ОБ ИССЛЕДОВАНИИ ВХОДНЫХ ПОТОКОВ СООБЩЕНИЙ В АВТОМАТИЗИРОВАННОЙ СИСТЕМЕ МЕЖБАНКОВСКИХ РАСЧЕТОВ

Е. Колузаева 1* , М. Кищенко 2 , М. Маталыцкий 1

 Гродненский государственный университет имени Янки Купалы,
 Расчетный центр Национального банка Республики Беларусь

 Гродно, Беларусь
 Минск, Беларусь
 koluzaeva@gmail.com

В статье исследуются входные потоки электронных сообщений, поступающих в автоматизированную систему межбанковских расчетов. Описана методика нахождения законов распределения интервалов времен между поступлением электронных сообщений, приведены примеры анализа входных потоков сообщений от двух банков. Результаты исследований могут быть использованы для выбора типов систем массового обслуживания с целью их применения при решении задач моделирования фрагментов указанной автоматизированной системы в виде сети массового обслуживания.

Ключевые слова: автоматизированная система межбанковских расчетов, входной поток электронных сообщений

1. ВВЕДЕНИЕ

Автоматизированная система межбанковских расчетов (далее - AC MБР) является ключевым компонентом платежной системы Республики Беларусь. Основными функциональными составляющими AC МБР являются система расчетов в режиме реального времени по межбанковским платежам и транспортная система, обеспечивающая надежную и безопасную передачу электронных платежных документов и сообщений (далее - ЭС).

При проектировании и модернизации функционирования AC MBP требуется определить топологию программно-технических средств, необходимые параметры, которые обеспечат достаточную производительность и выполнение других показателей назначения системы. Одним из подходов к решению этих задач является построение модели прохождения потоков ЭС, используемой в качестве инструмента для отслеживания текущего состояния системы в установленных точках прохождения сообщений, а также для построения краткосрочных и долгосрочных прогнозов по исследуемым показателям. Кроме того, разработанные модели могут применяться для решения задач оптимизации параметров технологической обработки сообщений в АС МБР.

На первом этапе построения модели осуществляется исследование входных потоков ЭС, поступающих от банков. Опишем методику исследования¹, приведем примеры по данным двух банков, от программно-технических комплексов (далее -ПТК) которых поступают сообщения в АС МБР. В примерах для краткости входные потоки сообщений от ПТК двух банков представлены как входные потоки ЭС от ПТК 1 и ПТК 2 соответственно (нумерация условная, используется при исследованиях).

2. АНАЛИЗ ВХОДНЫХ ПОТОКОВ

2.1. Методика исследования входных потоков. Для исследования входных потоков ЭС рассмотрим выборки интервалов времен между последовательными поступлениями ЭС, измеренные, например, с точностью до секунды. Изза выбранной точности измерения в момент наблюдения может поступать сразу несколько ЭС. Рассматриваемые интервалы времен являются случайной величиной τ , распределенной по некоторому закону, который следует определить. Для нахождения этого закона требуется построить выборки значений случайной величины τ по данным, измеренным за каждый рабочий день некоторого месяца.

Методику нахождения закона распределения случайной величины τ опишем более подробно. По данным входного потока ЭС за некоторый день рассматривается выборка значений случайной величины τ объема N, по которой строится вариационный ряд

$$\frac{\tau_i}{n_i} \frac{\tau_1}{n_1} \frac{\tau_2}{n_2} \dots \frac{\tau_k}{n_k},\tag{1}$$

где $\tau_i - i$ -е значение случайной величины $\tau, \tau_1 < \tau_2 < \ldots < \tau_k$, с выборочными частотами $n_1, n_2, \ldots, n_k, N = n_1 + n_2 + \ldots + n_k$.

Далее, используя ряд (1), строится согласно определению эмпирическая функция распределения $F_e(t)$ по формуле

$$F_e(t) = \sum_{i=1}^k P\{\tau_i : \tau_i < t\} = \sum_{\{i: \ \tau_i < t\}} \frac{n_i}{N}$$
(2)

и рассчитывается выборочное среднее по формуле

¹Исследования проводятся в рамках выполнения работ по договору № 22/D о научнотехническом сотрудничестве между Гродненским государственным университетом имени Янки Купалы и Национальным банком Республики Беларусь от 29.01.2010

$$\bar{\tau} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{k} \tau_i n_i.$$
(3)

По виду графика эмпирической функции распределения определяется характер распределения случайной величины τ и предполагается вид теоретического закона распределения $F_{\tau}(t)$ с m параметрами.

