

روش‌های عددی برای محاسبه برآوردهای نقطه‌ای در نرم‌افزار R

دکتر اکبر اصغرزاده و علی سعادت‌نیک

دانشگاه مازندران

اردیبهشت ۹۹



Statistical Analysis with
R Commander Training

۱. روش‌های برآورد

- برآورد درست‌نمایی ماکزیمم
- برآورد گشتاوری

۲. دستورات کاربردی در نرم‌افزار R

- دستور optim
- دستور optimize
- دستور uniroot

۳. مثال عددی

University of Mazandaran
Dr. A. Asgharzadeh

حل عددي معادلات براي پيدا كردن برآوردهاي نقطه اي و فاصله اي در آمار بسيار حائز اهميت هستند. معادلات گشتاوري و درست نمايي ماكزيمم ممكن است منجر به جواب هاي صريحي براي برآوردهاي گشتاوري (MME)، و برآوردهاي درست نمايي (MLE) نشوند. بنابر اين حل اينگونه معادلات از روش هاي عددي حائز اهميت است. در بسياري از كتاب هاي آمار رياضي بر حل اين گونه معادلات از روش هاي عددي تأكيد شده است اما به چگونگي انجام اين روش هاي عددي اشاره نشده است. در اينجا ما تعدادي از توابع مهم و پر کاربرد براي حل اينگونه معادلات در نرم افزار آماری R را ارائه می دهیم. در ادامه با ارائه مثال هایی، چگونگی استفاده از این دستورات را تشریح می کنیم. همچنین چندین دستور برای ماكزيمم كردن تابع درست نمايي معرفي می شوند.

University of Tehran
Dr. A. Asgharzadeh

در این بخش، روش برآوردی را که بیش‌تر مورد استفاده قرار می‌گیرد، یعنی روش برآورد ماکزیم درست‌نمایی که از آن به اختصار با عنوان برآورد ML یاد می‌شود، بررسی می‌کنیم. روش ML عبارت است از دستورالعملی برای به‌دست آوردن برآوردگری به نام برآوردگر ماکزیم درست‌نمایی که از آن به اختصار به MLE یاد خواهیم کرد. فرض کنید (X_1, \dots, X_n) ، یک نمونه تصادفی از تابع چگالی احتمال توأم $\theta \in \Theta \subseteq R^k$ ، $f_\theta(x)$ باشد. تابع درست‌نمایی براساس مشاهدات x_1, \dots, x_n به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$L(\theta, \underline{x}) = \prod_{i=1}^n f(x_i, \theta).$$

برآوردگر به‌دست آمده به‌وسیله ماکزیم کردن $L(\theta, \underline{x})$ نسبت به θ ، برآوردگر MLE پارامتر θ نامیده می‌شود و با $\hat{\theta}_{MLE}$ نشان داده می‌شود. از آنجایی که تابع درست‌نمایی بیشتر به‌صورت توان می‌باشد و از طرف دیگر ماکزیم کردن لگاریتم یک تابع با ماکزیم کردن خود تابع هم ارز است لذا برای سهولت محاسبات، ماکزیم کردن تابع درست‌نمایی بر روی لگاریتم تابع انجام می‌گیرد.

یکی از قدیمی ترین روش های برآوردیابی، روش برآورد گشتاوری است که در سال ۱۸۹۴ توسط آماردان مشهور کارل پیرسون معرفی شده است. روش برآورد گشتاوری عبارت است از روشی برای به دست آوردن برآوردگری به نام برآوردگر گشتاوری که از آن به اختصار MME یاد می کنیم.

فرض کنید $f(x, \theta_1, \dots, \theta_k)$ ، چگالی یک متغیر تصادفی مانند X باشد که دارای k پارامتر $\theta_1, \dots, \theta_k$ است. فرض کنید μ'_r نشان دهنده r امین گشتاور حول صفر یعنی $\mu'_r = E[X^r]$ باشد. به طور کلی μ'_r تابعی معلوم از k پارامتر $\theta_1, \dots, \theta_k$ می باشد. این مطلب را با نوشتن $\mu'_r = \mu'_r(\theta_1, \dots, \theta_k)$ نشان می دهیم.

