

# ИНТЕГРАЛЬНАЯ ОЦЕНКА БЛИЗОСТИ НЕСТАЦИОНАРНЫХ И СТАЦИОНАРНЫХ ХАРАКТЕРИСТИК ПРОЦЕССА ОБСЛУЖИВАНИЯ

Боян Н. Димитров

**1. Введение.** — При исследований систем массового обслуживания обычно сталкиваемся со следующим явлением. Процесс обслуживания начинает в момент  $t_0=0$  при некоторых начальных условий (например, для одноканальных систем возможно у прибора ожидает некоторое число вызовов и прибор только начинает очередное (первое) обслуживание), которые очень существенны для определения разного рода нестационарных характеристик обслуживания. Если нагрузка системы  $\rho = \frac{a}{b}$  меньше единицы (здесь  $a$  есть среднее число поступающих,  $b$  — среднее число обслуженных вызовов за единицу времени) и вероятностный режим поступающего потока и дисциплина очереди не меняются со временем, то известно (см. монографию Б. В. Гнеденко и И. Н. Коваленко [2] или книгу А. Обретенова и др. [3]), что характеристики процесса обслуживания в момент времени  $t$  стремятся при  $t \rightarrow \infty$  к величинам, независящим от начальных условий. Эти предели принято называть стационарными характеристиками обслуживания и на практике по ним часто судят о работе системы даже на конечном интервале времени. При этом допускается ошибка, которую необходимо учитывать всякий раз, когда нестационарный режим заменяется стационарным. Один из возможных способов вычисления указанной ошибки приводится в настоящей статье.

Рассмотрим однолинейную систему массового обслуживания. Пусть  $P_0(t)$  вероятность того, что в момент  $t > 0$  система свободна от вызовов. Это характеристика абсолютного режима работы системы. Известно [2, 3], что если нагрузка  $\rho < 1$ , тогда при  $t \rightarrow \infty$  существует предел

$$\lim_{t \rightarrow \infty} P_0(t) = p_0.$$

Степень стремления разности

$$\delta(t) = P_0(t) - p_0$$

к нулю при  $t \rightarrow \infty$  характеризует скорость сходимости абсолютного состояния системы к стационарному режиму. Разность же

$$(1) \quad \Delta(T) = \int_0^T P_0(t) dt - p_0 T$$

характеризует ошибку, если мы на период времени  $[0, T]$  использовали характеристики стационарного режима вместо абсолютных характеристик.

Действительно, если положить  $\chi_{\text{абс}}(t)=1$ , когда система свободна от вызовов в момент  $t$ , и  $\chi_{\text{абс}}(t)=0$  в противном случае, и образуем такую же величину  $\chi_{\text{ст}}(t)$  для аналогичной системе (с теми же параметрами обслуживания), работающей в стационарном режиме, то легко

понять, что  $\int_0^T \chi_{\text{абс}}(t) dt$  и  $\int_0^T \chi_{\text{ст}}(t) dt$  дают доли времени, которое со-

ответствующая система провела на интервале  $[0, T]$  в бездействии. Тогда  $\Delta(T)$  есть не что иное, как математическое ожидание разности только что написанных двух величин, т. е.

$$\Delta(T) = E \left[ \int_0^T \chi_{\text{абс}}(t) dt - \int_0^T \chi_{\text{ст}}(t) dt \right].$$

Точно сосчитать  $\Delta(T)$  не всегда возможно, однако в многих случаях можно определять асимптотическое приближение для  $\Delta(T)$  при больших значениях аргумента  $T$ . Ниже мы демонстрируем эту возможность на двух частных случаев.

**2. Оценка  $\Delta(T)$  для системы  $M|G|1$  с абсолютно надежным прибором.** — Для простоты предположим, что при  $t_0=0$  система свободна от вызовов, т. е.  $\lim_{t \downarrow 0} P_0(t)=1$ . В книге [3] § 7. 4. для преобразования Лапласа

$$p_0(s) = \int_0^\infty e^{-st} P_0(t) dt$$

вероятности  $P_0(t)$  получено рекуррентное соотношение

$$(2) \quad sp_0(s) = \frac{s}{\lambda + s} + \frac{\lambda}{\lambda + s} \pi(s) sp_0(s),$$

где  $\lambda$  — параметр входящего потока вызовов, а  $\pi(s)$  — преобразование Лапласа — Стильеса функции распределения  $H(t)$  периода занятости прибора, определяемое из уравнения

$$(3) \quad \pi(s) = \beta(s + \lambda - \lambda \pi(s)).$$

Здесь обозначено  $\beta(s) = \int_0^\infty e^{-st} dB(t)$ , где  $B(t)$  — функция распределения длительности обслуживания отдельного вызова.

