

## سرویس تکمیلی به برخی از متقاضیان در صف M/G/1 با نوعی محدودیت

محمد حنیف اسدی خانوکی<sup>۱</sup>      غلامحسین شاهکار<sup>۲</sup>

### چکیده

در بخش کنترل کیفیت کارخانه‌ها تولیدات معیوب برای رفع عیب به خط تولید ارجاع می‌شوند. در این مقاله با فرض اینکه فرآیند ساخت از یک مدل صف‌بندی  $M/G/1$  متابعت می‌کند، فرض می‌کنیم که اقلام ساخته شده پس از ساخت (دریافت سرویس اول) با احتمال مثلاً  $p$  به سرویس دوم احتیاج پیدا می‌کنند و اقلام نیازمند سرویس دوم را در انباری ذخیره کرده و در زمانی مناسب، به آنها سرویس تکمیلی داده و پس از اخذ سرویس دوم از سیستم خارج می‌شوند.

صالحی‌راد<sup>۳</sup> در مراجع [۵]، [۶] و [۱] این مدل را تحت سه خط‌مشی مختلف مورد بررسی قرار داده است. در این مقاله خط‌مشی دیگری را در نظر می‌گیریم بدین طریق که وقتی سرویس‌دهنده مشغول سرویس‌دهی در صف دوم (صف متقاضیان سرویس دوم) است و تعداد متقاضیان صف اصلی به حدنصاب  $M$  برسد، سرویس‌دهنده ملزم به تعطیل کردن بچه سرویس صف دوم شده و به صف اصلی برمی‌گردد و پس از تکمیل سرویس تمام متقاضیان صف اصلی به صف دوم می‌رود. در این مقاله برای مدل تعریف شده بعد از مدل‌بندی ریاضی، تابع مولد احتمال اندازه سیستم و میانگین اندازه سیستم محاسبه شده است و در پایان روش انتخاب  $M$  بهینه ارائه شده است.

**واژه‌های کلیدی:** صف، زنجیر مارکوف، تابع مولد احتمال، دوره اشتغال و تبدیل لاپلاس-استیلتیس

### ۱. مقدمه

(صف اصلی) با احتمال  $p$  نیاز به سرویس دیگری پیدا می‌کند و وارد صف دوم (صف فرعی) می‌شود.

مدت زمان‌های سرویس‌دهی در صف اول و صف دوم برای هر متقاضی، متغیرهای تصادفی  $S$  و  $\tilde{S}$  با توزیع احتمال کلی  $B_1(s)$  و  $B_2(\tilde{s})$ ، با واریانس و میانگین  $\tau_1, \mu_1$  و  $\tau_2, \mu_2$ ، می‌باشند. ضمناً

$B_1^*(s)$  و  $B_2^*(\tilde{s})$  تبدیلات لاپلاس-استیلتیس  $B_1(s)$  و  $B_2(\tilde{s})$  هستند. بنابراین زمان سرویس به هر متقاضی را که با  $S_t$  نمایش می‌دهیم، برابر با  $S_t = S + \tilde{S}I_F$  است. که در آن  $I_F$  تابع مشخصه زیر می‌باشد

$$I_F = \begin{cases} 0 & : \text{اگر متقاضی نیاز به سرویس مجدد نداشته باشد} \\ 1 & : \text{اگر متقاضی نیاز به سرویس مجدد داشته باشد} \end{cases} \quad (1)$$

در این مدل تعداد متقاضیان در صف اول در زمان سرویس  $n$ امین متقاضی، با  $X_n$  و تعداد متقاضیان در صف دوم در زمان سرویس  $n$ امین متقاضی، با  $Y_n$  نمایش داده شده‌اند. به این ترتیب یک زنجیر مارکوف دوبعدی به شکل  $\{(X_n, Y_n)\}_{n=1}^{\infty}$  حاصل می‌گردد.

در کارخانه‌ها معمولاً واحدی برای نظارت بر تولید با نام کنترل کیفیت وجود دارد که اگر کیفیت کالاها تولید شده در حد مطلوب نباشد، برای رساندن کیفیت تولیدات به حد مطلوب آنها را به واحد تولید برمی‌گرداند. در این مقاله برای نوعی محدودیت مفروض (محدودیت تعریف شده در بخش اول) مدل صف‌بندی ارائه می‌گردد و سپس پارامترهای مدل برآورد می‌شوند. دو مورد از مهمترین کاربردهای این مدل عبارتند از اینکه:

- از این مدل می‌توان متوسط حجم انبار مورد نیاز برای قطعات را بدست آورد و بر این اساس برنامه‌ریزی نمود.

- در این مدل می‌توان محدودیت‌های تعریف شده را به صورتی در نظر گرفت که در کرائی و هزینه، بهینه‌سازی صورت پذیرد.

### ۲. معرفی مدل

در این مقاله نوعی از یک مدل صف‌بندی  $M/G/1$  مورد بررسی قرار می‌گیرد، که ورودی آن دارای توزیع پواسون با نرخ ورود  $\lambda$  است؛ در این مدل هر متقاضی بعد از دریافت سرویس اول در صف اول

۱- دانشگاه آزاد اسلامی واحد مشهد

۲- دانشگاه فردوسی مشهد

۳- Salehi rad

صف دوم تعداد مراجعین به صف اول از  $M$  متقاضی کمتر باشد  
 ( $X_n = 0, Y_n \geq 0, \sum_{i=1}^{Y_n} \tilde{A}_i < M$ )، آنگاه بعد از اتمام سرویس تمام  
 متقاضیان صف دوم، سرویس دهنده به صف اول می‌رود و متقاضیان  
 صف اول را سرویس‌دهی می‌کند و اگر صف دوم خالی باشد و در  
 زمان سرویس در صف دوم بیشتر از  $M$  متقاضی به صف اصلی وارد  
 شوند ( $X_n = 0, Y_n \geq 0, \sum_{i=1}^{Y_n} \tilde{A}_i \geq M$ ) آنگاه سرویس‌دهنده زمانی که  
 حجم صف اول برابر یا متجاوز بر  $M$  متقاضی شود، سرویس‌دهی به  
 متقاضیان صف دوم را رها می‌کند و به صف اول می‌رود و در این  
 زمان تعداد  $\sum_{i=1}^{\tilde{K}} \tilde{A}_i$  متقاضی به صف اول اضافه می‌شوند و در زمان  
 سرویس‌دهی به  $n$  امین متقاضی نیز تعداد  $A$  متقاضی دیگر به این  
 صف اضافه می‌شوند و  $n$  امین متقاضی از صف اول خارج می‌شود و  
 اگر نیازمند دریافت سرویس دوم باشد به صف دوم عزیمت می‌کند و  
 همچنین از صف دوم نیز تعداد  $\tilde{K}$  متقاضی کم می‌شوند.