فرض کنید X_1, \dots, X_n نمونه ای تصادفی از چگالی $f(x, \theta_1, \dots, \theta_k)$ باشد، و فرض کنید M'_r ، r امین گشتاور نمونه ای یعنی، $M'_r = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^r$ باشد. k معادله

$$M'_r = \mu'_r(\theta_1, \dots, \theta_k), \quad r = 1, \dots, k$$

را بر حسب k متغیر $\theta_1, \dots, \theta_k$ حل کرده و فرض کنید $\hat{\theta}_1, \dots, \hat{\theta}_k$ جواب های معادلات فوق باشند. برآوردگر حاصل یعنی $(\hat{\theta}_1, \dots, \hat{\theta}_k)$ ، را برآوردگر گشتاوری $(\theta_1, \dots, \theta_k)$ می نامند.

دستورات کاربردی در نرم افزار R

دستور optim : دستور optim در مبحث بهینه سازی، برای مینیم کردن یک تابع غیرخطی مانند f استفاده می شود و به صورت زیر فراخوانی می شود.

optim (par start, f)

که در آن *par start* مقدار اولیه برای بهینه سازی پارامترها و f تابع مورد استفاده برای مینیم سازی می باشد.

• از آنجایی که ماکزیم سازی f معادل با مینیم سازی $(-f)$ می باشد، لذا برای ماکزیم سازی تابع f با استفاده از دستور *optim*، $(-f)$ را می توان مینیم کرد.

پس از اجرای این دستور، آرگومان هایی که در خروجی ظاهر می شوند به صورت زیر تعریف می شوند.

$\$par$: بهترین مجموعه مقادیر برای پارامترها (نقاط مینیم یا ماکزیم تابع f)

$\$value$: مقدار تابع f به ازای مقادیر $\$par$

نکته. در صورتی که تابع f بیش از یک متغیر (پارامتر) داشته باشد، برای به دست آوردن نقاط مینیمم و یا ماکزیمم آن با استفاده از دستور *optim*، به صورت زیر عمل می‌کنیم.

بعنوان مثال فرض کنید $f(x, y)$ یک تابع دومتغیره باشد که x و y هر دو مجهول‌اند.

```
f = function(par){  
  x = par[۱]; y = par[۲]  
  تعریف تابع  
}
```

```
optim( c(x = a, y = b), f )$par
```

a و b مقادیر اولیه دلخواه x و y می‌باشند.

مثال ۰۱. برنامه زیر نقطه مینیم تابع

$$f(x) = x^3 - 2x + 5$$

را با مقدار اولیه دلخواه $x = 2$ به دست می آورد.

R code

```
f1=function(x){
  x^3-2*x+5
}
optim( 2, f1 )
$par
[1] 0.8164062
$value
[1] 3.911338
```

ملاحظه می گردد که تابع فوق در نقطه $x = 0.816$ مینیم مقدار خود را داراست که این مقدار برابر 3.911 می باشد.

مثال ۰۲. برنامه زیر نقطه مینیمم تابع

$$f(x, y) = (x + 2y - 7)^2 + (2x + y - 5)^2$$

را با مقادیر اولیه دلخواه $(x, y) = (1, 1)$ با استفاده از دستور *optim* به دست می آورد.

R code

```
f2 = function(par){
  x = par[1]; y = par[2]
  (x+2*y-7)^2+(2*x+y-5)^2
}
```

```
optim( c(1,1), f2 ) $par
```

```
$par
```

```
[1] 0.9998584 3.0001488
```

توجه شود با قرار دادن *\$par* در انتهای دستور *optim*، فقط نقطه مینیمم در خروجی نمایش داده می شود.

دستور optimize : برای پیدا کردن نقاط ماکزیمم یا مینیمم یک تابع تک متغیره پیوسته در فاصله $[a, b]$ از این دستور استفاده می شود که به صورت زیر مورد استفاده قرار می گیرد.

optimize (f, interval=c(a,b), maximum=F)

که در آن f یک تابع حقیقی مقدار است. توجه شود از $\text{maximum}=F$ برای پیدا کردن نقاط مینیمم تابع و از $\text{maximum}=T$ برای پیدا کردن نقاط ماکزیمم تابع استفاده می شود.

