



FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS
ESCOLA DE MATEMÁTICA APLICADA
Inferência Estatística

**Tradução de Probability and Statistics by
DeGroot & Schervish**

VICTOR GABRIEL HARUO IWAMOTO

Rio de Janeiro – RJ
August 2025

7.1 Inferência Estatística

Lembre-se de nossos vários exemplos de ensaios clínicos. O que poderíamos dizer sobre a probabilidade de um futuro paciente responder com sucesso ao tratamento depois de observarmos os resultados de uma coleção de outros pacientes? Essa é a questão que a inferência estatística se destina a abordar. Em geral, a inferência estatística consiste em fazer declarações probabilísticas sobre quantidades desconhecidas. Por exemplo, podemos calcular médias, variâncias, quantis e algumas outras quantidades que ainda serão introduzidas sobre variáveis aleatórias não observadas e parâmetros desconhecidos de distribuições. Nosso objetivo será dizer o que aprendemos sobre as quantidades desconhecidas após observar alguns dados que acreditamos conter informações relevantes. Aqui estão alguns outros exemplos de questões que a inferência estatística pode tentar responder. O que podemos dizer sobre se uma máquina está funcionando corretamente após observarmos parte de sua produção? Em um processo cível, o que podemos dizer sobre se houve discriminação após observar como diferentes grupos étnicos foram tratados? Os métodos de inferência estatística, que desenvolveremos para abordar essas questões, são construídos sobre a teoria da probabilidade abordada nos capítulos anteriores deste texto.

Probabilidade e Modelos Estatísticos

Nos capítulos anteriores deste livro, discutimos a teoria e os métodos da probabilidade. À medida que novos conceitos em probabilidade eram introduzidos, também introduzimos exemplos do uso desses conceitos em problemas que agora reconheceremos como *inferência estatística*. Antes de discutir a inferência estatística formalmente, é útil nos recordarmos daqueles conceitos de probabilidade que fundamentarão a inferência.

Exemplo 7.1.1 Tempo de Vida de Componentes Eletrônicos. Uma empresa vende componentes eletrônicos e está interessada em saber por quanto tempo cada componente provavelmente durará. Eles podem coletar dados sobre componentes que foram usados sob condições típicas. Eles optam por usar a família de distribuições exponenciais para modelar o tempo (em anos) desde o momento em que um componente é colocado em serviço até sua falha. Eles gostariam de modelar os componentes como tendo todos a mesma taxa de falha θ , mas há incerteza sobre o valor numérico específico de θ . Para ser mais preciso, seja X_1, X_2, \dots uma sequência de tempos de vida de componentes em anos. A empresa acredita que, se soubessem a taxa de falha θ , então X_1, X_2, \dots seriam variáveis aleatórias i.i.d. (independentes e identicamente distribuídas) com distribuição exponencial com parâmetro θ . (Ver Seção 5.7 para a definição de distribuições exponenciais. Estamos usando o símbolo θ para o parâmetro de nossas distribuições exponenciais em vez de β para corresponder ao restante da notação neste capítulo.) Suponha que os dados que a empresa irá observar

consistam nos valores de X_1, \dots, X_m , mas que eles ainda estejam interessados em X_{m+1}, X_{m+2}, \dots . Eles também estão interessados em θ porque está relacionado ao tempo de vida médio. Como vimos na Eq. (5.7.17), a média de uma variável aleatória exponencial com parâmetro θ é $1/\theta$, razão pela qual a empresa pensa em θ como a taxa de falha.

Imaginamos um experimento cujos resultados são sequências de tempos de vida como descrito acima. Como mencionado, se soubéssemos o valor de θ , então X_1, X_2, \dots seriam variáveis aleatórias i.i.d. Nesse caso, a lei dos grandes números (Teorema 6.2.4) diz que a média $\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$ converge em probabilidade para a média $1/\theta$. E o Teorema 6.2.5 diz que $n / \sum_{i=1}^n X_i$ converge em probabilidade para θ . Como θ é uma função da sequência de tempos de vida que constituem cada resultado experimental, ele pode ser tratado como uma variável aleatória. Suponha que, antes de observar os dados, a empresa acredite que a taxa de falha é provavelmente em torno de 0,5/ano, mas há uma certa incerteza sobre isso. Eles modelam θ como uma variável aleatória com distribuição gama com parâmetros 1 e 2. Parafraseando o que foi dito anteriormente, eles também modelam X_1, X_2, \dots como variáveis aleatórias exponenciais condicionalmente i.i.d. com parâmetro θ dado θ . Eles esperam aprender mais sobre θ examinando os dados da amostra X_1, \dots, X_m . Eles nunca podem aprender θ precisamente, pois isso exigiria observar toda a sequência infinita X_1, X_2, \dots . Por essa razão, θ é apenas hipoteticamente observável.