لم ۱. در مدل صف‌بندی M/G/1، احتمال اینکه بعد از سرویس  $i$   
 متقاضی، تعداد متقاضیان وارد شده به صف در این زمان برای اولین  
 بار برابر یا بیشتر از  $M$  متقاضی شود، برابر است با:

$$\Pr(K=i) = \int_0^{\infty} \sum_{l=0}^{M-1} \left[ \frac{e^{-\lambda i s} (\lambda(i-1)s)^l}{l!} \sum_{r=M-l}^{\infty} \frac{(\lambda s)^r}{r!} \right] dB(s) \quad (3)$$

برهان: احتمال اینکه تعداد ورودی‌ها به صف در زمان سرویس  $i$   
 متقاضی برای اولین بار برابر یا بیشتر از  $M$  متقاضی شود، برابر با  
 احتمال این است که در زمان سرویس  $i-1$  متقاضی تعداد  $l$   
 متقاضی ( $l < M$ ) به صف اضافه شوند و در زمان سرویس  $i$  امین  
 متقاضی تعداد بیش از  $M-l$  متقاضی به صف مراجعت کنند، لذا  
 خواهیم داشت:

$$\begin{aligned} \Pr(K=i) &= \sum_{l=0}^{M-1} \left( \Pr\left(\sum_{j=1}^{i-1} A_j = l\right) \Pr(A \geq M-l) \right) \\ &= \sum_{l=0}^{M-1} \left[ \Pr\left(\sum_{j=1}^{i-1} A_j = l\right) \sum_{r=M-l}^{\infty} \frac{e^{-\lambda S} (\lambda S)^r}{r!} \right] \\ &= \sum_{l=0}^{M-1} \left[ \frac{e^{-\lambda(i-1)S} (\lambda(i-1)S)^l}{l!} \sum_{r=M-l}^{\infty} \frac{e^{-\lambda S} (\lambda S)^r}{r!} \right] \\ &= \sum_{l=0}^{M-1} \left[ \frac{e^{-\lambda i S} (\lambda(i-1)S)^l}{l!} \sum_{r=M-l}^{\infty} \frac{(\lambda S)^r}{r!} \right] \end{aligned}$$

در این مدل هر متقاضی بعد از دریافت سرویس اول اگر نیاز به  
 سرویس تکمیلی داشته باشد به صف دوم عزیمت می‌کند و سرویس  
 دهنده پس از تکمیل سرویس تمام متقاضیان صف اول (خالی شدن  
 صف اول)، به صف دوم می‌رود و سرویس‌دهی به متقاضیان صف دوم  
 را شروع می‌کند. اگر سرویس‌دهنده در حال سرویس‌دهی به مشتریان  
 در صف دوم باشد و طول صف اول، بعد از سرویس مثلاً  $i$  متقاضی  
 در صف دوم، برابر یا بیشتر از  $M$  متقاضی شود سرویس دهنده در هر  
 صورت سرویس‌دهی در صف دوم را تعطیل کرده، به صف اول می‌رود  
 و سرویس‌دهی به متقاضیان صف اول را تا زمان خالی شدن این صف  
 ادامه می‌دهد. در این مدل سرویس‌دهنده در زمان خالی شدن  
 صف دوم به صف اول می‌رود و شروع به سرویس متقاضیان صف اصلی  
 می‌کند ولی اگر صف اصلی خالی باشد تا زمان رسیدن اولین متقاضی  
 به صف اصلی بیکار می‌ماند [۲].

### ۳. مدل بندی ریاضی صف

با فرض اینکه

$$\tilde{K} = \min \left( r, \sum_{i=1}^r \tilde{A}_i \geq M \right)$$

و

$$(a-)^+ = \max \{0, a-1\}$$

است زنجیر مارکوف دو بعدی زیر را می‌توان به عنوان اندازه  
 سیستم در زمان  $t_n$  (زمان سرویس  $n$  امین متقاضی)، در نظر گرفت:

$$\begin{aligned} \begin{pmatrix} X_{n+1} \\ Y_{n+1} \end{pmatrix} &= \begin{cases} \begin{pmatrix} X_n + A - 1 \\ Y_n + I_F \end{pmatrix}; X_n > 0, Y_n \geq 0 \\ \begin{pmatrix} A + \left[ \sum_{i=1}^{Y_n} \tilde{A}_i - 1 \right]_+ \\ I_F \end{pmatrix}; X_n = 0, Y_n \geq 0, \sum_{i=1}^{Y_n} \tilde{A}_i < M \\ \begin{pmatrix} \tilde{K} \\ A + \sum_{i=1}^{\tilde{K}} \tilde{A}_i - 1 \\ Y_n - \tilde{K} + I_F \end{pmatrix}; X_n = 0, Y_n \geq 0, \sum_{i=1}^{Y_n} \tilde{A}_i \geq M \end{cases} \end{aligned} \quad (2)$$

در این خط‌مشی اگر صف اول خالی نباشد در زمان سرویس هر  
 متقاضی،  $A$  متقاضی به صف اول اضافه شده و متقاضی در حال  
 دریافت سرویس، از صف اول کم می‌شود و اگر این متقاضی نیاز به  
 سرویس دوم داشته باشد یک متقاضی به صف دوم اضافه می‌شود. ولی  
 اگر سرویس‌دهنده در حال سرویس‌دهی به متقاضیان در صف دوم  
 باشد (صف اول خالی شود) و در زمان سرویس‌دهی به متقاضیان

$$\begin{aligned}
 P(u, v) &= (1-p)E\left(u^{X_n+A-1}v^{Y_n}I_{\{X_n>0, Y_n\geq 0\}}\right) \\
 &+ pE\left(u^{X_n+A-1}v^{Y_n+1}I_{\{X_n>0, Y_n\geq 0\}}\right) \\
 &+ (1-p)E\left(u^{\left[\sum_{i=1}^{Y_n} \tilde{A}_i-1\right]_+ + A} I_{C_1}\right) + pE\left(u^{\left[\sum_{i=1}^{Y_n} \tilde{A}_i-1\right]_+ + A} v I_{C_1}\right) \\
 &+ (1-p)E\left(u^{\left[\sum_{i=1}^K \tilde{A}_i+A-1\right]} v^{Y_n-K} I_{C_2}\right) + pE\left(u^{\left[\sum_{i=1}^K \tilde{A}_i+A-1\right]} v^{Y_n-K+1} I_{C_2}\right)
 \end{aligned}$$

که در آن

$$C_1 = \{X_n = 0, Y_n \geq 0, \sum_{i=1}^{Y_n} \tilde{A}_i < M\}$$

و

$$C_2 = \{X_n = 0, Y_n \geq 0, \sum_{i=1}^{Y_n} \tilde{A}_i \geq M\}$$

است.

از آنجا که توزیع ورود متقاضیان به صف اصلی، از توزیع‌های سرویس و تعداد متقاضیان در سیستم مستقل است، می‌توانیم از عبارت  $E[u^A]$  فاکتورگیری کنیم و با استفاده از اینکه  $E[u^A] = B_1^*[\lambda(1-u)]$  است، [۴]، [۳] را ببینید) داریم:

$$\begin{aligned}
 P(u, v) &= \frac{B_1^*[\lambda(1-u)]}{u} \left[ (1-p)E\left(u^{X_n}v^{Y_n}I_{\{X_n>0, Y_n\geq 0\}}\right) \right. \\
 &- (1-p)E\left(u^{X_n}v^{Y_n}I_{\{X_n=0, Y_n\geq 0\}}\right) \\
 &+ p v E\left(u^{X_n}v^{Y_n}I_{\{X_n>0, Y_n\geq 0\}}\right) - p v E\left(u^{X_n}v^{Y_n}I_{\{X_n=0, Y_n\geq 0\}}\right) \Big] Q_M(u, v, p, \lambda) = \\
 &+ (1-p)E\left(u^{\left[\sum_{i=1}^{Y_n} \tilde{A}_i-1\right]_+ + A} I_{C_1}\right) + p v E\left(u^{\left[\sum_{i=1}^{Y_n} \tilde{A}_i-1\right]_+ + A} I_{C_1}\right) \\
 &+ (1-p)E\left(u^{\left[\sum_{i=1}^K \tilde{A}_i+A-1\right]} v^{Y_n-K} I_{C_2}\right) + p v E\left(u^{\left[\sum_{i=1}^K \tilde{A}_i+A-1\right]} v^{Y_n-K} I_{C_2}\right)
 \end{aligned}$$

و چون در حالت پایا هستیم، امیدهای ریاضی در جملات اول و سوم همان  $P(u, v)$  هستند.