پس از اجرای دستور فوق مقادیر زیر در خروجی مشاهده می شوند.

$\$maximum$ یا $\$minimum$: نقطه ماکزیمم یا مینیمم تابع

$\$objective$: مقدار تابع هدف به ازای نقاط اکسترمم موضعی

به عنوان مثال، برنامه زیر نقاط مینیمم و ماکزیمم تابع $f(x) = x^3 - 6x + 4$ را با استفاده از دستور optimize در فاصله $[1, 2]$ به دست می آورد. توجه شود با قرار دادن $\$minimum$ در آخرین دستور تنها نقطه $minimum$ تابع در خروجی ظاهر می شود.

R code

```
f3 =function(x){  
  x^3-6*x+4  
}  
  
optimize(f3, interval=c(1,2), maximum=F)$minimum  
  
$minimum  
[1] 1.414221  
  
optimize(f3, interval=c(1,2), maximum=T)$maximum  
  
$maximum  
[1] 1.999934
```

ملاحظه می گردد که تابع فوق در نقطه $1/414$ مینیمم و در نقطه $1/99$ ماکزیمم می گردد.

دستور uniroot : دستور *uniroot* یکی از توابع پرکاربرد برای به دست آوردن ریشه یک تابع تک متغیره می باشد. برای پیدا کردن ریشه تابع تک متغیره f در فاصله $[a, b]$ باید مطمئن شویم تابع f در این بازه دارای ریشه است ($f(a)f(b) < 0$). این تابع به صورت زیر فراخوانی می شود.

uniroot (f, interval=c(a,b))

که در آن f یک تابع حقیقی به فرم (شناسه های مورد بررسی $f(x)$ است. x ، متغیر مورد بررسی و $interval = c(a, b)$ کران بالا و کران پایین در فاصله $[a, b]$ است. قابل ذکر است با قرار دادن $root$ در انتهای دستور فوق می توان فقط ریشه معادله را در خروجی مشاهده کرد.

پس از اجرای این دستور مقادیر زیر در خروجی ظاهر می شوند:

$root$: ریشه تابع f در فاصله $[a, b]$

$f.root$: مقدار تابع به ازای $root$.

Univversity of Mazandaran
Dr. A. Asgharzadeh

به عنوان مثال برنامه زیر ریشه تابع $f(x)$ را در فاصله $[0, 2]$ محاسبه می کند. $(f(0)f(2) < 0)$

$$f(x) = x^3 + 8x - 16$$

$$f(0) = -16 < 0$$

$$f(2) = 8 > 0$$

R code

```
f4 = function(x){
  x^3+8*x-16
}
uniroot ( f4, c(0, 2) ) $root
[1] 1.541831
```

ملاحظه می شود ریشه تابع f در فاصله $[0, 2]$ مقدار 1.54 می باشد.

برآورد ML برای پارامتر توزیع کوشی

فرض کنید X_1, \dots, X_n یک نمونه تصادفی از توزیع کوشی با پارامتر مکان θ با تابع چگالی زیر باشد.

$$f(x; \theta) = \frac{1}{\pi[1 + (x - \theta)^2]}; \quad x, \theta \in R.$$

تابع درست‌نمایی به صورت زیر می‌باشد.

$$L(\theta) = \pi^{-n} \prod_{i=1}^n [1 + (x_i - \theta)^2]^{-1}.$$

لگاریتم تابع درست‌نمایی و معادلات درست‌نمایی به صورت زیر است:

$$\ln L = -n \ln \pi - \sum_{i=1}^n \ln[1 + (x_i - \theta)^2], \quad (1)$$

و

$$\frac{\partial}{\partial \theta} \ln L = 2 \sum_{i=1}^n \frac{x_i - \theta}{1 + (x_i - \theta)^2} = 0. \quad (2)$$

از آن جایی که معادله (۲) به طور مستقیم قابل حل نیست، لذا مقدار $\hat{\theta}$ به ازاء یک نمونه تصادفی باید به روش های عددی محاسبه شود.

