

Provided for non-commercial research and educational use.
Not for reproduction, distribution or commercial use.

Serdica

Bulgariacae mathematicae
publicationes

Сердика

Българско математическо
списание

The attached copy is furnished for non-commercial research and education use only.
Authors are permitted to post this version of the article to their personal websites or institutional repositories and to share with other researchers in the form of electronic reprints.

Other uses, including reproduction and distribution, or selling or licensing copies, or posting to third party websites are prohibited.

For further information on
Serdica Bulgaricae Mathematicae Publicationes
and its new series Serdica Mathematical Journal
visit the website of the journal <http://www.math.bas.bg/~serdica>
or contact: Editorial Office
Serdica Mathematical Journal
Institute of Mathematics and Informatics
Bulgarian Academy of Sciences
Telephone: (+359-2)9792818, FAX:(+359-2)971-36-49
e-mail: serdica@math.bas.bg

GROSSE ABWEICHUNGEN DER WARTEZEIT BEIM GI/GI/I BEDIENUNGSSYSTEM MIT NICHT REKURRENTEM EINGANG

ELISAWETA I. PANTSCHewa

Einige frühere Ergebnisse des Autors aus der Theorie der grossen Abweichungen finden ihre Anwendung bei der Abschätzung des asymptotischen Verhaltens der Wartezeitverteilungsfunktion $W_n(x)$ für das Bedienungssystem GI/GI/I mit nicht rekurrentem Eingang.

Es sei t_n der Eintreffenzzeitpunkt der n -ten Forderung im Bedienungssystem (BS), η_n — die notwendige Bedienungszeit, und w_n — die entsprechende Wartezeit. Wir setzen $\tau_n \doteq t_n - t_{n-1}$, $\tau_n > 0$ und nehmen an, daß die Schlangendisziplin sei FIFO. Einfachheitshalber nehmen wir noch an, daß die erste Forderung im Zeitpunkt $t_1 = 0$ eintrifft, so daß ihre Wartezeit $w_1 = 0$ ist. Dann wird $\tau_1 = 0$, $\tau_2 = t_2$, $t_3 - t_2 = \tau_3$ u. s. w. Offensichtlich läßt die Wartezeit der n -ten Forderung die folgende Iterationsdarstellung zu:

$$(1) \quad w_n = \begin{cases} w_{n-1} + \eta_{n-1} - \tau_n, & \text{falls } w_{n-1} + \eta_{n-1} > \tau_n, \\ 0 & \text{sonst.} \end{cases}$$

Bezeichnen wir mit ξ_n die Zufallsgröße (z. G.) $\xi_n \doteq \eta_{n-1} - \tau_n$. Es sind $\xi_1 \doteq 0$, $\xi_2 = \eta_1 - t_2$, $\xi_3 = \eta_2 - \tau_3$ u. s. w. So nimmt (1) folgende Form an:

$$(1') \quad w_n = \begin{cases} w_{n-1} + \xi_n & \text{falls } w_{n-1} + \xi_n > 0, \\ 0 & \text{sonst.} \end{cases}$$

Wir können weiter im (1') w_{n-1} durch $\max(0, w_{n-2} + \xi_{n-1})$ ersetzen und dieselbe Prozedur $(n-1)$ -mal wiederholen, und so kommen wir zu einer Darstellung der Wartezeit w_n durch die z. G. ξ_1, \dots, ξ_n , und zwar zu:

$$w_n = \max(0, \xi_n, \xi_n + \xi_{n-1}, \dots, \xi_n + \dots + \xi_1).$$

Daraus folgt sofort:

$$W_n(x) \doteq P(w_n < x) = P(\xi_n < x, \xi_n + \xi_{n-1} < x, \dots, \xi_n + \dots + \xi_1 < x).$$

Die zufällige Folge (z. F.) $\{\xi_n\}_n$ nennen wir weiter Eingang des BS. Unser Ziel ist: die Bedingungen zu finden, unter denen man das asymptotische Verhalten der Wartezeit w_n durch dieses des Eingangs ξ_n ausdrücken kann. Für den Fall des rekurrenten Eingangs, d. h. ξ_n , $n=1, 2, \dots$, sind u. i. v. z. G., ist dieses Problem in [1] gelöst.