Нетрудно записать (2) в виде

$$(4) \quad p_0(s) = \frac{1}{s} - \lambda \left[ \frac{1}{s} - \frac{\pi(s)}{s} \right] p_0(s).$$

Однако в правую часть (4) стоят

$$\frac{1}{s} = \int_0^\infty 1 \cdot e^{-st} dt; \quad \frac{\pi(s)}{s} = \int_0^\infty e^{-st} \Pi(t) dt,$$

поэтому (4) эквивалентно интегральному уравнению для  $P_0(t)$  —

$$(5) \quad P_0(t) = 1 - \lambda \int_0^t [1 - \Pi(t-x)] P_0(x) dx.$$

Уравнение (5) представляет собой уравнением Вольтерра с замкнутым циклом (см. Приложение), следовательно его решение  $P_0(t)$  может быть записано в виде

$$P_0(t) = \sum_{n=1}^{\infty} (-\lambda)^n [1 - \Pi(t)]^{n*} + 1.$$

Ввиду того, что если  $\lambda \beta_1 < 1$ , то

$$-\lambda \int_0^\infty e^{-st} [1 - \Pi(t)] dt = -\frac{\lambda}{s} [1 - \pi(s)] \neq 1 \quad \text{при } \operatorname{Re} s \geq 0,$$

мы можем применить теорему, цитированную в Приложении, которая даст

$$\lim_{t \rightarrow \infty} P_0(t) = \frac{1}{1 - \lim_{s \downarrow 0} \left\{ \frac{\lambda}{s} [1 - \pi(s)] \right\}} = \frac{1}{1 - \lambda \pi'(0)}.$$

С помощью (3) подсчитываем последнее выражение —

$$\lim_{t \rightarrow \infty} P_0(t) = 1 - \rho,$$

где положено

$$\rho = \lambda \beta_1, \quad \beta_1 = -\beta'(0) = \int_0^\infty t dB(t).$$

Этот результат известен и получен другими способами в [3], гл. 7. Но теорема, приведенная в Приложении, помогает дать ответ на поставленную вначале задачу.

**Теорема 1.** Если второй момент времени обслуживания конечен, т. е. если

$$\beta_2 = \int_0^\infty t^2 dB(t) < \infty,$$

то

$$(6) \quad \lim_{T \rightarrow \infty} \left[ \int_0^T P_0(t) dt - (1-\rho)T \right] = \frac{\lambda \beta_2}{2(1-\rho)},$$

где  $\rho = \lambda \beta_1$  предположено меньше единицы.

*Доказательство.* Образуем функцию

$$(7) \quad F(T) = \int_0^T [P_0(t) - (1-\rho)] dt - C = \Delta(T) - C.$$

Если определить константу  $C$  таким образом, чтобы выполнялось  $F(T) \rightarrow 0$  при  $T \rightarrow \infty$ , то  $C$  будет предполагаемый предел разности (1). Однако  $P_0(t)$  удовлетворяет уравнению (5), откуда тождественными преобразованиями получаем

$$\begin{aligned} P_0(t) - (1-\rho) &= 1 - (1-\rho) - \lambda \int_0^t [1 - \Pi(x)] \cdot [P_0(t-x) - (1-\rho)] dx \\ &= \lambda(1-\rho) \int_0^t [1 - \Pi(x)] dx. \end{aligned}$$

Интегрируем это равенство в пределах от 0 до  $T$  и получаем

$$\begin{aligned} (8) \quad \Delta(T) &= \rho T - \lambda \int_0^T \left\{ \int_0^t [1 - \Pi(x)] [P_0(t-x) - (1-\rho)] dx \right\} dt \\ &= \lambda(1-\rho) \int_0^T \left\{ \int_0^t [1 - \Pi(x)] dx \right\} dt. \end{aligned}$$