برای به دست آوردن برآورد ML پارامتر θ از دو روش زیر استفاده می کنیم:

- **روش اول:** در این روش، ریشه معادله (۲) را با استفاده از دستور *uniroot* محاسبه می کنیم.
- **روش دوم:** در این روش، با استفاده از دستور *optimize*، لگاریتم تابع درست نمایی (معادله (۱)) را مستقیماً ماکزیمم کرده و برآورد ML پارامتر θ را محاسبه می کنیم.

Univervsity of Mazandaran
Dr. A. Asgharzadeh

روش اول. در این روش برآورد ML پارامتر θ که همان ریشه معادله (۲) می باشد را با استفاده از دستور *uniroot* و براساس یک نمونه تصادفی ۱۰ تایی در فاصله $[0, 3]$ به دست می آوریم. توجه شود در فاصله $[0, 3]$ مقدار رابطه (۲) به ازای $\theta = 0$ برابر $5/38$ و به ازای $\theta = 3$ مقدار $-4/75$ می باشد. بنابراین در فاصله $[0, 3]$ ریشه وجود دارد.

R code

```
x=c(-20.245740 , -4.920345, 1.488077, 1.864589, 1.931868, 2.013209, 2.050313,
2.831752, 2.908131, 3.952036)
```

```
eqsolve=function(theta) {
  2*sum((x-theta)/(1+(x-theta)^2 ))
}
```

```
uniroot( eqsolve, interval=c(0,3) )$root
```

```
[1] 2.155482
```


روش دوم. برآورد ML پارامتر θ با استفاده از دستور $optimize$ به صورت زیر قابل محاسبه است.

R code

```
x=c(-20.245740 , -4.920345, 1.488077, 1.864589, 1.931868, 2.013209, 2.050313,
2.831752, 2.908131, 3.952036)
```

```
lnL=function(theta){
n=length(x)
-n*log(pi)-sum( log(1+(x-theta)^2) )
}
```

```
optimize( lnL, interval=c(0.01, 3), maximum=T )$maximum
```

```
[1] 2.155475
```

لذا براساس داده‌های فوق، $\hat{\theta} = ۲/۱۵۵$. توجه شود $length(x)$ طول بردار x و $pi = \pi$ می‌باشد.

برآورد ML پارامتر شکل توزیع گاما

فرض کنید X_1, \dots, X_n یک نمونه تصادفی n تایی از توزیع $\Gamma(\alpha, 1)$, $\alpha \in (0, \infty)$ با تابع چگالی احتمال زیر باشد. می خواهیم برآورد ML پارامتر α را به دست آوریم.

$$f(x; \alpha) = \frac{e^{-x} x^{\alpha-1}}{\Gamma(\alpha)}, \quad x > 0,$$

تابع درست‌نمایی برابر است با

$$L(\alpha) = \{\Gamma(\alpha)\}^{-n} \prod_{i=1}^n x_i^{\alpha-1} \exp\left(-\sum_{i=1}^n x_i\right)$$

و لگاریتم تابع درست‌نمایی می شود

$$\begin{aligned} l(\alpha) &= \ln L(\alpha) \\ &= -n \ln \Gamma(\alpha) + (\alpha - 1) \sum_{i=1}^n \ln x_i - \sum_{i=1}^n x_i. \end{aligned} \quad (3)$$

که از آن معادله درست‌نمایی زیر حاصل می‌شود

$$\frac{\partial}{\partial \alpha} l(\alpha) = -n \frac{\Gamma'(\alpha)}{\Gamma(\alpha)} + \sum_{i=1}^n \ln x_i = 0, \quad (4)$$

که در آن $\frac{\Gamma'(\alpha)}{\Gamma(\alpha)}$ تابع دای گاما می‌باشد و $\Gamma'(\alpha)$ برای $x > 0$ به صورت زیر تعریف می‌شود

$$\Gamma'(\alpha) = \frac{d}{d\alpha} \Gamma(\alpha) = \frac{d}{d\alpha} \int_0^{\infty} x^{\alpha-1} e^{-x} dx = \int_0^{\infty} \ln x x^{\alpha-1} e^{-x} dx.$$

چون معادله (4) به صورت مستقیم دارای جواب نیست، لذا از روش‌های عددی برای حل آن استفاده می‌کنیم.