Zuerst wollen wir an einigen Definitionen und Ergebnisse aus [3] bezüglich der Wahrscheinlichkeit der grossen Abweichungen der Summen von z. G. erinnern. Es seien: $S_n = \sum_{k=1}^n \xi_k$, $R_n(t)$ — die momentenerzeugende Funktion von S_n , $R_n(t) = Ee^{tS_n}$, $m_n = ES_n$, $\rho_n(x)$ — die Chernoffsche Funktion von S_n , $\rho_n(x)$

$= \inf_t e^{-tx} R_n(t)$, Supp S_n — die kleinste abgeschlossene Menge $C \in \mathbb{R}_1$ mit $P(S_n \in C) = 1$. Wir nennen die z. F. $\{\xi_n\}$ H -regulär, falls sie die Hypothesen H_1 — H_3 erfüllt:

$H_1: R_n(t) < \infty, \forall n, \forall t \geq 0,$

$H_2: \sqrt[n]{R_n(t)} \xrightarrow{n} r(t), \forall t \geq 0,$

$H_3: \text{int}(\liminf_n (\text{Supp } S_n/n)) \neq \emptyset.$

Aus H_2 folgt, daß die folgende Grenze existiert:

$$m \doteq \lim_n \frac{1}{n} \mathbb{E} S_n = (\log r(t))'_{t=0},$$

und aus H_3 folgt: $r(t) > 0, \forall t \geq 0.$

Satz 1. Die z. F. $\{\xi_n\}$ sei H -regulär. Dann gilt für jedes $x \geq m$

(2) $\lim_n \sqrt[n]{P(S_n \geq nx)} = \inf \{e^{-tx} \cdot r(t) : t \geq 0\}.$

Die rechte Seite von (2) definiert die s. g. erweiterte Chernoffsche Funktion $\rho(x)$, der Analyse [4] gewidmet ist.

Wir kehren zum BS $GI/GI/1$ zurück. Für den Eingang des BS werden wir die folgenden Bedingungen voraussetzen:

B_1 : Die z. G. ξ_n seien unabhängig, nicht identisch verteilt.

B_2 : Die z. F. $\{\xi_n\}_n$ sei H -regulär.

B_3 : Konstanten $\delta > 0, \alpha < 0$, und n_0 existieren, so daß für jedes $n > n_0$ die Ungleichungen gelten

$$P\left(\frac{\xi_1 + \dots + \xi_n}{n} > \delta\right) > \frac{1}{n}, \frac{1}{n} \mathbb{E}(\xi_1 + \dots + \xi_n) \leq \alpha.$$

Definition. Zensierte Chernoffsche Funktion nennen wir die Funktion

$$\rho^*(x) = \inf \{e^{-tx} \cdot r(t) : t \geq t_0\},$$

wobei $t_0 > 0$ aus der Gleichung $r(t) = 1, t \neq 0$, bestimmt wird.

So eine t_0 existiert unter den gemachten Voraussetzungen immer, was im Lemma 1 gezeigt wird. Offensichtlich

$$\rho^*(x) = \begin{cases} \rho(x), & \text{für } x > (\log r(t))'_{t=t_0} \\ e^{-t_0 x}, & \text{für } 0 \leq x \leq (\log r(t))'_{t=t_0} \end{cases}$$

Satz 2. Unter den Bedingungen B_1 — B_3 gilt es für $x \geq 0$:

(3) $\lim_n \sqrt[n]{1 - W_n(nx)} = \rho^*(x).$

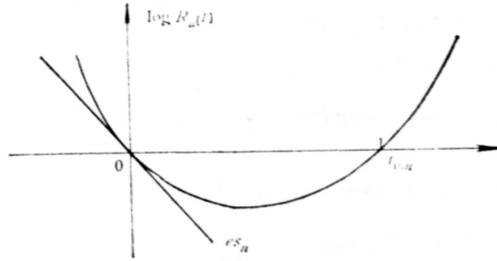
Für den Beweis benötigen wir einige Hilfsergebnisse, die mit Lemmas 1 und 2 gegeben werden.