حال با شرطی کردن رابطه خواهیم داشت:

$$\begin{aligned}
 \Pr(K=i) &= E[\Pr(K=i | S=s)] \\
 &= E\left[\sum_{l=0}^{M-1} \left[ \frac{e^{-\lambda i s} (\lambda(i-1)S)^l}{l!} \sum_{r=M-l}^{\infty} \frac{(\lambda S)^r}{r!} \right]\right] \\
 \Pr(K=i) &= \int_0^{\infty} \sum_{l=0}^{M-1} \left[ \frac{e^{-\lambda i s} (\lambda(i-1)s)^l}{l!} \sum_{r=M-l}^{\infty} \frac{(\lambda s)^r}{r!} \right] dB(s)
 \end{aligned}$$

و اثبات کامل است.

#### ۴. تابع مولد احتمال اندازه سیستم

قضیه ۱. تحت شرایط مدل، تابع مولد احتمال توام اندازه سیستم در حالت پایا برابر است با:

$$\begin{aligned}
 P(u, v) &= \frac{(1-p+pv)B_1^*[\lambda(1-u)]}{(1-p+pv)B_1^*[\lambda(1-u)]-u} [\psi(1-p+pv) \\
 &- G_M^*(u, p, \lambda) + (1-u)G_M^*(0, p, \lambda) + Q_M(u, v, p, \lambda)] \pi_{0,0}^{IV}
 \end{aligned} \tag{۴}$$

که در آن:

$$\psi(1-p+pv) = E[v^{Y_n} I_{\{Y_n \geq 0\}} | X_n = 0] \tag{۵}$$

$$R_M(v) = E\left[v^{Y_n} I_{\{Y_n \geq 0, \sum_{i=1}^{Y_n} \tilde{A}_i < M\}} | X_n = 0\right] \tag{۶}$$

$$G_M^*(u, p, \lambda) = R_M(B_1^*[\lambda(1-u)]) \tag{۷}$$

$$Q_M(u, v, p, \lambda) = E\left[v^{Y_n} \left[ \sum_{i=1}^{Y_n} \left( \frac{B_1^*(\lambda(1-u))}{v} \right)^i \Pr(\tilde{K}=i) \right] I_{\{Y_n \geq 0, \sum_{i=1}^{Y_n} \tilde{A}_i \geq M\}} | X_n = 0\right] \tag{۸}$$

$$\pi_{0,0}^{IV} = \Pr(X_n = 0) \tag{۹}$$

$$\Pr(K=i) = \int_0^{\infty} \sum_{l=0}^{M-1} \left[ \frac{e^{-\lambda i \tilde{s}} (\lambda(i-1)\tilde{s})^l}{l!} \sum_{r=M-l}^{\infty} \frac{(\lambda \tilde{s})^r}{r!} \right] dB_{\tilde{v}}(\tilde{s}) \tag{۱۰}$$

برهان: بنا به تعریف تابع مولد احتمال و با استفاده از رابطه (۱) داریم:

$$= E \left( E(u^{-\sum_{i=1}^K \tilde{A}_i} v^{Y_n - \tilde{K}} I_{\{Y_n \geq 0, \sum_{i=1}^K \tilde{A}_i \geq M\}} | X_n = 0, \tilde{K}) \right) \pi_{\bullet\bullet}^{IV}$$

$$= E \left( \left( E(u^{\tilde{A}_i}) \right)^{\tilde{K}} v^{Y_n - \tilde{K}} I_{\{Y_n \geq 0, \sum_{i=1}^K \tilde{A}_i \geq M\}} | X_n = 0 \right) \pi_{\bullet\bullet}^{IV}$$

و با استفاده از  $E[u^{\tilde{A}}] = B_r^*[\lambda(1-u)]$  و شرطی کردن رابطه روی  $Y_n$  داریم:

$$= E \left( E \left[ \left( \frac{B_r^*(\lambda(1-u))}{v} \right)^{\tilde{K}} v^{Y_n} I_{\{Y_n \geq 0, \sum_{i=1}^K \tilde{A}_i \geq M\}} | X_n = 0, Y_n \right] \right) \pi_{\bullet\bullet}^{IV}$$

با توجه به اینکه  $\tilde{K}$  یک متغیر تصادفی است امید ریاضی آن را می توان به این صورت می باشد:

$$= E \left( v^{Y_n} \sum_{i=1}^{Y_n} \left( \frac{B_r^*(\lambda(1-u))}{v} \right)^i \Pr(\tilde{K}=i) I_{\{Y_n \geq 0, \sum_{i=1}^K \tilde{A}_i \geq M\}} | X_n = 0 \right) \pi_{\bullet\bullet}^{IV}$$

که  $P(\tilde{K}=i)$  بر اساس لم ۱ اثبات می شود و با استفاده از رابطه (۸)، داریم:

$$E \left( u^{-\sum_{i=1}^{\tilde{K}} \tilde{A}_i} v^{Y_n - \tilde{K}} I_{C_r} \right) = Q_M(u, v, p, \lambda) \pi_{\bullet\bullet}^{IV} \quad (13)$$

$$: E \left[ u^{-\sum_{i=1}^{Y_n} \tilde{A}_i} v^{Y_n - K} I_{C_r} \right] \text{ محاسبه -iii}$$

با استفاده از  $i.i.d$  بودن  $\tilde{A}_i$  ها و با شرطی کردن رابطه بر روی  $Y_n$  و  $X_n = 0$  داریم:

$$E \left[ u^{-\sum_{i=1}^{Y_n} \tilde{A}_i} v^{Y_n - K} I_{\{X_n=0, Y_n \geq 0, \sum_{i=1}^K \tilde{A}_i < M\}} \right] =$$

$$E \left[ u^{-\sum_{i=1}^{Y_n} \tilde{A}_i} v^{Y_n - K} I_{\{Y_n \geq 0, \sum_{i=1}^K \tilde{A}_i < M\}} | X_n = 0 \right] \pi_{\bullet\bullet}^{IV}$$

$$P(u, v) = B_r^*[\lambda(1-u)] \left\{ \frac{1}{u} [(1-p+pv)P(u, v) - (1-p+pv)E(u^{X_n} v^{Y_n} I_{\{X_n=0, Y_n \geq 0\}}) + (1-p+pv)E \left( u^{-\sum_{i=1}^K \tilde{A}_i} v^{Y_n - \tilde{K}} I_{C_r} \right)] \right\}$$

$$+ (1-p+pv)E \left[ u^{-\sum_{i=1}^{Y_n} \tilde{A}_i} v^{Y_n - K} I_{C_r} \right] \quad (11)$$

برای محاسبه رابطه (۱۱) نیاز به محاسبه امید ریاضی های زیر می باشد:

**i- محاسبه**  $E(u^{X_n} v^{Y_n} I_{\{X_n=0, Y_n \geq 0\}})$

با شرطی کردن امید ریاضی بر روی  $X_n = 0$  و با استفاده از رابطه (۵) خواهیم داشت:

$$E(u^{X_n} v^{Y_n} I_{\{X_n=0, Y_n \geq 0\}}) = E(v^{Y_n} I_{\{Y_n \geq 0\}} | X_n = 0) \pi_{\bullet\bullet}^{IV}$$

$$= \psi(1-p+pv) \pi_{\bullet\bullet}^{IV} \quad (12)$$

**ii- محاسبه**  $E \left( u^{-\sum_{i=1}^K \tilde{A}_i} v^{Y_n - \tilde{K}} I_{C_r} \right)$

با استفاده از این که  $\tilde{A}_i$  ها  $i.i.d$  بوده و دارای توزیع پواسون با پارامتر  $\lambda$  می باشند و با شرطی کردن امید ریاضی روی  $\tilde{K}$  و  $X_n = 0$  داریم:

$$E \left( u^{-\sum_{i=1}^{\tilde{K}} \tilde{A}_i} v^{Y_n - \tilde{K}} I_{C_r} \right)$$

$$= E \left( u^{-\sum_{i=1}^{\tilde{K}} \tilde{A}_i} v^{Y_n - \tilde{K}} I_{\{X_n=0, Y_n \geq 0, \sum_{i=1}^K \tilde{A}_i \geq M\}} \right)$$

$$= E \left( u^{-\sum_{i=1}^K \tilde{A}_i} v^{Y_n - \tilde{K}} I_{\{Y_n \geq 0, \sum_{i=1}^K \tilde{A}_i \geq M\}} | X_n = 0 \right) \pi_{\bullet\bullet}^{IV}$$

$$= \frac{1}{u} \left\{ G_M^*(u, p, \lambda) - (1-u)G_M^*(0, p, \lambda) \right\} \pi_{\bullet\bullet}^{IV} \quad (14)$$

حال با جایگذاری روابط (۱۲) و (۱۳) و (۱۴) در رابطه (۱۱) خواهیم داشت:

$$P(u, v) = \frac{(1-p+pv)B_1^*[\lambda(1-u)]}{u} \left\{ P(u, v) - \psi(1-p+pv)\pi_{\bullet\bullet}^{IV} \right. \\ \left. + \left\{ G_M^*(u, p, \lambda) - (1-u)G_M^*(0, p, \lambda) \right\} \pi_{\bullet\bullet}^{IV} + Q_M(u, v, p, \lambda)\pi_{\bullet\bullet}^{IV} \right\}$$

با جابجا کردن  $P(u, v)$  از سمت راست تساوی به سمت چپ و کمی محاسبه اثبات کامل است.

**حالت خاص ۱.** اگر  $p=0$  باشد آنگاه تابع مولد احتمال اندازه سیستم همان تابع مولد احتمال اندازه سیستم مدل M/G/1 معمولی می باشد.

**برهان:** به سادگی دیده می شود:

$$\psi(1-p+pv)|_{p=0} = 1$$

$$G_M^*(u, p, \lambda)|_{p=0} = 0$$

$$Q_M(u, v, p, \lambda)|_{p=0} = 0$$

و با قرار دادن روابط فوق در رابطه (۴) به سادگی نتیجه حاصل می گردد.

**حالت خاص ۲.** اگر  $M \rightarrow \infty$  باشد آنگاه:

$$P(u, v) = \frac{(1-p+pv)B_1^*[\lambda(1-u)]}{(1-p+pv)B_1^*[\lambda(1-u)]-u} \left[ \psi(1-p+pv) \right. \\ \left. - G^*(u, p, \lambda) + (1-u)G^*(0, p, \lambda) \right] \pi_{\bullet\bullet}$$

که همان تابع مولد احتمال خط مشی دوم بدست آمده در صالحی راد [۱] می باشد.

**برهان:** به سادگی دیده می شود:

$$G_M^*(u, p, \lambda)|_{M \rightarrow \infty} = G^*(u, p, \lambda)$$

$$Q_M(u, v, p, \lambda)|_{M \rightarrow \infty} = 0$$

با قرار دادن این روابط در رابطه (۴) به سادگی نتیجه حاصل می گردد.

**نتیجه ۱.** تابع مولد احتمال حاشیه ای  $X_n$  و  $Y_n$  به شکل زیر می باشند:

$$P(u) = \frac{B_1^*[\lambda(1-u)]}{B_1^*[\lambda(1-u)]-u} \left[ -G_M^*(u, p, \lambda) \right. \\ \left. + (1-u)G_M^*(0, p, \lambda) - Q_M(u, v, p, \lambda) \right] \pi_{\bullet\bullet}^{IV} \quad (15)$$

$$= E \left\{ E \left[ u^{-1} \left[ \sum_{i=1}^{Y_n} \tilde{A}_i \right] + I_{\left\{ Y_n \geq 0, \sum_{i=1}^{Y_n} \tilde{A}_i < M \right\}} \mid X_n = 0, Y_n \right] \right\} \pi_{\bullet\bullet}^{IV} \\ = \frac{1}{u} E \left\{ E \left[ u^{-1} \left[ \sum_{i=1}^{Y_n} \tilde{A}_i \right] I_{\left\{ Y_n \geq 0, \sum_{i=1}^{Y_n} \tilde{A}_i < M \right\}} \mid X_n = 0, Y_n \right] \right. \\ \left. - (1-u) E \left[ \Pr \left( \sum_{i=1}^{Y_n} \tilde{A}_i = 0 \right) I_{\left\{ Y_n \geq 0, \sum_{i=1}^{Y_n} \tilde{A}_i < M \right\}} \mid X_n = 0, Y_n \right] \right\} \pi_{\bullet\bullet}^{IV} \\ = \frac{1}{u} E \left\{ E \left[ \left[ u \tilde{A} \right]^{Y_n} I_{\left\{ Y_n \geq 0, \sum_{i=1}^{Y_n} \tilde{A}_i < M \right\}} \mid X_n = 0, Y_n \right] \right. \\ \left. - \frac{(1-u)}{u} E \left[ \Pr \left( \bigcap_{i=1}^{Y_n} (\tilde{A}_i = 0) \right) I_{\left\{ Y_n \geq 0, \sum_{i=1}^{Y_n} \tilde{A}_i < M \right\}} \mid X_n = 0, Y_n \right] \right\} \pi_{\bullet\bullet}^{IV}$$

و با انجام محاسبات ساده داریم:

$$= \frac{1}{u} E \left[ \left[ B_{\tilde{v}}^*[\lambda(1-u)] \right]^{Y_n} I_{\left\{ Y_n \geq 0, \sum_{i=1}^{Y_n} \tilde{A}_i < M \right\}} \mid X_n = 0 \right] \pi_{\bullet\bullet}^{IV} \\ - \frac{(1-u)}{u} E \left[ \left[ \prod_{i=1}^{Y_n} \Pr(\tilde{A}_i = 0) \right] I_{\left\{ Y_n \geq 0, \sum_{i=1}^{Y_n} \tilde{A}_i < M \right\}} \mid X_n = 0, Y_n \right] \pi_{\bullet\bullet}^{IV}$$

و چون  $P(\tilde{A} = 0) = e^{-\lambda \tilde{S}}$  و  $E(e^{-\lambda \tilde{S}}) = B_{\tilde{v}}^*(\lambda)$  استفاده از رابطه (۶) داریم:

$$= \frac{1}{u} R_M \left[ B_{\tilde{v}}^*[\lambda(1-u)] \right] \pi_{\bullet\bullet}^{IV} \\ - \frac{(1-u)}{u} E \left\{ \left[ E \left( e^{-\lambda \tilde{S}} \right) \right]^{Y_n} I_{\left\{ Y_n \geq 0, \sum_{i=1}^{Y_n} \tilde{A}_i < M \right\}} \mid X_n = 0, Y_n \right\} \pi_{\bullet\bullet}^{IV} \\ = \frac{1}{u} \left\{ R_M \left[ B_{\tilde{v}}^*[\lambda(1-u)] \right] - (1-u) R_M \left[ B_{\tilde{v}}^*(\lambda) \right] \right\} \pi_{\bullet\bullet}^{IV}$$