O Exemplo 7.1.1 ilustra várias características que serão comuns à maioria dos problemas de inferência estatística e que constituem o que chamamos de modelo estatístico.

Definição 7.1.1 Modelo Estatístico. Um *modelo estatístico* consiste em uma identificação das variáveis aleatórias de interesse (tanto observáveis quanto apenas hipoteticamente observáveis), uma especificação de uma distribuição de probabilidade conjunta ou de uma família de possíveis distribuições conjuntas para as variáveis aleatórias observáveis, a identificação de quaisquer parâmetros dessas distribuições que se assumem desconhecidos e possivelmente hipoteticamente observáveis, e (se desejado) uma especificação de uma distribuição conjunta para os parâmetros desconhecidos. Quando tratamos os parâmetros desconhecidos θ como aleatórios, então a distribuição de probabilidade conjunta das variáveis aleatórias observáveis indexada por θ é entendida como a distribuição condicional das variáveis aleatórias observáveis dado θ .

No Exemplo 7.1.1, as variáveis aleatórias observáveis de interesse formam a sequência X_1, X_2, \dots , enquanto a taxa de falha θ é hipoteticamente observável. A família de possíveis distribuições conjuntas de X_1, X_2, \dots é indexada

pelo parâmetro θ . A distribuição de probabilidade conjunta das observáveis correspondente ao valor θ é aquela em que X_1, X_2, \dots são variáveis aleatórias i.i.d. cada uma com distribuição exponencial com parâmetro θ . Esta também é a distribuição condicional de X_1, X_2, \dots dado θ porque estamos tratando θ como uma variável aleatória. A distribuição de θ é a distribuição gama com parâmetros 1 e 2.

Nota: Redefinindo Ideias Antigas. O leitor notará que um modelo estatístico nada mais é do que uma formalização de muitas características que temos usado em vários exemplos ao longo dos capítulos anteriores deste livro. Alguns exemplos precisam apenas de algumas das características que compõem a especificação completa de um modelo estatístico, enquanto outros exemplos usam a especificação completa. Nas Seções 7.1–7.4, nós vamos introduzir uma quantidade considerável de terminologia, grande parte da qual é a formalização de conceitos que foram introduzidos e usados em vários lugares anteriormente no livro. O propósito de toda essa formalidade é nos ajudar a manter os conceitos organizados para que possamos dizer quando estamos aplicando as mesmas ideias de novas maneiras e quando estamos introduzindo novas ideias.

Estamos agora prontos para introduzir formalmente a inferência estatística.

Definição 7.1.2 Inferência Estatística. Uma *inferência estatística* é um procedimento que produz uma declaração probabilística sobre alguns ou todas as partes de um modelo estatístico.

Por uma “declaração probabilística”, queremos dizer uma declaração que faz uso de qualquer um dos conceitos de teoria da probabilidade que foram discutidos no texto ou que ainda serão discutidos mais tarde. Por exemplo, eles incluem uma média, uma média condicional, um quantil, uma variância, uma distribuição condicional de uma variável aleatória dada outra, a probabilidade de um evento, uma probabilidade condicional de um evento dado algum outro, e assim por diante. No Exemplo 7.1.1, aqui estão alguns exemplos de inferências estatísticas que alguém poderia querer fazer:

- Produzir uma variável aleatória Y (uma função de X_1, \dots, X_m) tal que $\Pr(Y \geq \theta | \theta) = 0.9$.
- Produzir uma variável aleatória Y que se espera que esteja próxima de θ .
- Computar quão provável é que a média dos próximos 10 tempos de vida, $\frac{1}{10} \sum_{i=m+1}^{m+10} X_i$, seja pelo menos 2.
- Dizer algo sobre quão confiantes estamos de que $\theta \leq 0.4$ após observar X_1, \dots, X_m .