همانند مثال قبل، برای محاسبه برآورد ML پارامتر α از دو روش استفاده می کنیم.

• **روش اول:** در این روش، ریشه معادله (۴) را با استفاده از دستور *uniroot* محاسبه می کنیم.

• **روش دوم:** در این روش، با استفاده از دستور *optimize*، لگاریتم تابع درست‌نمایی (معادله (۳)) را ماکزیمم کرده و برآورد ML پارامتر α را محاسبه می کنیم.

Univiversity of Mazandaran
Dr. A. Asgharzadeh

روش اول. براساس یک نمونه تصادفی شبیه‌سازی شده از توزیع $\Gamma(\frac{1}{4}, 1)$ ، ریشه معادله (۴) را با استفاده از دستور *uniroot* به صورت زیر محاسبه می‌کنیم.

R code

```
x=c(0.0003655479, 2.1736826989, 0.0586845207, 0.0138559379, 0.2178146318,
0.7201073143, 2.1528716490, 0.4777215568, 0.5507213824, 1.2154430724)
```

```
eqsolve2=function(alpha){
n=length(x)
-n*digamma(alpha)+sum(log(x))
}
```

```
uniroot(eqsolve2, interval=c(0.001,2))$root
[1] 0.5716474
```

بنابراین $\hat{\alpha} = 0.571$ به دست می‌آید.

توجه شود *digamma(alpha)* دستور مورد استفاده برای تابع دای گاما می‌باشد.

روش دوم. با استفاده از دستور *optimize* برآورد ML پارامتر α به صورت زیر محاسبه می شود.

R code

```
x=c(0.0003655479, 2.1736826989, 0.0586845207, 0.0138559379, 0.2178146318,
0.7201073143, 2.1528716490, 0.4777215568, 0.5507213824, 1.2154430724)
```

```
lnL2 = function(alpha){
n=length(x)
-n*log(gamma(alpha))+(alpha-1)*sum(log(x))-sum(x)
}
```

```
optimize(lnL2, interval=c(0,2), maximum=T)$maximum
[1] 0.5716659
```

University of Mohammar
Dr. A. Asgharzadeh

برآورد ML و MM در توزیع وایبل

در این بخش برآوردهای درست‌نمایی ماکزیمم و گشتاوری پارامترهای توزیع وایبل با استفاده از دستورات ذکر شده، براساس یک مجموعه داده‌های واقعی به دست می‌آوریم. داده‌های مورد استفاده مربوط به زمان خرابی ۲۰ واحد مکانیکی می‌باشد. داده‌ها به صورت زیر می‌باشند:

0.067, 0.068, 0.076, 0.081, 0.084, 0.085, 0.085, 0.086, 0.089, 0.098,
0.098, 0.114, 0.114, 0.115, 0.121, 0.125, 0.131, 0.149, 0.160, 0.485

Univ. of Mazandaran
Dr. A. Asgharzadeh

براساس یک نمونه n تایی از توزیع وایبل با پارامترهای α و β با تابع چگالی

$$f(x; \alpha, \beta) = \frac{\beta}{\alpha^\beta} x^{\beta-1} e^{-(\frac{x}{\alpha})^\beta}; \quad x \geq 0, \alpha, \beta > 0$$

تابع درست‌نمایی به صورت زیر می‌باشد.

$$L(\alpha, \beta, \underline{x}) = \left(\frac{\beta}{\alpha}\right)^n \prod_{i=1}^n \left(\frac{x_i}{\alpha}\right)^{\beta-1} e^{-\sum_{i=1}^n \left(\frac{x_i}{\alpha}\right)^\beta}.$$