Lemma 1. Es seien B_2 und B_3 erfüllt. Dann existieren eindeutig bestimmte reelle Zahlen $t_{0,n} > 0, t_0 > 0$, so daß

$$R_n(t_{0,n}) = 1, \quad r(t_0) = 1 \quad \text{und} \quad \lim_n t_{0,n} = t_0.$$

Beweis. Aus B_3 folgt, daß $n\delta \in \text{int Supp } S_n$, d. h. $\rho_n(n\delta) > 0$.
Folglich ist

$$R_n(t) = \sup \{ \rho_n(x) e^{tx} : x \in \text{conv Supp } S_n \} \geq \rho_n(n\delta) (e^{n\delta})^t.$$



Deshalb gelten:

$$(3) \quad \lim_{t \rightarrow \infty} R_n(t) = \infty$$

und

$$(4) \quad \lim_{t \rightarrow \infty} r(t) = \infty$$

Von den Funktionen $\log R_n(t)$ und $\log r(t)$ wissen wir noch, daß sie:

a) convexe Funktionen sind,

$$b) \quad \log R_n(0) = 0 = \log r(0),$$

$$c) \quad (\log R_n(t))'_{t=0} = \mathbf{E} S_n < 0, \quad (\log r(t))'_{t=0} \leq a < 0.$$

Es ist leicht zu sehen (vergleiche mit Abb. 1), daß $\log R_n$ und $\log r$ fallende Funktionen in einer ε -Umgebung der Null, $U_\varepsilon(0)$, sind. Daraus und aus (3) und (4) können wir schließen, daß eindeutig bestimmte positive Zahlen $t_{0,n}$ und t_0 existieren, so daß

$$d) \quad \log R_n(t_{0,n}) = \log r(t_0) = 0,$$

$$e) \quad (\log R_n(t))'_{t=t_{0,n}} > 0, \quad (\log r(t))'_{t=t_0} > 0$$

gelten, d. h. $\log R_n$ wächst in $U_\varepsilon(t_{0,n})$ und $\log r$ — in $U_\varepsilon(t_0)$.

Es bleibt noch zu zeigen, daß $t_{0,n} \xrightarrow[n]{} t_0$. Bezeichnen wir

$$m_n(t_{0,n}) \doteq \frac{1}{n} (\log R_n(t))'_{t=t_{0,n}} > 0,$$

$$m(t_0) \doteq (\log r(t))'_{t=t_0} > 0.$$

Wir wollen zuerst den Fall betrachten:

$$i) \quad t_0 > t_{0,n}.$$

Aus der Subgradientenungleichung für convexe Funktionen, für $1/n \log R_n$ haben wir

$$(5) \quad \frac{1}{n} \log R_n(t_0) \geq \frac{1}{n} \log R_n(t_{0,n}) + m_n(t_{0,n})(t_0 - t_{0,n}) = m_n(t_{0,n})(t_0 - t_{0,n}) > 0.$$

Aus H_2 folgt: $m_n(t_0) \xrightarrow[n]{>} m(t_0) > 0$ (Th. 25.7 aus 5), d. h. für genügend großes n ist auch $m_n(t_0) > 0$. Es ist möglich solche Konstanten a und $n_0(a)$ zu finden, daß $t_0 - a < t_{0,n}$ und sogleich $t_0 - a$ in dem Intervall liegt, wo $\log R_n(t)$ (für $n > n_0(a)$) und $\log r(t)$ wachsende Funktionen sind. Dann bekommt man aus der Eigenschaft „convex“: $m_n(t_0 - a) < m_n(t_{0,n})$. Aber $m_n(t_0 - a) \xrightarrow[n]{>} m(t_0 - a) > 0$ und für genügend großes n :

$$0 < \frac{1}{2} m(t_0 - a) < m_n(t_0 - a).$$

Wir wollen dies in (5) einsetzen. Nach Grenzübergang in n bekommen wir

$$0 \geq \frac{1}{2} m(t_0 - a) \lim_n (t_0 - t_{0,n}),$$

was möglich ist nur wenn $t_0 = \lim_n t_{0,n}$.

ii) $t_0 < t_{0,n}$

In diesem Fall werden wir die Ungleichung benutzen:

$$(6) \quad \frac{1}{n} \log R_n(t_{0,n}) \geq \frac{1}{n} \log R_n(t_0) + m_n(t_0)(t_{0,n} - t_0).$$

Aus H_2 und hieraus bekommt man nach Grenzübergang in n

$$0 \geq m(t_0) \lim_n (t_{0,n} - t_0), \text{ d. h. } \lim_n t_{0,n} = t_0.$$

Somit ist Lemma 1 bewiesen.