Todos esses tipos de inferência e outros serão discutidos com mais detalhes neste livro.

Na Definição 7.1.1, distinguimos entre variáveis aleatórias observáveis e hipoteticamente observáveis. Reservamos o nome *observável* para uma variável aleatória que temos certeza de que poderíamos observar se dedicássemos o esforço necessário para observá-la. O nome *hipoteticamente observável* foi usado para uma variável aleatória que exigiria recursos infinitos para ser observada, como o limite (quando $n \rightarrow \infty$) das médias amostrais das primeiras n observáveis. Neste texto, tal variável aleatória hipoteticamente observável corresponderá aos parâmetros da distribuição conjunta dos observáveis como no Exemplo 7.1.1. Como esses parâmetros figuram de forma proeminente em muitos dos tipos de problemas de inferência que veremos, vale a pena formalizar o conceito de parâmetro.

Definição 7.1.3 Parâmetro/Espaço de parâmetros. Em um problema de inferência estatística, uma característica ou combinação de características que determina a distribuição conjunta para as variáveis aleatórias de interesse é chamada de *parâmetro* da distribuição. O conjunto Ω de todos os valores possíveis de um parâmetro θ ou de um vetor de parâmetros $(\theta_1, \dots, \theta_k)$ é chamado de *espaço de parâmetros*.

Todas as famílias de distribuições introduzidas anteriormente (e a serem introduzidas mais tarde) neste livro têm parâmetros que estão incluídos nos nomes dos membros individuais da família. Por exemplo, a família de distribuições binomiais tem parâmetros que chamamos de n e p , a família de distribuições normais é parametrizada pela média μ e variância σ^2 de cada distribuição, a família de distribuições uniformes em intervalos é parametrizada pelos extremos dos intervalos, a família de distribuições exponenciais é parametrizada pela taxa de parâmetro θ , e assim por diante. No Exemplo 7.1.1, o parâmetro θ (a taxa de falha) deve ser positivo. Portanto, a menos que certos valores positivos de θ possam ser explicitamente descartados como valores possíveis de θ , o espaço de parâmetros Ω será o conjunto de todos os números positivos. Como outro exemplo, suponha que a distribuição das alturas dos indivíduos em uma certa população seja assumida como a distribuição normal com média μ e variância σ^2 , mas que os valores exatos de μ e σ^2 sejam desconhecidos. A média μ e a variância σ^2 determinam a distribuição normal particular para as alturas dos indivíduos. Assim, (μ, σ^2) pode ser considerado um par de parâmetros. Neste exemplo de alturas, tanto μ quanto σ^2 devem ser positivos. Portanto, o espaço de parâmetros Ω pode ser considerado como o conjunto de todos os pares (μ, σ^2) tais que $\mu > 0$ e $\sigma^2 > 0$. Se a distribuição normal neste exemplo representa a distribuição das alturas em polegadas dos indivíduos nesta população particular, podemos ter certeza de que $30 < \mu < 100$ e $\sigma^2 < 50$. Nesse caso, o espaço de parâmetros Ω poderia ser considerado como o conjunto menor de todos os

pares (μ, σ^2) tais que $30 < \mu < 100$ e $0 < \sigma^2 < 50$.

A característica importante do espaço de parâmetros Ω é que ele deve conter todos os valores possíveis dos parâmetros em um dado problema, para que possamos ter certeza de que o valor real do vetor de parâmetros é um ponto em Ω .

Exemplo 7.1.2 Um Ensaio Clínico. Suponha que 40 pacientes receberão um tratamento para uma condição e que observaremos para cada paciente se ele se recupera ou não da condição. Podemos também estar interessados em uma grande coleção de pacientes adicionais que receberão o mesmo tratamento. Para ser específico, para cada paciente $i = 1, 2, \dots$, seja $X_i = 1$ se o paciente i se recuperar, e seja $X_i = 0$ se não. Como uma coleção de possíveis distribuições para X_1, X_2, \dots , poderíamos escolher dizer que os X_i são i.i.d. tendo a distribuição de Bernoulli com parâmetro p para $0 \leq p \leq 1$. Neste caso, o parâmetro p é conhecido por estar no intervalo $[0, 1]$, e este intervalo poderia ser considerado o espaço de parâmetros. Note também que a lei dos grandes números (Teorema 6.2.4) diz que p é o limite, quando n tende ao infinito, da proporção dos primeiros n pacientes que se recuperam.

