслуживания / Б.В. Гнеденко, И.Н. Коваленко. – М.: Наука, 1987. – 336 с.
5. Evans M., Hastings N., Peacock B. Statistical distributions / – [2-nd ed.]. – John Wiley & Sons, Inc., 1993. – 170 PP.
6. Winands E.M.M., Adan I.J.B.F., van Houtum G.J. Mean value analysis for polling systems // Queueing Systems. – 2006. – V.54. – PP. 45-54.
7. Boon M.A.A., van der Mei R.D., Winands E.M.M. Applications of polling systems // Surveys in Operations Research and Management Science. Amsterdam: – Elsevier Science Publishers B. V., The Netherlands. – July 2011. – Vol. 16, Nr. 2. – PP. 67-82.

УДК 621.373-187.4; 621.39.072.9

Вакась В. И., к.т.н.; (АО "Киевстар")

Федорова Н. В., к.т.н. (Гос. университет информационно-коммуникационных технологий)

МЕТОДЫ ОБЕСПЕЧЕНИЯ СИНХРОНИЗАЦИЕЙ БАЗОВЫХ СТАНЦИЙ ОТ РАЗНЫХ ИЕРАРХИЧЕСКИХ УРОВНЕЙ СЕТИ С КОММУТАЦИЕЙ ПАКЕТОВ

Вакась В.И., Федорова Н.В. Методи забезпечення синхронізацією базових станцій від різних ієрархічних рівнів мережі з комутацією пакетів. Представлено комбіноване використання декількох методів синхронізації на різних ієрархічних рівнях мережі з комутацією пакетів: основної мережі (ядра), агрегації та доступу. Наведено результати експериментальних досліджень.

Ключові слова: МОБІЛЬНИЙ ЗВ'ЯЗОК, СИНХРОНІЗАЦІЯ, БАЗОВА СТАНЦІЯ, NTP, RTP

Вакась В.И., Федорова Н.В. Методы обеспечения синхронизацией базовых станций от разных иерархических уровней сети с коммутацией пакетов. Представлено комбинированное использование нескольких методов обеспечения синхронизации на разных иерархических уровнях сети с коммутацией пакетов: основной сети (ядра), агрегации и доступа. Приведены результаты экспериментальных исследований.

Ключевые слова: МОБИЛЬНАЯ СВЯЗЬ, СИНХРОНИЗАЦИЯ, БАЗОВАЯ СТАНЦИЯ, NTP, RTP

Vakas V.I., Fedorova N.V. Methods providing synchronization the base stations at the different hierarchical levels of a network with packet communication. Shows the combined use of methods for providing the synchronization at the different hierarchical levels of a network with packet commutation: basic network (core), aggregating and access. The results of experimental research are shown.

Keywords: MOBILE COMMUNICATION, SYNCHRONIZATION, BASE STATION, NTP, RTP