Для теоретической функции распределения $F_{\tau}(t)$ проверяется гипотеза H_0 , которая заключается в том, что $F_{\tau}(t) = F_e(t)$, при конкурирующей гипотезе H_1 : $F_{\tau}(t) \neq F_e(t)$.

Для проверки гипотезы H_0 , согласно правилу Стерджеса [1, 2], разбивается диапазон наблюдаемых значений $[\tau_{\min}, \tau_{\max}]$ на $k = round(3.32 \lg N + 1)$ непересекающихся промежутков $[z_{i-1}, z_i)$, $i = \overline{1, k}$, где $z_0 < z_1 < \ldots < z_k$ – точки, соответствующие границам интервалов, причем $z_0 = \tau_{\min} - \frac{h}{2}$, $z_k = \tau_{\max} + \frac{h}{2}$, $h = \frac{\tau_{\max} - \tau_{\min}}{k}$ (функция round(x) округляет число x до ближайшего целого значения).

Для каждого i-го интервала находим эмпирические частоты $u_i = \sum_{\{z_{i-1} \leq \tau_i < z_i\}} n_i$

и теоретические вероятности $p_i = F_{\tau}(z_i) - F_{\tau}(z_{i-1})$, где $p_i > 0$ – теоретическая вероятность попадания значений случайной величины τ в *i*-й интервал. Далее строим статистику γ_N по формуле

$$\gamma_N = \sum_{i=1}^k \frac{(\nu_i - Np_i)^2}{Np_i} \ge 0.$$
(4)

При условии, что гипотеза H_0 верна, при $N \to \infty$ статистика γ_N имеет распределение χ^2 с (k-m-1) степенями свободы [2] и называется *хи-квадрат статистикой*.

Гипотеза H_0 принимается, если $\gamma_N \leq \Delta$ и отклоняется, если $\gamma_N > \Delta$, где пороговое значение $\Delta = \Delta(\varepsilon) = F_{\gamma}^{-1}(1-\varepsilon)$ – квантиль уровня $(1-\varepsilon)$ распределения $F_{\gamma}(u)$ [3]. Таким образом, если $\gamma_N \leq \Delta(\varepsilon)$, то с вероятностью $(1-\varepsilon)$ верна гипотеза H_0 .

Так как на интервале наблюдения из-за выбранной точности измерения (1c) входного потока от банка-отправителя может поступать в AC MBP сразу несколько ЭС, то нужно дополнительно найти закон распределения случайной величины η , значения которой равны числу ЭС, поступающих за интервал наблюдения в одну секунду. Для этого по полученной выборке объема N, аналогично как и для случайной величины τ , строится вариационный ряд и вычисляются вероятности $P_i = P\{\eta = \eta_i\} = \frac{l_i}{N}$, где l_i – частота появления значения η_i в выборке, рассчитыk

вается выборочное среднее $\bar{\eta} = \sum_{i=1}^{k} \eta_i P_i$.

2.2. Исследование входного потока ЭС от ПТК 1. По данным за некоторый день, измеренным с точностью до секунды, была получена выборка значений случайной величины τ объема N = 176 – число наблюдаемых значений. Для этой выборки был построен вариационный ряд (1), найдено выборочное среднее $\bar{\tau} =$

163,914 с и построена по формуле (2) эмпирическая функция распределения, график которой изображен на рис.1. Для построения графика использовался пакет эконометрического моделирования EViews 3.1.



Рис. 1. График эмпирической функции распределения $F_e(t)$

По графику виден экспоненциальный характер эмпирической функции распределения, поэтому в качестве теоретического закона распределения предполагаем экспоненциальный закон, функция распределения которого равна

$$F_{\tau}(t) = 1 - e^{-\lambda t},\tag{5}$$

где λ – параметр экспоненциального распределения, $\lambda = \frac{1}{\bar{\tau}} = \frac{1}{163,914} = 6,1 \times 10^{-3} (1/c)$ – интенсивность поступления.

Для построенной выборки минимальное значение равно $\tau_{\min} = 1c$, максимальное – $\tau_{\max} = 1$ 179 с, а число интервалов разбиения наблюдаемых значений k = 8 шириной h = 147,25 с. Для каждого интервала были найдены эмпирические частоты ν_i и теоретические вероятности p_i , $i = \overline{1, 8}$. Так как в качестве теоретической функции распределения была взята экспоненциальная функция распределения, то $p_i = F_{\tau}(z_i) - F_{\tau}(z_{i-1}) = e^{-\lambda z_{i-1}} - e^{-\lambda z_i}$.