Na maioria dos problemas, existe uma interpretação natural para o parâmetro como uma característica de possíveis distribuições de nossos dados. No Exemplo 7.1.2, o parâmetro p tem uma interpretação natural como a proporção de nossa população de pacientes que se recupera do tratamento. No Exemplo 7.1.1, o parâmetro θ tem uma interpretação natural como uma taxa de falha, ou seja, um sobre o tempo de vida médio de uma grande população de tempos de vida. Tais casos, inferência sobre parâmetros pode ser interpretada como inferência sobre as características que o parâmetro representa. Neste texto, todos os parâmetros terão tais interpretações naturais. Em exemplos que se encontram fora de um curso introdutório, as interpretações podem não ser tão diretas.

Exemplos de Inferência Estatística

Aqui estão alguns dos exemplos de modelos estatísticos e inferências que foram introduzidos anteriormente no texto.

Exemplo 7.1.3 Um Ensaio Clínico. O ensaio clínico introduzido no Exemplo 2.1.4 estava preocupado com a probabilidade de os pacientes evitarem uma recaída enquanto recebiam vários tratamentos. Para cada i , seja $X_i = 1$ se o paciente i no tratamento com imipramina evitar a recaída e $X_i = 0$ caso contrário. Seja P a proporção de pacientes que evitam a recaída em um grande grupo recebendo tratamento com imipramina. Se P for desconhecido, podemos modelar X_1, X_2, \dots como i.i.d. variáveis aleatórias de Bernoulli com parâme-

tro p condicional a $P = p$. Os pacientes na coluna da imipramina da Tabela 2.1 devem nos fornecer alguma informação que mude nossa incerteza sobre P . Uma inferência estatística consistiria em fazer uma declaração de probabilidade sobre os dados e/ou P , e o que os dados e P nos dizem um sobre o outro. Por exemplo, no Exemplo 4.7.8, assumimos que P tinha a distribuição uniforme no intervalo $[0, 1]$, e encontramos a distribuição condicional de P dados os resultados observados do estudo. Também calculamos a média condicional de P dados os resultados do estudo, bem como o E.M.Q. (Erro Médio Quadrático) para prever P tanto antes quanto depois de observar os resultados do estudo.

Exemplo 7.1.4 Partículas Radioativas. No Exemplo 5.7.8, partículas radioativas atingem um alvo de acordo com um processo de Poisson com taxa desconhecida β . No Exercício 22 da Seção 5.7, foi solicitado que você encontrasse a distribuição condicional de β após observar o processo de Poisson por um certo período de tempo.

Exemplo 7.1.5 Antropometria de Besouros Pulga. No Exemplo 5.10.2, plotamos duas medidas físicas de uma amostra de 31 besouros pulga juntamente com contornos de uma distribuição normal bivariada. A família de distribuições normais bivariadas é parametrizada por cinco quantidades: as duas médias, as duas variâncias e a correlação. A escolha de qual conjunto desses cinco parâmetros usar para os dados ajustados é uma forma de inferência estatística conhecida como *estimação*.

Exemplo 7.1.6 Intervalo para a Média. Suponha que as alturas dos homens em uma certa população sigam a distribuição normal com média μ e variância 9, como no Exemplo 5.6.7. Desta vez, assuma que não conhecemos o valor da média μ , mas desejamos aprender sobre ela amostrando da população. Suponha que decidamos amostrar $n = 36$ homens e seja \bar{X}_n a média de suas alturas. Então o intervalo $(\bar{X}_n - 0.98, \bar{X}_n + 0.98)$ calculado no Exemplo 5.6.8 tem a propriedade de que conterá o valor de μ com probabilidade 0.95.

Exemplo 7.1.7 Discriminação na Seleção do Júri. No Exemplo 5.8.4, estávamos interessados em saber se havia evidência de discriminação contra Mexicano-Americanos na seleção do júri. A Figura 5.8 mostra como pessoas que entraram no caso com diferentes opiniões sobre a extensão da discriminação (se houver) poderiam alterar suas opiniões à luz do aprendizado da evidência numérica apresentada no caso.