Für die Verteilungsfunktion (V. F.) $W_n(x)$ benötigen wir noch eine Art Bernsteinsche Ungleichung:

Lemma 2. Unter den Bedingungen $B_1 - B_3$ gilt es für $x \geq 0$ und $t \geq t_{0,n}$:

$$(7) \quad 1 - W_n(x) \leq R_n(t) e^{-tx}.$$

Beweis. Die V. F. von ξ_n sei $V_n(x)$. Aus B_1 und aus der Darstellung (1') läßt sich schließen (wie z. B. in [2]), daß für $W_n(x)$ die Lindleysche Integralgleichung gilt:

$$W_n(x) = P(w_{n-1} + \xi_n < x) = \int_{-\infty}^x W_{n-1}(x-y) dV_n(x).$$

Wir wollen (7) induktiv beweisen:

$n=1$: $1 - P(w_1 < x) = 0$, und gleichzeitig $e^{-tx} \cdot Ee^{t\xi_1} > 0$, da $w_1 = \xi_1 = 0$ ist, d. h. (7) gilt.

$n=2$: $\forall x \geq 0$ $W_1(x) = 1$, deshalb

$$1 - W_2(x) = 1 - \int_{-\infty}^x W_1(x-y) dV_2(y) = 1 - V_2(x).$$

Auf Grund der Markoffsche Ungleichung bekommt man $1 - V_2(x) \leq e^{-tx} Ee^{t\xi_2}$, d. h. (7) gilt wieder. Nehmen wir jetzt an, daß (7) für ein fixiertes n gilt. Wir zeigen, daß dasselbe auch für $n+1$ erfüllt wird:

$$\begin{aligned} 1 - W_{n+1}(x) &= 1 - \int_{-\infty}^x W_n(x-y) dV_{n+1}(y) \\ &= \int_{-\infty}^x [1 - W_n(x-y)] dV_{n+1}(y) + (1 - V_{n+1}(x)) \\ &\leq \int_{-\infty}^x R_n(t) e^{-t(x-y)} dV_{n+1}(y) + (1 - V_{n+1}(x)) \\ &= R_{n+1}(t) e^{-tx} + (1 - V_{n+1}(x)) - R_n(t) \int_x^{\infty} e^{-t(x-y)} dV_{n+1}(y) \\ &\leq R_{n+1}(t) e^{-tx} + (1 - V_{n+1}(x))(1 - R_n(t)) \leq R_{n+1}(t) e^{-tx} \end{aligned}$$

da $1 - V_{n+1}(x) \leq 0$, und $1 - R_n(t) \leq 0$ für $t \geq t_{0,n}$. Damit ist Lemma 2 bewiesen. Jetzt sind wir in der Lage, Satz 2 zu beweisen.

Beweis des Satzes 2. Aus der Bernsteinsche Ungleichung (7) folgt es für $x \geq 0$, daß $\sqrt[n]{1 - W_n(nx)} \leq e^{-xt} \cdot \sqrt[n]{R_n(t)}$, $\forall t \geq t_{0,n}$. Deshalb haben wir weiter

$$\lim_n \sqrt[n]{1 - W_n(nx)} \leq e^{-xt} \cdot r(t), \quad \forall t > t_0,$$

woraus offensichtlich die Abschätzung von oben gilt

$$(8) \quad \lim_n \sqrt[n]{1 - W_n(nx)} \leq \begin{cases} \inf (e^{-tx} \cdot r(t) : t > t_0) = \rho(x), & \text{für } x > m(t_0), \\ e^{-t_0 x}, & \text{für } x \leq m(t_0). \end{cases}$$