لگاریتم تابع درست‌نمایی می‌شود

$$l(\alpha, \beta, \underline{x}) = n \ln\left(\frac{\beta}{\alpha}\right) + (\beta - 1) \sum_{i=1}^n \ln\left(\frac{x_i}{\alpha}\right) - \sum_{i=1}^n \left(\frac{x_i}{\alpha}\right)^\beta \quad (5)$$

از آن معادلات درست‌نمایی زیر حاصل می‌شوند:

$$\begin{aligned} \frac{dl}{d\alpha} &= -\frac{n}{\alpha} + (\beta - 1) \sum_{i=1}^n \frac{-1}{\alpha} + \frac{\beta}{\alpha} \sum_{i=1}^n \left(\frac{x_i}{\alpha}\right)^\beta \\ &= -\frac{n\beta}{\alpha} + \frac{\beta}{\alpha} \sum_{i=1}^n \left(\frac{x_i}{\alpha}\right)^\beta = 0, \end{aligned} \quad (6)$$

$$\frac{dl}{d\beta} = \frac{n}{\beta} + \sum_{i=1}^n \ln\left(\frac{x_i}{\alpha}\right) - \sum_{i=1}^n \left(\frac{x_i}{\alpha}\right)^{\beta} \ln\left(\frac{x_i}{\alpha}\right) = 0. \quad (7)$$

با استفاده از (۶) نتیجه می‌شود

$$\alpha = \left(\frac{\sum_{i=1}^n x_i^{\beta}}{n} \right)^{1/\beta} \quad (8)$$

با جایگذاری α به دست آمده در (۷) داریم

$$\frac{\sum_{i=1}^n x_i^{\beta} \ln x_i}{\sum_{i=1}^n x_i^{\beta}} - \frac{1}{\beta} - \frac{\sum_{i=1}^n \ln x_i}{n} = 0. \quad (9)$$

به دلیل غیرخطی بودن این معادله برحسب β ، ما برآوردهای ماکزیمم درست‌نمایی پارامترها را به صورت عددی محاسبه می‌کنیم.

برای این منظور از دو روش زیر استفاده می‌کنیم.

- **روش اول:** برای محاسبه برآورد ML پارامتر β ، ریشه معادله (۹) را با استفاده از دستور *uniroot* محاسبه می‌کنیم. با جایگذاری $\hat{\beta}$ به دست آمده در معادله (۸) برآورد ML پارامتر α به دست می‌آید.
- **روش دوم:** در این روش، لگاریتم تابع درست‌نمایی را بر حسب α و β ماکزیم می‌کنیم. برای این منظور از دستور *optim* استفاده می‌کنیم و با مینیم سازی تابع $(-l(\alpha, \beta, \underline{x}))$ نسبت به α و β برآوردهای درست‌نمایی پارامترها را محاسبه می‌کنیم.

Univ...
Dr. A. Asghar...

روش اول: استفاده از دستور *uniroot* در بازه $[0, 3]$.

R code

```
x = c( 0.067, 0.068, 0.076, 0.081, 0.084, 0.085, 0.085, 0.086, 0.089, 0.098,
0.098, 0.114, 0.114, 0.115, 0.121, 0.125, 0.131, 0.149, 0.160 ,0.485 )
```

```
eqsolve3=function(beta){
n=length(x)
sum(x^beta*log(x))/sum(x^beta)-(1/beta)-sum(log(x))/n
}
```

```
uniroot( eqsolve3, c(0,3) )$root
[1] 1.642151
```

بنابراین از این روش $\hat{\beta} = 1/64$ به دست می آید. با جایگذاری آن در (۸) مقدار $\hat{\alpha} = 0/1376$ برآورد می شود.

روش دوم: استفاده از دستور *optim* با مقدار اولیه (۱, ۲) برای (α, β) .