Exemplo 7.1.8 Tempos de Serviço em uma Fila. Suponha que clientes em uma fila devam esperar por serviço e que estamos interessados em observar os tempos de serviço de vários clientes. Suponha que estejamos interessados na taxa em que os clientes são atendidos. Seja Z a taxa de serviço, e no Exemplo 5.7.4, mostramos como encontrar a distribuição condicional de Z dados vários tempos de serviço observados.

Classes Gerais de Problemas de Inferência

Previsão. Uma forma de inferência é tentar prever variáveis aleatórias que ainda não foram observadas. No Exemplo 7.1.1, podemos estar interessados na média dos próximos 10 tempos de vida, $\frac{1}{10} \sum_{i=m+1}^{m+10} X_i$. No exemplo do ensaio clínico (Exemplo 7.1.3), podemos estar interessados em quantos pacientes no grupo da imipramina terão sucesso. Em praticamente todo problema de inferência estatística em que não observamos todos os dados relevantes, a previsão é possível. Quando a quantidade não observada a ser prevista é um parâmetro, a previsão é geralmente chamada de *estimação*, como no Exemplo 7.1.5.

Problemas de Decisão Estatística. Em muitos problemas de inferência estatística, após a análise de dados experimentais, devemos escolher entre várias decisões de classes com a propriedade de que as consequências de cada decisão disponível dependem do valor desconhecido de algum parâmetro. Por exemplo, podemos ter que estimar a taxa de falha θ de nossos componentes eletrônicos quando as consequências dependem de quão próxima nossa estimativa de θ está do valor correto. Como outro exemplo, podemos ter que decidir se a proporção desconhecida P de pacientes no exemplo da imipramina (Exemplo 7.1.3) é maior ou menor que uma constante especificada quando as consequências dependem de onde P se encontra em relação à constante. Este último tipo de inferência está intimamente relacionado a *testes de hipóteses*, o assunto do Capítulo 9.

Delineamento Experimental. Em alguns problemas de inferência estatística, temos algum controle sobre o tipo ou a quantidade de dados experimentais que serão coletados. Por exemplo, considere um experimento para determinar a resistência média à tração de um certo tipo de liga como uma função da pressão e temperatura em que a liga é produzida. Dentro dos limites de certos orçamentos e restrições de tempo, pode ser possível para o experimentador escolher os níveis de pressão e temperatura nos quais os espécimes experimentais da liga serão produzidos, e também especificar o número de espécimes a serem produzidos em cada um desses níveis. Tal problema, no qual o experimentador pode escolher (pelo menos até certo ponto) o delineamento experimental particular a ser realizado, é chamado de problema de *delineamento experimental*. Obviamente, o delineamento de um experimento e a análise estatística dos dados experimentais estão intimamente relacionados. Não se pode projetar um experimento eficaz sem considerar a análise estatística subsequente que será realizada nos dados que serão obtidos. E não se pode realizar uma análise estatística significativa

de dados experimentais sem considerar o delineamento experimental particular do qual os dados foram derivados.

Outras Inferências. As classes gerais de problemas descritas acima, bem como os exemplos mais específicos que apareceram anteriormente, pretendem ser ilustrações de tipos de inferências estatísticas que poderemos realizar com a teoria e métodos introduzidos neste texto. A gama de possíveis modelos, inferências e métodos que podem surgir quando os dados são observados em problemas de pesquisa reais excede em muito o que podemos introduzir aqui. Espera-se que, ao obter uma compreensão dos problemas que cobrimos aqui, o leitor terá uma apreciação do que precisa ser feito quando um problema estatístico mais desafiador surge.

Definição de uma Estatística

Exemplo 7.1.9 Tempos de Falha de Rolamentos de Esferas. No Exemplo 5.6.9, tínhamos uma amostra dos números de milhões de revoluções antes da falha para 23 rolamentos de esferas. Modelamos os tempos de vida como uma amostra aleatória de uma distribuição lognormal. Podemos supor que os parâmetros μ e σ^2 dessa distribuição lognormal são desconhecidos e que talvez queiramos fazer alguma inferência sobre eles. Gostaríamos de fazer uso dos 23 valores observados para fazer qualquer inferência. Mas precisamos acompanhar todos os 23 valores ou existem alguns resumos dos dados sobre os quais nossa inferência será baseada?