Die rechte Seite der Ungleichung (8) ist genau gleich $\rho^*(x)$. Andererseits haben wir die Ungleichung

$$\begin{aligned} 1 - W_n(nx) &= P(\max_{1 \leq k \leq n} \xi_k + \dots + \xi_n \geq nx) \\ &\geq P(\xi_1 + \dots + \xi_n \geq nx) = 1 - \mathcal{S}_n(nx) \end{aligned}$$

wo $\mathcal{S}_n(x)$ die V. F. von S_n ist. Unter Berücksichtigung von B_2 , genauer — vom Satz 1, bekommen wir

$$\lim_n \sqrt[n]{1 - W_n(nx)} \geq \lim_n \sqrt[n]{1 - \mathcal{S}_n(nx)} = \rho(x),$$

für jedes $x \geq 0$, speziell auch für $x > m(t_0)$. Es bleibt noch zu zeigen:

$$\lim_n \sqrt[n]{1 - W_n(nx)} \geq e^{-xt_0}, \quad \text{für } x \leq m(t_0).$$

Mit $t_{x,n}$ bezeichnen wir die Lösung der Differentialgleichung $(\log R_n(t))' = nx$. Da $x \geq 0 > \mathbb{E}S_n$, folgt es aus den Eigenschaften der klassischen Chernoffschen Funktion, daß $t_{x,n} > 0$ ist. Wegen H_2 existiert $\lim_n t_{x,n} = t_x$ mit $t_x \leq t_0$ für $x \leq m(t_0)$. Dann gilt die Abschätzung von unten:

$$\begin{aligned} \lim_n \sqrt[n]{1 - W_n(nx)} &\geq \lim_n \sqrt[n]{e^{-nxt_{x,n}} R_n(t_{x,n})} \\ &\geq \lim_n \left(\int_0^\infty e^{tx, n(S_n - nx)} dP_n \right)^{1/n} \geq \lim_n (e^{-nxt_{x,n}} \mathbf{P}(S_n \geq 0))^{1/n} \\ &\geq \lim_n e^{-xt_{x,n}} (1/n)^{1/n} = e^{-xt_x} \geq e^{-xt_0}. \end{aligned}$$

Somit bekommt man

$$(9) \quad \lim_n \sqrt[n]{1 - W_n(nx)} \geq \rho^*(x).$$

Also, aus (8) und (9) folgt schließlich das Grenzverhältnis (3), w. z. b. w.

Die Größe $1 - W_n(nx)$ drückt die Wahrscheinlichkeit der großen Abweichungen der Wartezeit W_n aus, die eine innere Charakteristik des Bedienungsprozesses ist. Die Größe $\rho^*(x) = \inf \{ e^{-tx} \cdot r(t) : t \geq t_0 \}$ mit $r(t) = \lim_n \sqrt[n]{\mathbb{E} e^{t \sum_{i=1}^n (\eta_i - \tau_{i+1})}}$ ist eine asymptotische Charakteristik, bestimmt durch die Folgen der Bedienungszeiten $\{\eta_i\}_i$ und der Pausenzeiten $\{\tau_i\}_i$. Deshalb drückt Satz 2 einen objektiven Zusammenhang zwischen den Bedienungs- und Eingangsprozessen aus.

LITERATUR

1. P. Bartfai. Large deviations in the queueing theory. *Periodika Math. Hungarica*, **2**, 1972, 165—172.
2. D. V. Lindley. The theory of queues with a single server. *Proc. Camb. Phil. Soc.*, **48**, 1952, 277—289.
3. E. PANTSCHewa. Rao-Bahadursches Theorem für die grossen Abweichungen bei unabhängigen und nicht identisch verteilten Zufallsgrößen. *Serdica*, **3**, 1977, 89—93.
4. E. Панчева. Теорема за големите отклонения на суми от случайни вектори. *ММО*, 1982, 417—421.
5. Р. Рокафеллар. Выпуклый анализ. Москва, 1973.

Centre for Mathematics and Mechanics
Sofia 1090 P. O. Box 373

Eingegangen am 21. 11. 1983