R code

```
x = c( 0.067, 0.068, 0.076, 0.081, 0.084, 0.085, 0.085, 0.086, 0.089, 0.098,
0.098, 0.114, 0.114, 0.115, 0.121, 0.125, 0.131, 0.149, 0.160 ,0.485 )

lnL3=function(par){
alpha=par[1]; beta=par[2]
n=length(x)
out=n*log(beta/alpha)+(beta-1)*sum(log(x/alpha))-sum((x/alpha)^beta)
return(-out)
}

optim( par=c(alpha=1,beta=2), lnL3 )$par
alpha    beta
0.1376125 1.6422294
```

با توجه به مقادیر به دست آمده در خروجی $\hat{\alpha}_{MLE} = 0.13$ و $\hat{\beta}_{MLE} = 1.64$ برآورد شده‌اند.

برای پیدا کردن برآورد گشتاوری α و β به صورت زیر داریم:

$$E(X) = \alpha \Gamma \left(1 + \frac{1}{\beta} \right) = \bar{X},$$

که از آن نتیجه می شود

$$\alpha = \frac{\bar{X}}{\Gamma \left(1 + \frac{1}{\beta} \right)} \quad (10)$$

همچنین برای پیدا کردن برآورد گشتاوری β داریم

$$E(X^2) = \alpha^2 \Gamma \left(1 + \frac{2}{\beta} \right) = \bar{X}^2.$$

با جایگذاری α به دست آمده در این معادله داریم

$$(\bar{X})^2 \Gamma \left(1 + \frac{2}{\beta} \right) - \bar{X}^2 \left[\Gamma \left(1 + \frac{1}{\beta} \right) \right]^2 = 0. \quad (11)$$

از آنجایی که معادله (۱۱) دارای جواب صریحی برای β نمی‌باشد، بنابراین برای یافتن جواب معادله بایستی از روش‌های عددی با یک نمونه خاص استفاده کرد. ما در اینجا با استفاده از دستور *uniroot* برآورد گشتاوری β که ریشه معادله (۱۱) می‌باشد را به دست آورده و با جایگذاری آن در معادله (۱۰) برآورد گشتاوری α را محاسبه می‌کنیم.

Univiverrity of Azadegan
Dr. A. Asgharzadeh

R code

```
x = c( 0.067, 0.068, 0.076, 0.081, 0.084, 0.085, 0.085, 0.086, 0.089, 0.098,
0.098, 0.114, 0.114, 0.115, 0.121, 0.125, 0.131, 0.149, 0.160 ,0.485 )
```

```
mme = function(beta) {
(mean(x))^2*gamma(1+(2/beta))-mean(x^2)*(gamma(1+1/beta))^2
}
```

```
uniroot( mme, interval=c(1,5) )$root
[1] 1.415412
```

بنابراین با توجه به خروجی به دست آمده مشاهده می شود $\tilde{\beta}_{MME} = 1/415$ که با جایگذاری آن در (۱۰) برآورد گشتاوری پارامتر α ، مقدار $\tilde{\alpha}_{MME} = 0/1335$ به دست می آید.

توجه شود در برنامه فوق $mean(x)$ نمایانگر میانگین داده ها، یعنی $\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$ و $mean(x^2)$ نمایانگر میانگین توان دوم داده ها، یعنی $\bar{X^2} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i^2$ می باشد.

تمرین. اگر $X_1, \dots, X_n \stackrel{iid}{\sim} f(x, \alpha, \lambda)$ که

$$f(x; \alpha, \lambda) = \alpha \lambda e^{-\lambda x} (1 - e^{-\lambda x})^{\alpha-1}; x > 0, \quad \alpha, \lambda > 0.$$

با استفاده از روش‌های عددی ذکر شده، براساس مجموعه داده واقعی زیر، برآورد درست‌نمایی ماکزیمم پارامترهای α و β را به دست آورید. داده‌ها نشان‌دهنده تعداد چرخش‌های (برحسب میلیون) ۲۳ بلبینگ قبل از زمان خرابی می‌باشد. داده‌ها به صورت زیر می‌باشند.

17.88, 28.92, 33, 41.52, 42.12, 45.6, 48.8, 51.84, 51.96, 54.12, 55.56, 67.8, 68.64, 68.88, 84.12, 93.12, 98.64, 105.12, 105.84, 127.92, 128.04, 173.4

University of Mazan
Dr. A. Asgharzadeh