Для построенного интервального ряда при проверке гипотезы о законе распределения значение статистики γ_N , построенной по формуле (4) для уровня значимости $\varepsilon = 0,05$, получилось равным 1,095, а ее критическое значение равно $\Delta(\varepsilon) = 7,815$. Таким образом, так как $\gamma_N \leq \Delta(\varepsilon)$, то с вероятностью 0,95 можно принять гипотезу об экспоненциальном законе распределения случайной величины τ .

Так как за интервал наблюдения в одну секунду может поступать сразу несколько ЭС, то был найден закон распределения случайной величины η , значения которой равны числу ЭС, поступающих за интервал наблюдения (1с). Для η была получена выборка объема N = 176, построен вариационный ряд и найдены вероятности P_i , $i = \overline{1, 31}$, вычислено выборочное среднее $\overline{\eta} = 11,528$ ЭС. **2.3.** Исследование входного потока ЭС от ПТК 2. По данным за некоторый день, измеренным с точностью до секунды, была получена выборка значений случайной величины τ объема N = 472. Для проверки гипотезы о законе распределения случайной величины τ для исследуемого вариационного ряда были найдены выборочное среднее $\bar{\tau} = 70, 62$ с, максимальное и минимальное значения случайной величины: $\tau_{\min} = 1$ с, $\tau_{\max} = 3409$ с, количество интервалов разбиения k = 10 и ширина интервала разбиения h = 34,08 с.



Рис. 2. График эмпирической функции распределения $F_e(t)$

Для каждого интервала найдены эмпирические частоты ν_i и теоретические вероятности p_i , построена эмпирическая функция распределения, рис. 2, по ее виду нельзя сделать однозначный вывод о законе распределения случайной величины τ , поэтому проверялось несколько гипотез: об экспоненциальном законе распределения, о гамма-распределении, о логарифмически нормальном распределении и распределении Вейбулла, так как графики функций распределений этих законов имеют схожий вид.

Проверим гипотезу о том, что случайная величина τ распределена по закону Вейбулла

$$F_{\tau}(x) = 1 - e^{-(x\Theta)^{\alpha}}.$$

Теоретические вероятности находятся по формуле $p_i = F_{\tau}(z_i) - F_{\tau}(z_{i-1}) = e^{-(z_{i-1}\Theta)^{\alpha}} - e^{-(z_i\Theta)^{\alpha}}$. Поскольку число параметров в распределении Вейбулла равно двум, то пороговое значение хи-квадрат статистики для уровня значимости $\varepsilon = 0,05$ с (k-3) степенями свободы, рассчитанное по формуле (4), равно $\gamma_N = 6,456 < \Delta(0,05) = 7,815$. Значит можно принять гипотезу о том, что случайная величина τ распределена по закону Вейбулла с параметрами $\alpha = 0,2, \Theta = \frac{\bar{\tau}}{\Gamma(1+\frac{1}{\alpha})} = 58,835$. Значение параметра α находилось из условия минимума статистики γ_N .

Был также найден закон распределения случайной величины η , значения которой равны числу ЭС, поступающих за интервал наблюдения (1 с). Аналогично как в предыдущем разделе для η была получена выборка объема N = 472, построен вариационный ряд и найдены вероятности P_i , $i = \overline{1,78}$, вычислено выборочное среднее $\overline{\eta} = 37,295$ ЭС.

3. ВЫВОДЫ

Результаты проведенных исследований показали, что интервалы времен между поступающими ЭС от разных банков распределены по различным законам, не всегда совпадающим с экспоненциальным.

Для дальнейшего моделирования прохождения ЭС в АС МБР кроме характеристик входных потоков ЭС следует установить законы обработки ЭС и определить функциональные зависимости технологических параметров прохождения ЭС на различных фазах их обработки в АС МБР. Отметим, что в [4, 5] рассматривались постановки некоторых подобных задач.

ЛИТЕРАТУРА

- 1. Закс Л. Статистическое оценивание. М.: Статистика, 1976.
- 2. Харин Ю. С., Малюгин В. И., Харин А. Ю. Эконометрическое моделирование. Мн.: БГУ, 2003.
- 3. Большов Л. Н., Смирнов Н. В. Таблицы математической статистики. М.: Наука, 1983.
- 4. Карпук А. А., Кищенко М. Г. О математическом моделировании систем межбанковских и межфилиальных расчетов // Технологии информатизации и управления: сб. научн. ст., Мн.: БГУ, 2009. С. 20–24.
- 5. Карпук А. А., Маталыцкий М. А. О математическом моделировании системы межбанковских расчетов // Устойчивое развитие экономики: состояние, проблемы, перспективы: материалы четвертой международной научно-практической конференции, Пинск: ПолесГу, 2010. С. 21–25.