В первом интеграле правой части меняем порядок интегрирования, а затем производим замену переменной  $t-x=y$  во внутреннем интеграле, вследствии чего доведем его к виду

$$\int_0^T \left\{ [1-\Pi(x)] \int_0^{T-x} [P_0(y) - (1-\rho)dy] \right\} dx = \int_0^T [1-\Pi(x)] \cdot \Delta(T-x) dx.$$

Таким образом (8) получает вид

$$\Delta(T) = \rho T - \lambda \int_0^T [1-\Pi(x)] \Delta(T-x) dx - \lambda(1-\rho) \int_0^T \left\{ \int_0^t [1-\Pi(x)] dx \right\} dt.$$

Отсюда с тождественными преобразованиями для определенного равенством (7)  $F(T)$  получаем интегральное уравнение

$$(9) \quad F(T) = R(T) - \lambda \int_0^T F(x) [1-\Pi(T-x)] dx,$$

где положено

$$(10) \quad R(T) = \rho T - C - \lambda(1-\rho) \int_0^T \int_0^t [1-\Pi(x)] dx dt - \lambda C \int_0^T [1-\Pi(t)] dt.$$

Так как условия для применимости теоремы из Приложения сводятся к тому, чтобы выполнялось

$$\frac{\lambda}{s} [1-\pi(s)] \neq -1 \quad \text{при } \operatorname{Re} s \geq 0,$$

которое очевидно имеет место при  $\lambda\beta_1 < 1$ , то предел  $F(T)$  при  $T \rightarrow \infty$  будет равняться нулю, если  $\lim_{T \rightarrow \infty} R(T) = 0$ . Последнее условие дает уравнение, откуда определяется требуемое значение константы  $C$ .

Легко видеть (с помощью (3)), что

$$(11) \quad \int_0^T [1-\Pi(t)] dt \xrightarrow{T \rightarrow \infty} \pi_1 = -\pi'(0) = \frac{\beta_1}{C(1-\rho)}.$$

Далее можем проверить, что

$$(12) \quad \begin{aligned} & \rho T - \lambda(1-\rho) \int_0^T \int_0^t [1-\Pi(x)] dx dt \\ &= \rho \left\{ T - \frac{1}{\pi_1} \int_0^T \int_0^t [1-\Pi(x)] dx dt \right\} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 &= \rho \int_0^T \left\{ 1 - \frac{1}{\pi_1} \int_0^t [1 - \Pi(x)] dx \right\} dt \\
 &= \rho \left\{ T \left[ 1 - \frac{1}{\pi_1} \int_0^T [1 - \Pi(t)] dt \right] + \frac{1}{\pi_1} \int_0^T t [1 - \Pi(t)] dt \right\}.
 \end{aligned}$$

Ввиду конечности второго момента  $\pi_2$  (это следует из (3), так как  $\beta_2 < \infty$ ) верны соотношения

$$(13) \quad \lim_{T \rightarrow \infty} T \left\{ 1 - \frac{1}{\pi_1} \int_0^T [1 - \Pi(t)] dt \right\} = 0$$

и

$$(14) \quad \lim_{T \rightarrow \infty} \int_0^T t [1 - \Pi(t)] dt = \frac{\pi_2}{2} = \frac{\beta_2}{2(1-\rho)^3}.$$

Имея в виду пределов (11)–(14) при переходе к пределу  $T \rightarrow \infty$  в (9), получим

$$(15) \quad \lim_{T \rightarrow \infty} R(T) = C(1 + \lambda \pi_1) + \rho \frac{\pi_2}{2\pi_1} = 0.$$

Отсюда видно, что если в (7) мы возьмем значение  $C = \frac{\lambda \beta_2}{2(1-\rho)}$  — решение уравнения (15), то с ростом  $T$   $F(T)$  будет стремиться к нулю. Теорема доказана.

**3. Оценка  $\Delta(T)$  для системы  $M:G, 1$  с прибором, ненадежным в свободном состоянии.** Во время обслуживания прибор абсолютно надежен. Выходы прибора из строя возможны лишь тогда, когда в системе нет вызовов. Если прибор простоявал время  $t$  (из-за отсутствия вызовов в системе), с вероятностью  $E(t)$  он мог выйти из строя, после чего сразу началось бы его восстановление, имеющее разпределение  $G(t)$ . Во время восстановления вызовы могут поступать, но они ждут до окончания восстановления, и лишь потом начинается их обслуживание. Времена „жизни“ прибора, его восстановления и длительности обслуживания отдельных вызовов независимы между собой.