با فرض  $G_M^*(u, p, \lambda) = R_M \left( B_{\tilde{v}}^*[\lambda(1-u)] \right)$  داریم:

$$E \left[ u^{-1} \left[ \sum_{i=1}^{Y_n} \tilde{A}_i \right] + I_{\left\{ X_n = 0, Y_n \geq 0, \sum_{i=1}^{Y_n} \tilde{A}_i < M \right\}} \right]$$

$$= -\tau[\rho_1 \rho_r (R_M'(\cdot) + T_1'(\cdot)) + \rho_1 G^* M(\circ, p, \lambda)] \\ - [(\lambda^\tau \tau_r^\tau + \rho_r^\tau)(R_m'(\cdot) + T_1'(\cdot)) + p_r^\tau (R_M''(\cdot) + T_1''(\cdot))] \quad (21)$$

که در آن

$$T_1(v) = E \left[ \sum_{i=1}^{Y_n} v^i \Pr(\tilde{K} = i) \middle| \left. \begin{matrix} Y_n \geq \circ, \sum_{\circ} \tilde{A}_i \geq M \end{matrix} \right| X_n = \circ \right]$$

است.

برهان: الف) با استفاده از مشتق معمولی داریم:

$$\frac{d}{du} (B_1^*[\lambda(1-u)] - u) = \frac{d}{du} (B_1^*[\lambda(1-u)]) - 1$$

و از آنجا که  $B_1^*[\lambda(1-u)] = \int_0^\infty e^{-\lambda(1-u)s} dB_1(s)$  خواهیم داشت:

$$\frac{d}{du} (B_1^*[\lambda(1-u)]) - 1 = \int_0^\infty \frac{d}{du} (e^{-\lambda(1-u)s}) dB_1(s) - 1 \\ = \int_0^\infty \lambda s e^{-\lambda(1-u)s} dB_1(s) - 1$$

و با فرض  $u=1$  داریم:

$$\left[ \frac{d}{du} (B_1^*[\lambda(1-u)] - u) \right]_{u=1} = \int_0^\infty \lambda s dB_1(s) - 1 \\ = \lambda \int_0^\infty s dB_1(s) - 1 = \lambda E(s) - 1 = \rho_1 - 1$$

ب) با دو بار مشتق گیری داریم:

$$\frac{d}{du^\tau} (B_1^*[\lambda(1-u)] - u) = \int_0^\infty \frac{d}{du^\tau} (e^{-\lambda(1-u)s}) dB_1(s) \\ = \int_0^\infty (\lambda s)^\tau e^{-\lambda(1-u)s} dB_1(s) = \lambda^\tau \int_0^\infty s^\tau e^{-\lambda(1-u)s} dB_1(s)$$

و با قرار دادن  $u=1$  داریم:

$$\left[ \frac{d}{du^\tau} (B_1^*[\lambda(1-u)] - u) \right]_{u=1} = \lambda^\tau \int_0^\infty s^\tau dB_1(s) \\ = \lambda^\tau E(s^\tau) = \lambda^\tau (Var(s) + E^\tau(s)) = \lambda^\tau \tau_r^\tau + \rho_1^\tau$$

ج) با مشتق گیری معمولی داریم:

$$\frac{d}{du} \left[ B_1^*[\lambda(1-u)] \left[ 1 - G^* M(u, p, \lambda) \right] \right. \\ \left. + (1-u) G^* M(\circ, p, \lambda) - Q_M(u, \lambda, p, \lambda) \right]$$

$$P(v) = \frac{(1-p+pv)}{(1-p+pv)-1} \left[ \psi(1-p+pv) - G_M^*(\cdot, p, \lambda) \right. \\ \left. - Q_M(\cdot, v, p, \lambda) \right] \pi_{\circ}^{IV} \quad (16)$$

اثبات: با قرار دادن  $u=1$  و  $v=1$  در تابع مولد احتمال توام اندازه سیستم به آسانی توابع مولد حاشیه‌ای حاصل می‌گردند.

لم ۲. اگر  $g(x) = \frac{U(x)}{L(x)}$  و مشتق‌های اول و دوم  $U(x)$  و  $L(x)$

در  $x=a$  وجود داشته باشد

$$U(x)|_{x=a} = \circ$$

و

$$L(x)|_{x=a} = \circ$$

آنگاه:

$$g'(x)|_{x=a} = \frac{U''(x)|_{x=a} L'(x)|_{x=a} - U'(x)|_{x=a} L''(x)|_{x=a}}{\tau(L'(x)|_{x=a})^\tau} \\ = \frac{U''(x)|_{x=a}}{\tau L'(x)|_{x=a}} - \frac{U'(x)|_{x=a} L''(x)|_{x=a}}{\tau(L'(x)|_{x=a})^\tau} \quad (17)$$

که در آن  $g'(x)$  و  $U'(x)$  و  $L'(x)$  مشتق‌های مرتبه اول  $g(x)$  و  $U(x)$  و  $L(x)$  نسبت به  $x$  و  $U''(x)$  و  $L''(x)$  مشتق‌های مرتبه دوم  $U(x)$  و  $L(x)$  نسبت به  $x$  هستند.

برهان. با مشتق‌گیری از رابطه و دو بار استفاده از قاعده هوییتال به سادگی نتیجه حاصل می‌گردد.

لم ۳.

$$\text{الف)} \frac{d}{du} (B_1^*[\lambda(1-u)] - u) \Big|_{u=1} = -(1 - \rho_1) \quad (18)$$

$$\text{ب)} \frac{d}{du^\tau} (B_1^*[\lambda(1-u)] - u) \Big|_{u=1} = \lambda^\tau \tau_r^\tau + \rho_1^\tau \quad (19)$$

$$\text{ج)} \frac{d}{du} \left[ B_1^*[\lambda(1-u)] \left[ 1 - G^* M(u, p, \lambda) + (1-u) G^* M(\circ, p, \lambda) \right] \right. \\ \left. - Q_M(u, \lambda, p, \lambda) \right] \Big|_{u=1} = -\rho_r (R_M'(\cdot) + T_1'(\cdot)) - G^* M(\circ, p, \lambda) \quad (20)$$

$$\text{د)} \frac{d}{du^\tau} \left[ B_1^*[\lambda(1-u)] \left[ 1 - G_M^*(u, p, \lambda) \right] \right. \\ \left. + (1-u) G^* M(\circ, p, \lambda) - Q_M(u, \lambda, p, \lambda) \right] \Big|_{u=1}$$

$$= \frac{d}{du} \left( B_{\gamma}^* [\lambda(1-u)] \right) \times \left( E \left[ \left[ \sum_{i=1}^{Y_n} i (B_{\gamma}^* [\lambda(1-u)])^{i-1} \Pr(\tilde{K} = i) \right] I_{\{Y_n \geq \circ, \sum_{\circ} \tilde{A}_i \geq M\}} \mid X_n = \circ \right] \right)$$

و اگر  $u = 1$  باشد، داریم:

$$Q_M'(u, \lambda, p, \lambda)_{|u=1} = \rho_{\gamma} \left( E \left[ \left[ \sum_{i=1}^{Y_n} i \Pr(\tilde{K} = i) \right] I_{\{Y_n \geq \circ, \sum_{\circ} \tilde{A}_i \geq M\}} \mid X_n = \circ \right] \right) = \rho_{\gamma} T_{\gamma}'(1)$$