Cada inferência estatística que aprenderemos a realizar neste livro será baseada em um ou alguns resumos dos dados disponíveis. Tais resumos de dados surgem com tanta frequência e são tão fundamentais para a inferência que recebem um nome especial.

Definição 7.1.4 Estatística. Suponha que as variáveis aleatórias observáveis de interesse sejam X_1, \dots, X_n . Seja r uma função de valor real arbitrária de n variáveis reais. Então a variável aleatória $T = r(X_1, \dots, X_n)$ é chamada de *estatística*.

Três exemplos de estatísticas são a média amostral \bar{X}_n , o máximo Y_n dos valores de X_1, \dots, X_n , e a função $r(X_1, \dots, X_n)$, que tem o valor constante 3 para todos os valores de X_1, \dots, X_n .

Exemplo 7.1.10 Tempos de Falha de Rolamentos de Esferas. No

Exemplo 7.1.9, suponha que estivéssemos interessados em fazer uma declaração sobre quão longe μ está de 40. Então, poderíamos querer usar a estatística

$$T = \left| \frac{1}{36} \sum_{i=1}^{36} \log(X_i) - 4 \right|$$

em nosso procedimento de inferência. Neste caso, T é uma medida ingênua de quão longe os dados sugerem que μ está de 40.

Exemplo 7.1.11 Intervalo para a Média. No Exemplo 7.1.6, construímos um intervalo que tem probabilidade 0.95 de conter μ . Os extremos do intervalo, a saber, $\bar{X}_n - 0.98$ e $\bar{X}_n + 0.98$, são estatísticas.

Muitas inferências podem prosseguir sem construir estatísticas explicitamente como um passo preliminar. No entanto, a maioria das inferências envolverá o uso de estatísticas que poderiam ser identificadas antecipadamente. E saber quais estatísticas são úteis em quais circunstâncias pode simplificar muito a inferência. Expressar uma inferência em termos de uma estatística também pode nos ajudar a decidir quão bem a inferência atende às nossas necessidades. Por exemplo, no Exemplo 7.1.10, se estimamos $\mu - 40$ por T , podemos usar a distribuição de T para nos ajudar a determinar quão provavelmente é que T difira de $|\mu - 40|$ por uma grande quantidade. À medida que construímos inferências específicas mais tarde neste livro, chamaremos a atenção para aquelas estatísticas que desempenham papéis importantes na inferência.

Parâmetros como Variáveis Aleatórias

Há alguma controvérsia sobre se os parâmetros devem ser tratados como variáveis aleatórias ou meramente como números que indexam uma distribuição. Por exemplo, no Exemplo 7.1.3, seja P a proporção de pacientes que evitam a recaída em um grande grupo que recebe imipramina. Então, dizemos que X_1, X_2, \dots são i.i.d. variáveis aleatórias de Bernoulli com parâmetro p condicional a $P = p$. Estamos explicitamente pensando em P como uma variável aleatória, e damos a ele uma distribuição. Uma alternativa seria dizer que X_1, X_2, \dots são i.i.d. variáveis aleatórias de Bernoulli com parâmetro p onde p é desconhecido e deixar por isso mesmo. Se realmente queremos calcular algo como a probabilidade condicional de que a proporção de pacientes seja maior que 0.5 dados os resultados dos primeiros 40 pacientes, então devemos tratar P como uma variável aleatória. Por outro lado, se estamos apenas interessados em fazer declarações de probabilidade que são indexadas pelo valor de p , então não precisamos pensar em p como uma variável aleatória. Por exemplo, podemos desejar encontrar duas variáveis aleatórias Y_1 e Y_2 (funções de X_1, \dots, X_{40}) tais que, não importa qual p seja, a probabilidade de que $Y_1 \leq p \leq Y_2$ seja de

pelo menos 0.9. Algumas das inferências que discutiremos mais adiante neste livro são do primeiro tipo que requerem o tratamento de P como uma variável aleatória, e algumas são do último tipo em que p é meramente um índice para uma distribuição.