Абсолютный режим работы этой системы характеризуется вероятностью  $P_0(t)$ , что в момент  $t$  прибор исправен и в системе вызовов нет. Если в момент  $t_0 = 0$  прибор находится в исправности и свободен от обслуживания, то в книге [3] § 8. З. доказано, что преобразование Лапласа вероятности  $P_0(t)$  задается формулой

$$(16) \quad p_0(s) = \frac{1}{s+\lambda} \left\{ 1 - \varepsilon(s+\lambda) \gamma(s+\lambda-\lambda\pi(s)) - \frac{\lambda}{s+\lambda} [1 - \varepsilon(s+\lambda)] \pi(s) \right\}^{-1},$$

где  $\lambda$  — параметр входящего потока,  $\varepsilon(s)$ ,  $\gamma(s)$  — преобразование Лапласа-Стильтеса функций  $E(t)$  и  $G(t)$  соответственно, а  $\pi(s)$  определяется из уравнения (3). Для  $p_0(s)$  из (16) нетрудно получить соотношение

$$(17) \quad p_0(s) = \frac{1}{s} - \frac{\varepsilon(s+\lambda)}{s} - \left\{ \lambda \left[ \frac{1}{s} - \frac{\pi(s)}{s} - \varepsilon(s+\lambda) \frac{\gamma(s+\lambda-\lambda\pi(s))}{s} + \varepsilon(s+\lambda) \frac{\pi(s)}{s} \right] - \varepsilon(s+\lambda) \gamma(s+\lambda-\lambda\pi(s)) \right\} p_0(s).$$

Однако функция  $\gamma(s+\lambda-\lambda\pi(s))$  есть преобразование Лапласа-Стильтеса некоторой функции распределения, которую мы обозначим через  $\tilde{G}(t)$ . В этом легко убедится, применив критерий Бернштейна (см. книгу В. Феллера [4], критерий 2 на стр. 507). Теперь заметим, что в правую часть (17) записаны величины

$$\begin{aligned} \frac{1}{s} - \frac{\varepsilon(s+\lambda)}{s} &= \int_0^\infty e^{-st} \left[ 1 - \int_0^t e^{-\lambda x} dE(x) \right] dt; \\ \frac{1}{s} - \frac{\pi(s)}{s} &= \int_0^\infty e^{-st} [1 - \Pi(t)] dt; \\ \varepsilon(s+\lambda) \left[ \frac{\pi(s)}{s} - \frac{\gamma(s+\lambda-\lambda\pi(s))}{s} \right] &= \int_0^\infty e^{-st} \left\{ \int_0^t e^{-\lambda x} [\Pi(t-x) - \tilde{G}(t-x)] dE(x) \right\} dt; \\ \varepsilon(s+\lambda) \gamma(s+\lambda-\lambda\pi(s)) &= \int_0^\infty e^{-st} \int_0^t e^{-\lambda x} d_t G(t-x) dE(x). \end{aligned}$$

Поэтому (17) эквивалентно интегральному уравнению

$$(18) \quad P_0(t) = 1 - \int_0^t e^{-\lambda x} dE(x) - \int_0^t K(t-x) P_0(x) dx,$$

где обозначено

$$\begin{aligned} k(t) = \lambda & \left\{ 1 - \Pi(t) + \int_0^t e^{-\lambda x} [\Pi(t-x) - \tilde{G}(t-x)] dE(x) \right\} \\ & - \int_0^t e^{-\lambda x} dt \tilde{G}(t-x) dE(x). \end{aligned}$$

Если положить

$$k(s) = \int_0^\infty e^{-st} k(t) dt,$$

тогда легко видеть, что

$$(19) \quad k(s) = \lambda \left[ \frac{1 - \pi(s)}{s} - \varepsilon(s+\lambda) \frac{\gamma(s+\lambda - \lambda\pi(s)) - \pi(s)}{s} \right] - \varepsilon(s+\lambda) \gamma(s+\lambda - \lambda\pi(s)).$$