و با جایگذاری مقادیر محاسبه شده در رابطه دیده می شود:

$$\begin{aligned} & \frac{d}{du} \left[ B_{\gamma}^* [\lambda(1-u)] \left[ 1 - G^*_{M}(u, p, \lambda) \right. \right. \\ & \left. \left. + (1-u)G^*_{M}(\circ, p, \lambda) - Q_M(u, \lambda, p, \lambda) \right] \right]_{|u=1} \\ & = -\rho_{\gamma} (R'_M(1) + T'_{\gamma}(1)) - G^*_{M}(\circ, p, \lambda) \end{aligned}$$

(د) با دو بار مشتق گیری داریم:

$$\begin{aligned} & \frac{d}{du^{\gamma}} \left[ B_{\gamma}^* [\lambda(1-u)] \left[ 1 - G^*_{M}(u, p, \lambda) \right. \right. \\ & \left. \left. + (1-u)G^*_{M}(\circ, p, \lambda) - Q_M(u, \lambda, p, \lambda) \right] \right] \\ & = \frac{d}{du^{\gamma}} \left( B_{\gamma}^* [\lambda(1-u)] \left[ 1 - G^*_{M}(u, p, \lambda) \right. \right. \right. \\ & \left. \left. + (1-u)G^*_{M}(\circ, p, \lambda) - Q_M(u, \lambda, p, \lambda) \right] \right) \\ & \left. + \left[ B_{\gamma}^* [\lambda(1-u)] \left[ -G^*_{M}(u, p, \lambda) - Q'_M(u, \lambda, p, \lambda) \right] \right] \right) \end{aligned}$$

و اگر  $u = 1$  باشد داریم:

$$\begin{aligned} & \frac{d}{du^{\gamma}} \left[ B_{\gamma}^* [\lambda(1-u)] \left[ 1 - G^*_{M}(u, p, \lambda) \right. \right. \\ & \left. \left. + (1-u)G^*_{M}(\circ, p, \lambda) - Q_M(u, \lambda, p, \lambda) \right] \right]_{|u=1} \\ & = \frac{d}{du^{\gamma}} \left( B_{\gamma}^* [\lambda(1-u)] \right)_{|u=1} \left[ 1 - G^*_{M}(u, p, \lambda) \right. \\ & \left. + (1-u)G^*_{M}(\circ, p, \lambda) - Q_M(u, \lambda, p, \lambda) \right]_{|u=1} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} & = \frac{d}{du} \left( B_{\gamma}^* [\lambda(1-u)] \right) \left[ 1 - G^*_{M}(u, p, \lambda) \right. \\ & \left. + (1-u)G^*_{M}(\circ, p, \lambda) - Q_M(u, \lambda, p, \lambda) \right] \\ & \left. + B_{\gamma}^* [\lambda(1-u)] \left[ -G^*_{M}(u, p, \lambda) - G^*_{M}(\circ, p, \lambda) - Q'_M(u, \lambda, p, \lambda) \right] \right) \end{aligned}$$

و اگر در رابطه  $u = 1$  باشد خواهیم داشت:

$$\begin{aligned} & \frac{d}{du} \left[ B_{\gamma}^* [\lambda(1-u)] \left[ 1 - G^*_{M}(u, p, \lambda) \right. \right. \\ & \left. \left. + (1-u)G^*_{M}(\circ, p, \lambda) - Q_M(u, \lambda, p, \lambda) \right] \right]_{|u=1} \\ & = -G^*_{M}(u, p, \lambda)_{|u=1} - G^*_{M}(\circ, p, \lambda) - Q'_M(u, \lambda, p, \lambda)_{|u=1} \end{aligned}$$

کافیست مقادیر  $G^*_{M}(u, p, \lambda)_{|u=1}$  و  $Q'_M(u, \lambda, p, \lambda)_{|u=1}$  را محاسبه نماییم.

ابتدا  $G^*_{M}(u, p, \lambda)$  را بدست می آوریم:

$$\begin{aligned} G^*_{M}(u, p, \lambda) & = \frac{d}{du} \left( E \left[ \left[ B_{\gamma}^* [\lambda(1-u)] \right]^{Y_n} I_{\{Y_n \geq \circ, \sum_{\circ} \tilde{A}_i < M\}} \mid X_n = \circ \right] \right) \\ & = \frac{d}{du} \left( B_{\gamma}^* [\lambda(1-u)] E \left[ Y_n \left[ B_{\gamma}^* [\lambda(1-u)] \right]^{Y_n-1} I_{\{Y_n \geq \circ, \sum_{\circ} \tilde{A}_i < M\}} \mid X_n = \circ \right] \right) \end{aligned}$$

و اگر  $u = 1$  باشد داریم:

$$\begin{aligned} G^*_{M}(u, p, \lambda)_{|u=1} & = \left( \frac{d}{du} \left( B_{\gamma}^* [\lambda(1-u)] \right) \right)_{u=1} \\ & \times E \left[ Y_n \left[ \left( B_{\gamma}^* [\lambda(1-u)] \right)_{u=1} \right]^{Y_n-1} I_{\{Y_n \geq \circ, \sum_{\circ} \tilde{A}_i < M\}} \mid X_n = \circ \right] \\ & = \rho_{\gamma} E \left[ Y_n I_{\{Y_n \geq \circ, \sum_{\circ} \tilde{A}_i < M\}} \mid X_n = \circ \right] = \rho_{\gamma} R'_M(1) \end{aligned}$$

و برای محاسبه  $Q'_M(u, \lambda, p, \lambda)$  داریم:

$$\begin{aligned} Q'_M(u, \lambda, p, \lambda) & = \frac{d}{du} \left( E \left[ \left[ \sum_{i=1}^{Y_n} \left( B_{\gamma}^* [\lambda(1-u)] \right)^i \Pr(\tilde{K} = i) \right] I_{\{Y_n \geq \circ, \sum_{\circ} \tilde{A}_i \geq M\}} \mid X_n = \circ \right] \right) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} & \frac{d}{du} \left[ B_{\gamma}^* [\lambda(1-u)] \left[ -G^* M(u, p, \lambda) \right. \right. \\ & \left. \left. + (1-u)G^* M(\circ, p, \lambda) - Q_M(u, p, \lambda) \right] \right]_{|u=1} \\ & = \gamma \left[ \rho_{\gamma} \left[ -\rho_{\gamma} (R'_M(\gamma) + T'_1(\gamma)) - G^* M(\circ, p, \lambda) \right] \right. \\ & \left. + \left[ -(\lambda^{\gamma} \tau_{\gamma}^{\gamma} + \rho_{\gamma}^{\gamma}) (R'_M(\gamma) + T'_1(\gamma)) - \rho_{\gamma}^{\gamma} (G'' M(\gamma) + T''_1(\gamma)) \right] \right] \end{aligned}$$

و لم ثابت می‌شود.