Alguns estatísticos acreditam que é possível e útil tratar parâmetros como variáveis aleatórias em todos os problemas de inferência estatística. Eles acreditam que a distribuição de um parâmetro é uma probabilidade subjetiva que representa as crenças subjetivas e informadas de um experimentador individual sobre onde o valor verdadeiro do parâmetro provavelmente está. Uma vez que eles atribuem uma distribuição a um parâmetro, essa distribuição não é diferente de qualquer outra distribuição de probabilidade usada no campo da estatística, e todas as regras da teoria da probabilidade se aplicam a cada distribuição. De fato, em todos os casos descritos neste livro, os parâmetros podem realmente ser identificados como limites de funções de grandes coleções de observações potenciais. Aqui está um exemplo típico.

Exemplo 7.1.12 Parâmetro como um Limite de Variáveis Aleatórias. No Exemplo 7.1.3, o parâmetro P pode ser entendido da seguinte forma: Imagine uma sequência infinita de pacientes potenciais recebendo tratamento com imipramina. Suponha que, para cada inteiro n , os resultados de cada subconjunto ordenado de n pacientes dessa sequência infinita tenham a mesma distribuição conjunta que os resultados de qualquer outro subconjunto ordenado de n pacientes. Em outras palavras, suponha que a ordem em que os pacientes aparecem na sequência seja irrelevante para o resultado do tratamento. Seja P_n a proporção de pacientes que não recaem entre os primeiros n pacientes. Pode-se mostrar que a probabilidade é 1 de que P_n convirja para algo quando $n \rightarrow \infty$. Essa algo pode ser pensado como P , o que tem sido chamado de proporção de sucessos em uma população muito grande. Nesse sentido, P é uma variável aleatória porque é uma função de outros modelos de variáveis aleatórias. Um argumento semelhante pode ser feito em todos os modelos estatísticos deste livro, envolvendo parâmetros, mas a matemática necessária para tornar esses argumentos precisos é muito avançada para ser apresentada aqui (o Capítulo 12 de Schervish (1995) contém os detalhes necessários). Estatísticos que argumentam desta forma são ditos aderir à filosofia Bayesiana de estatística e são chamados de *Bayesianos*.

Há outra linha de raciocínio que leva naturalmente a tratar P como uma variável aleatória no Exemplo 7.1.12 sem depender de uma sequência infinita de pacientes potenciais. Suponha que o número de pacientes potenciais, embora grande, seja finito, digamos N . Então podemos fazer a aproximação na Seção 5.3.4 aplicável. Então P é apenas a proporção de sucessos entre a grande população de N pacientes. Condicional a $P = p$, o número de sucessos em uma amostra de n pacientes será aproximadamente uma variável aleatória binomial

com parâmetros n e p de acordo com o Teorema 5.3.4. Se os resultados dos pacientes na amostra são variáveis aleatórias, entre outras coisas, então a proporção de sucessos entre eles também é uma variável aleatória. Há outro grupo de estatísticos que acredita que em muitos problemas não é apropriado atribuir uma distribuição a um parâmetro, mas em vez disso, afirma que o valor verdadeiro do parâmetro é um certo número fixo cujo valor por acaso é desconhecido para o experimentador. Esses estatísticos atribuem uma distribuição a um parâmetro apenas quando há extensa informação prévia sobre as frequências relativas com que parâmetros similares tomaram cada um de seus valores possíveis em experimentos passados. Se dois cientistas diferentes pudessem concordar sobre quais experimentos passados eram similares ao experimento atual, então eles poderiam concordar sobre uma distribuição a ser atribuída ao parâmetro. Por exemplo, suponha que a proporção θ de itens defeituosos em um grande lote manufaturado seja desconhecida. Suponha também que o mesmo fabricante produziu muitos desses lotes de itens no passado e que registros detalhados foram mantidos sobre as proporções de itens defeituosos em lotes passados. As frequências relativas para lotes passados poderiam então ser usadas para construir uma distribuição para θ . Estatísticos que argumentariam desta forma são ditos aderir à filosofia frequentista de estatística e são chamados de *frequentistas*.