Отсюда можно показать, что  $k(s) \neq -1$  в области  $\operatorname{Re}s \geq 0$ . Для этого достаточно доказать неравенство  $k(s) \neq -1$  для действительных значений параметра  $s$ . В самом деле, пусть  $s$  действительное число,  $s \geq 0$ . Тогда

$$\frac{1 - \pi(s)}{s} - \varepsilon(s+\lambda) \frac{\gamma(s+\lambda - \lambda\pi(s)) - \pi(s)}{s} \geq \frac{1}{s} \left[ 1 - \frac{\pi(s)}{s} \right] [1 - \varepsilon(s+\lambda)] \geq 0$$

и, так как  $\varepsilon(s+\lambda) \gamma(s+\lambda - \lambda\pi(s)) < 1$ , из (19) требуемое неравенство становится очевидным.

Теперь мы сможем воспользоваться уравнением (18) как в случае надежного прибора (см. предыдущий пункт). Это тоже уравнение Вольтерра с замкнутым циклом, а условия теоремы из Приложения выполнены. Проделав все как в предыдущем пункте, мы получим, что для рассматриваемой системы

$$\lim_{t \rightarrow \infty} p_0(t) = \frac{[1 - \varepsilon(\lambda)](1 - \rho)}{1 - \varepsilon(\lambda) + \lambda\varepsilon(\lambda)\gamma_1},$$

где положено

$$\rho = \lambda\beta_1, \quad \beta_1 = \int_0^\infty t dB(t), \quad \gamma_1 = \int_0^\infty t dG(t).$$

Затем увидим, что имеет место

**Теорема 2.** Если вторые моменты времени обслуживания и времени восстановления конечны, т. е. если

$$\beta_2 = \int_0^\infty t^2 dB(t) < \infty \quad \text{и} \quad \gamma_2 = \int_0^\infty t^2 dG(t) < \infty,$$

тогда

$$(20) \quad \lim_{T \rightarrow \infty} \left[ \int_0^T p_0(t) dt - \frac{[1 - \varepsilon(\lambda)](1 - \rho)}{1 - \varepsilon(\lambda) + \lambda \varepsilon(\lambda) \gamma_1} \cdot T \right] = \frac{1 - \varepsilon(\lambda)}{1 - \varepsilon(\lambda) + \lambda \varepsilon(\lambda) \gamma_1} \cdot \frac{\lambda \beta_2}{2(1 - \rho)} + \frac{\varepsilon(\lambda)[1 - \varepsilon(\lambda)][\lambda \gamma_2 - (1 - \rho) \gamma_1]}{[1 - \varepsilon(\lambda) + \lambda \varepsilon(\lambda) \gamma_1]^2}.$$

Эти результаты можно применять для систем обслуживания с  $r$  поступающими Пуассоновскими потоками и обслуживания с абсолютным приоритетом. Как показано в [3] § 9. 4., обслуживание вызовов более высокого приоритета (по сравнению с приоритетом вызовов  $k$ -го потока) условно можно считать выходом прибора из строя. Тогда  $P_0(t)$  будет вероятностью того, что в момент  $t$  прибор доступен для вызова потока с номером  $k$ , пришедшего в этот момент. Применяя результатов настоящего пункта к таким системам, нужно учитывать модификации распределения  $B(t)$  времени обслуживания, т. е. необходимо брать не  $B(t)$ , а распределение времени блокировки прибора вызовом потока  $k$ ; вместо  $E(t)$  берется распределение  $1 - e^{-(\lambda_1 + \dots + \lambda_{k-1})t}$ ; вместо  $G(t)$  — функция распределения периода занятости прибора обслуживанием вызовов более высокого приоритета, чем  $k$  —  $\Pi_{k-1}(t)$ .