نتیجه ۲. با توجه به شرایط قضیه قبل داریم:

$$\pi_{\circ\circ}^{IV} = \frac{1 - \rho_{\gamma}}{\rho_{\gamma} (R'_M(\gamma) + T'_1(\gamma)) + G^* M(\circ, p, \lambda)} \quad (22)$$

**اثبات:** با توجه به ویژگی تابع مولد احتمال  $(P(\gamma) = 1)$ ، در صورت محاسبه  $P(\gamma)$  می‌توان رابطه فوق را اثبات نمود، اما بعد از محاسبه دیده می‌شود که  $P(\gamma)$  به صورت مبهم  $\circ$  تبدیل می‌شود؛ لذا با استفاده از قاعده هوییتال و بر اساس لم ۳ داریم:

$$\lim_{u \rightarrow 1} P(u) = \frac{-\rho_{\gamma} (R'_M(\gamma) + T'_1(\gamma)) - G^* M(\circ, p, \lambda)}{-\rho_{\gamma} + 1} \pi_{\circ\circ}^{IV} = 1$$

و با ساده کردن به راحتی اثبات کامل می‌شود.

### ۵. میانگین اندازه سیستم

**قضیه ۲.** امید ریاضی اندازه سیستم برای صفاول در حالت پایا برابر است با:

$$\begin{aligned} L_X^{IV} = & \rho_{\gamma} + \frac{(\lambda^{\gamma} \tau_{\gamma}^{\gamma} + \rho_{\gamma}^{\gamma})}{\gamma(1 - \rho_{\gamma})} + \frac{1}{\gamma(1 - \rho_{\gamma})} \left[ (\lambda^{\gamma} \tau_{\gamma}^{\gamma} + \rho_{\gamma}^{\gamma}) (R'_M(\gamma) + T'_1(\gamma)) \right. \\ & \left. + \rho_{\gamma}^{\gamma} (R''_M(\gamma) + T''_1(\gamma)) \right] \pi_{\circ\circ}^{IV} \end{aligned} \quad (23)$$

**برهان:** با مشتق گیری از تابع مولد احتمال حاشیه‌ای اندازه سیستم می‌توان اندازه سیستم را بدست آورد.

با استفاده از لم ۲ داریم:

$$E(X) = \frac{U''(u)|_{u=1}}{\gamma L'(u)|_{u=1}} - \frac{U'(u)|_{u=1} L''(u)|_{u=1}}{\gamma (L'(u)|_{u=1})^2}$$

که  $U(u)$  صورت و  $L(u)$  مخرج کسر تابع مولد احتمال حاشیه‌ای می‌باشند با استفاده از لم ۳ داریم:

$$\begin{aligned} L_X^{IV} = & \frac{-\gamma \rho_{\gamma} [\rho_{\gamma} (R'_M(\gamma) + T'_1(\gamma)) + G^* M(\circ, p, \lambda)]}{\gamma(\rho_{\gamma} - 1)} \pi_{\circ\circ}^{IV} \\ & + \frac{-(\lambda^{\gamma} \tau_{\gamma}^{\gamma} + \rho_{\gamma}^{\gamma}) (R'_M(\gamma) + T'_1(\gamma)) - \rho_{\gamma}^{\gamma} (R''_M(\gamma) + T''_1(\gamma))}{\gamma(\rho_{\gamma} - 1)} \pi_{\circ\circ}^{IV} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} & + \gamma \frac{d}{du} \left( B_{\gamma}^* [\lambda(1-u)] \right)_{|u=1} \left[ -G^* M(u, p, \lambda) \right. \\ & \left. - G^* M(\circ, p, \lambda) - Q'_M(u, p, \lambda) \right]_{|u=1} \\ & + \left( B_{\gamma}^* [\lambda(1-u)] \right)_{|u=1} \left[ -G'' M(u, p, \lambda) \right. \\ & \left. - Q'' M(u, p, \lambda) \right]_{|u=1} \end{aligned}$$

مشابه قسمت قبل باید مقادیر  $G'' M(u, p, \lambda)_{|u=1}$  و  $Q'' M(u, p, \lambda)_{|u=1}$  را محاسبه نماییم:

$$\begin{aligned} G'' M(u, p, \lambda) & = \frac{d}{du} \left[ E \left[ B_{\gamma}^* [\lambda(1-u)]^{Y_n} I_{\{Y_n \geq \circ, \sum_{\circ}^{Y_n} \tilde{A}_i < M\}} \mid X_n = \circ \right] \right] \\ & = \frac{d}{du} \left( B_{\gamma}^* [\lambda(1-u)] \right) \\ & \times E \left[ Y_n \left[ B_{\gamma}^* [\lambda(1-u)] \right]^{Y_n - 1} I_{\{Y_n \geq \circ, \sum_{\circ}^{Y_n} \tilde{A}_i < M\}} \mid X_n = \circ \right] \\ & + \left[ \frac{d}{du} \left( B_{\gamma}^* [\lambda(1-u)] \right) \right]^{\gamma} \\ & \times E \left[ Y_n (Y_n - 1) \left[ B_{\gamma}^* [\lambda(1-u)] \right]^{Y_n - 2} I_{\{Y_n \geq \circ, \sum_{\circ}^{Y_n} \tilde{A}_i < M\}} \mid X_n = \circ \right] \end{aligned}$$

و با قرار دادن  $u=1$  داریم:

$$\begin{aligned} G'' M(u, p, \lambda)_{|u=1} & = (\lambda^{\gamma} \tau_{\gamma}^{\gamma} + \rho_{\gamma}^{\gamma}) E \left[ Y_n I_{\{Y_n \geq \circ, \sum_{\circ}^{Y_n} \tilde{A}_i < M\}} \mid X_n = \circ \right] \\ & + \rho_{\gamma}^{\gamma} E \left[ Y_n (Y_n - 1) I_{\{Y_n \geq \circ, \sum_{\circ}^{Y_n} \tilde{A}_i < M\}} \mid X_n = \circ \right] \\ & = (\lambda^{\gamma} \tau_{\gamma}^{\gamma} + \rho_{\gamma}^{\gamma}) R'_M(\gamma) + \rho_{\gamma}^{\gamma} R''_M(\gamma) \end{aligned}$$

و برای  $Q'' M(u, p, \lambda)_{|u=1}$  به شیوه‌ای مشابه داریم:

$$Q'' M(u, p, \lambda)_{|u=1} = (\lambda^{\gamma} \tau_{\gamma}^{\gamma} + \rho_{\gamma}^{\gamma}) T'_1(\gamma) + \rho_{\gamma}^{\gamma} T''_1(\gamma)$$

حال با جایگذاری و ساده کردن داریم:

$$U''(v) = \tau p \left( \frac{d}{dv} (\psi(v-p+pv)) - Q_M'(v, v, p, \lambda) \right) + (1-p+pv) \left( \frac{d}{dv^\tau} (\psi(v-p+pv)) - Q_M''(v, v, p, \lambda) \right)$$

و با فرض  $u = 1$  و با توجه به اینکه:

$$\frac{d}{dv} (\psi(v-p+pv))|_{v=1} = \frac{p}{1-\rho_1}$$

$$\frac{d}{dv^\tau} (\psi(v-p+pv))|_{v=1} = p^\tau \left[ \frac{\lambda^\tau \tau_1^\tau + \rho_1(\tau-\rho_1)}{(1-\rho_1)^\tau} \right]$$

$$T_\tau'(1) = Q'(1, v, p, \lambda)|_{v=1}$$

$$T_\tau''(1) = Q''(1, v, p, \lambda)|_{v=1}$$

است (اثبات روابط اول و دوم را در مراجع [۵]، [۶] و [۱] ببینید و روابط سوم و چهارم با توجه به تعریف  $T_\tau(v)$  واضح می‌باشند)، داریم:

$$\frac{d}{dv^\tau} \left[ (1-p+pv) \left( \psi(v-p+pv) - G^* M(v, p, \lambda) - Q_M(v, v, p, \lambda) \right) \pi_{\bullet\bullet}^{IV} \right]_{v=1} = \tau p \left( \frac{p}{1-\rho_1} - T_\tau'(1) \right) + \left( p^\tau \left[ \frac{\lambda^\tau \tau_1^\tau + \rho_1(\tau-\rho_1)}{(1-\rho_1)^\tau} \right] - T_\tau''(1) \right)$$

و با جایگذاری این مشتق در رابطه (۲۵) به آسانی اثبات کامل است.

### ۶. مقداربینه برای M

در این قسمت ابتدا یک تابع هزینه مناسب به عنوان تابع هدف که تابعی از  $M$  است تحت شرایط خطمشی تعریف می‌کنیم و با مینیم کردن تابع بر حسب  $M$  می‌توانیم حدنصاب مینیمم کننده هزینه (بهترین حدنصاب) را برای مدل پیدا کنیم.

فرض کنید  $Z_n$  اندازه سیستم در زمان خروج متقاضی  $n$ ام از صف اول در حالت پایا باشد که به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$Z_n = X_n + Y_n + I_F \quad (26)$$

بنابراین میانگین اندازه کل سیستم برابر است با:

$$L(M) = L_X^{IV} + L_Y^{IV} + p \quad (27)$$

حال اگر  $c_1$  هزینه ارائه سرویس اول و  $c_2$  هزینه ارائه سرویس تکمیلی و  $c_3$  هزینه تنظیم امکانات سرویس‌دهی و فراهم نمودن زمینه‌های لازم برای سرویس تکمیلی باشد، متوسط هزینه سرویس‌دهی متقاضیان در سیستم در حالت پایا، برابر است با:

$$C(M) = c_1 L_X^{IV} + c_2 L_Y^{IV} + c_3 p \quad (28)$$

$$- \frac{(-\rho_\tau (R'_M(1) + T'_1(1)) - G^* M(v, p, \lambda)) (\lambda^\tau \tau_1^\tau + \rho_1^\tau)}{\tau(1-\rho_1)^\tau} \pi_{\bullet\bullet}^{IV}$$

بعد از ساده کردن داریم:

$$L_X^{IV} = \frac{-\tau \left[ \rho_1 \left( \frac{1-\rho_1}{\pi_{\bullet\bullet}^{IV}} \right) \right]}{\tau(\rho_1-1)} \pi_{\bullet\bullet}^{IV} + \frac{-\left( \lambda^\tau \tau_1^\tau + \rho_1^\tau \right) \left( R'_M(1) + T'_1(1) \right) - \rho_1^\tau \left( R''_M(1) + T''_1(1) \right)}{\tau(\rho_1-1)} \pi_{\bullet\bullet}^{IV} + \frac{\left( \frac{1-\rho_1}{\pi_{\bullet\bullet}^{IV}} \right) \left( \lambda^\tau \tau_1^\tau + \rho_1^\tau \right)}{\tau(1-\rho_1)^\tau} \pi_{\bullet\bullet}^{IV}$$

و با کمی محاسبه برهان کامل است.

حالت خاص ۳. اگر  $p = 0$  آنگاه اندازه صف همان، اندازه صف  $M/G/1$  معمولی است.

برهان: چون  $T_1(v)|_{p=0} = 0$  و  $R_M(v)|_{p=0} = 0$  است براحتی اثبات می‌شود.

قضیه ۳. امید ریاضی اندازه سیستم برای صف دوم در حالت پایا برابر است با:

$$L_Y^{IV} = \left( \frac{p}{1-\rho_1} - T_\tau'(1) \right) + \left( \frac{p}{\tau} \left[ \frac{\lambda^\tau \tau_1^\tau + \rho_1(\tau-\rho_1)}{(1-\rho_1)^\tau} \right] - T_\tau''(1) \right) \quad (24)$$

که در آن

$$T_\tau(v) = E \left[ \left[ \sum_{i=1}^{Y_n} v^{Y_n-i} \Pr(\tilde{K} = i) \right] I_{\{Y_n \geq 0, \sum_{i=0}^{Y_n} \tilde{A}_i \geq M\}} \mid X_n = 0 \right]$$

می‌باشد.

برهان: با استفاده از خواص تابع مولد احتمال،  $E(Y) = P'(v)|_{v=1}$  است.

با فرض اینکه:

$$U(v) = (1-p+pv)(\psi(v-p+pv) - G^* M(v, p, \lambda) - Q_M(v, v, p, \lambda)) \pi_{\bullet\bullet}^{IV}$$

$$L(v) = -p + pv$$

باشد و با توجه به اینکه  $L(1) = 0$  و  $U(1) = 0$  هستند، با استفاده از لم ۲ و اینکه  $L'(v) = p$  و  $L''(v) = 0$  هستند داریم:

$$E(Y) = \frac{U''(v)|_{v=1}}{\tau L'(v)|_{v=1}} - \frac{U'(v)|_{v=1} L''(v)|_{v=1}}{\tau (L'(v)|_{v=1})^2} = \frac{U''(v)|_{v=1}}{\tau p} \quad (25)$$

کافیست که مقدار  $U''(v)$  را محاسبه کنیم:

را جهت استفاده انتخاب نمود و بر اساس آن خطمشی می‌توان اندازه‌های صف اول و صف دوم را بدست آورد و ظرفیت‌های مناسب جهت متقاضیان سرویس اول و دوم در نظر گرفت.

با توجه به روابط (۲۲) و (۲۳)، تابع  $C(M)$  علاوه بر  $M$  به  $\mu_1, \mu_2, \tau_1^2, \tau_2^2$  و  $\lambda$  بستگی دارد. لذا کفایت  $M$  بهینه را برحسب  $\mu_1, \mu_2, \tau_1^2, \tau_2^2$  و  $\lambda$  با شرط  $\rho < 1$  بدست آوریم ( $M$  را به صورتی پیدا کنیم که  $C(M)$  مینیمم شود).

به دلیل پیچیده بودن فرمولهای  $L_X^{IV}$  و  $L_Y^{IV}$ ، یافتن مقدار بهینه  $M$  فقط با روشهای آنالیز عددی و محاسبات کامپیوتری امکان‌پذیر است.

## ۷. نتیجه گیری

با استفاده از فرمولهای ارائه شده در این مقاله می‌توان  $M$  بهینه را بر اساس هزینه بدست آورد و این حالت را با خطمشی‌های دیگری که توسط [۱] ارائه شده‌اند مقایسه کرد و در نهایت بهترین خطمشی

## مراجع

- [۱]- صالحی راد، ۲۰۰۴، سرویس تکمیلی به برخی اقلام در صف  $M/G/1$ ، پایان نامه دکتری دانشگاه فردوسی مشهد
- [2]- Gross, D. and Harris, C. M., 1985, *Fundamentals of Queueing Theory*, John Wiley, New York.
- [3]- Saaty, T. L., 1961, *Element of Queueing Theory*, McGraw-Hill, New York.
- [4]- Takacs, L.(1955). Investigation of waiting time problems by reduction to Markov Processes, *Acta. Math.Acad.Sci. Hung*, 6, 101-129.
- [5]- Salehi Rad, M.R., Mengersen K. and Shahkar, G. H., 2004, Reservecing some customers in  $M/G/1$  queues under three disciplines, *IJMMS*, 32, 1715-1723.
- [6]- Salehi Rad, M.R. and Shahkar, G. H., 2004, The completion of the process of the  $M/G/1$  queueing service, Submitted to the *Journal of the Operations Research Letters*.