Для систем типа  $M_r|G_r, 1$  и дисциплина обслуживания относительный приоритет (без прерывания начатого обслуживания), вероятность  $p_0(t)$  удовлетворяет соотношению (5), где на месте  $\lambda$  стоит  $\sigma = \lambda_1 + \dots + \lambda_r$ ; на месте  $\Pi(t)$  необходимо подставить  $\Pi_r(t)$  — распределение периода занятости прибора обслуживанием всех  $r$  потоков. Соответствующий результат перефразируется очевидным образом, чего мы делать не станем. Если в такой системе прибор ненадежен в свободном состоянии, тогда справедлив результат (20), где вместо  $B(t)$

необходимо взять смесь  $B(t) = \sum_{i=1}^r \frac{\lambda_i}{\sigma} B_i(t)$ ,  $B_i(t)$  — распределение времени обслуживания одного вызова потока  $i$ . Порядок обслуживания при дисциплин без прерывания не отражается на значение  $P_0(t)$ , так что полученные результаты остаются в силе также для итерационного порядка обслуживания, для случайного выбора, для чередования приоритетов и т. п. (см. [3], гл. 9.).

### Приложение

#### Уравнение

$$(1) \quad F(t) = G(t) + \int_0^t k(t-x) F(x) dx,$$

где  $G(t)$  и  $k(t)$  — известные функции, называется уравнением Вольтера с замкнутым циклом. Его ограниченное и измеримое решение  $F(t)$  определяется однозначно и задается формулой

$$F(t) = G(t) + \int_0^t G(t-x) Q(x) dx,$$

где функция  $Q(x)$  называется резолвентным ядром уравнения (1) и определяется выражениями

$$Q(x) = \sum_{k=1}^{\infty} K^{n_k}(x); \quad K^{n_k}(x) = \int_0^x K^{(n-1)_k}(x-u) K(u) du; \quad K_1(x) = K(x).$$

Следующая теорема описывает поведение решения  $F(t)$  на бесконечности и является следствием теорем XVII и XVIII из книги Н. Винера и Р. Пэли [1], стр. 92 и стр. 94.

**Теорема.** Если

$$(2) \quad \int_0^\infty e^{-sx} K(x) dx \neq 1 \quad \text{при } \operatorname{Re} s \geq 0$$

и

$$\lim_{t \rightarrow \infty} G(t) = \gamma,$$

то

$$\lim_{t \rightarrow \infty} F(t) = \frac{\gamma}{1 - \int_0^\infty K(x) dx},$$

причем если выполнено (2), тогда

$$\int_0^\infty K(x) dx = \lim_{s \downarrow 0} \int_0^\infty e^{-sx} K(x) dx.$$

## ЛИТЕРАТУРА

1. Винер, Н., Р. Пэли: Преобразование Фурье в комплексной области. Москва, 1964.
2. Гнеденко, Б. В., И. Н. Коваленко: Введение в теорию массового обслуживания. Москва, 1966.
3. Обретенов, А., Б. Н. Димитров, Е. А. Даниелян: Масово обслужване и приоритетни системи на обслужване. София, 1973 (в печати).
4. Феллер, В.: Введение в теорию вероятностей и ее приложения, т. II. Москва, 1967.

Постъпила на 13. XI. 1972 г.

AN INTEGRAL ESTIMATE OF THE VICINITY OF NONSTATIONARY  
AND STATIONARY CHARACTERISTICS  
OF THE QUEUEING PROCESS

B. N. Dimitrov

(SUMMARY)

Let  $P_0(t)$  be the probability that in time  $t$  (after starting the queueing process) the server is idle and in good repair (when the server could be with breakdowns).  $P_0(t)$  characterises the nonstationary (absolutely) regime of the system. If the ratio  $\rho = \frac{a}{b} < 1$  ( $a$  is the average number of arriving customers,  $b$  — the average number of served ones in a unit time interval) then  $\lim_{t \rightarrow \infty} P_0(t) = p_0$  exists and  $p_0$  characterises the stationary regime of the system. The difference

$$\delta(t) = P_0(t) - p_0 \quad (t \rightarrow \infty)$$

gives the speed of convergence of the absolute queueing process to its stationary regime. The quantity

$$\Delta(T) = \int_0^T \delta(t) dt = \int_0^T P_0(t) dt - p_0 T$$

could be considered as a measure of the error in case we use the stationary characteristics instead of the absolutely ones during the time interval  $[0, T]$ .

In the paper the behaviour of  $\Delta(T)$  when  $T \rightarrow \infty$  is studied for a system  $M:G:1$  in the following cases:

(i) of absolutely reliable server (theorem 1);

(ii) of server which is nonreliable if being idle (theorem 2).

The method applied make use of a Tauberian theorem for the Volterra's integral equation with closed cycle (see the Appendix).