Os frequentistas baseiam-se na suposição de que existem sequências infinitas de variáveis aleatórias para dar sentido à maioria de suas declarações de probabilidade. Uma vez que se assume a existência de tal sequência infinita, descobre-se que os parâmetros das distribuições que estão sendo usadas são limites de funções das sequências infinitas, assim como fazem os Bayesianos descritos acima. Desta forma, os parâmetros são variáveis aleatórias porque são funções de outras variáveis aleatórias. O ponto de desacordo entre os dois grupos é se é útil ou mesmo possível atribuir uma distribuição a tais parâmetros.

Tanto Bayesianos quanto frequentistas concordam sobre a utilidade de famílias de distribuições para observações indexadas por parâmetros. Os Bayesianos referem-se à distribuição indexada pelo valor do parâmetro θ como a distribuição condicional das observações dado que o parâmetro é igual a θ . Os frequentistas referem-se à distribuição indexada por θ como a distribuição das observações quando θ é o valor verdadeiro do parâmetro. Os dois grupos concordam que sempre que uma distribuição pode ser atribuída a um parâmetro, a teoria e os métodos a serem descritos neste capítulo são aplicáveis e úteis. Nas Seções 7.2–7.4, nós explicitamente assumiremos que cada parâmetro é uma variável aleatória e atribuiremos a ele uma distribuição que representa as probabilidades de que o parâmetro esteja em vários subconjuntos do espaço de parâmetros. A partir da Seção 7.5, consideraremos técnicas de estimação que não se baseiam na atribuição de distribuições a parâmetros.

7.2 Distribuições a Priori e a Posteriori

A distribuição de um parâmetro antes da observação de quaisquer dados é chamada de distribuição *a priori*. A distribuição condicional do parâmetro, dados os valores observados, é chamada de distribuição *a posteriori*. Se inserirmos os valores observados dos dados na f.d.p. (função de densidade de probabilidade) ou f.p. (função de probabilidade) condicional, e considerarmos o resultado como uma função apenas do parâmetro, o resultado é chamado de função de *verossimilhança*.

A Distribuição a Priori

Exemplo 7.2.1 Tempo de Vida de Componentes Eletrônicos. No Exemplo 7.1.1, os tempos de vida X_1, X_2, \dots de componentes eletrônicos foram modelados como variáveis aleatórias i.i.d. exponenciais com parâmetro θ condicional a θ , e θ foi interpretado como a taxa de falha dos componentes. Notamos que $n / \sum_{i=1}^n X_i$ deveria convergir em probabilidade para θ quando $n \rightarrow \infty$. Dissemos então que θ tinha a distribuição gama com parâmetros 1 e 2.

A distribuição de θ mencionada no final do Exemplo 7.2.1 foi atribuída antes de se observar a vida útil de qualquer componente. Por essa razão, chamamos isso de *distribuição a priori*.

Definição 7.2.1 Distribuição a Priori/f.p./f.d.p. Suponha que se tenha um modelo estatístico com parâmetro θ . Se trata θ como uma variável aleatória, então a distribuição que se atribui a θ antes de observar quaisquer outras variáveis aleatórias de interesse é chamada de sua *distribuição a priori*. Se o espaço de parâmetros for no máximo contável, então a distribuição a priori é discreta e sua f.p. é chamada de *f.p. a priori* de θ . Se a distribuição a priori for contínua, então sua f.d.p. é chamada de *f.d.p. a priori* de θ . Usaremos comumente o símbolo $\xi(\theta)$ para denotar a f.p. ou f.d.p. a priori de θ .

Quando se trata um parâmetro como uma variável aleatória, o nome “distribuição a priori” é meramente outro nome para a distribuição marginal do parâmetro.

Exemplo 7.2.2 Moeda Justa ou de Duas Caras. Seja θ a probabilidade de obter uma cara quando uma certa moeda é lançada, e suponha que se saiba que a moeda é justa ou tem cara em ambos os lados. Portanto, os únicos valores possíveis de θ são $\theta = 1/2$ e $\theta = 1$. Se a probabilidade a priori de que a moeda é justa for 0.8, então a f.p. a priori de θ é $\xi(1/2) = 0.8$ e $\xi(1) = 0.2$.

Exemplo 7.2.3 Proporção de Itens Defeituosos. Suponha que a proporção θ de itens defeituosos em um grande lote manufaturado seja desconhecida e que a distribuição a priori atribuída a θ seja a distribuição uniforme no intervalo $[0, 1]$. Então a f.d.p. a priori de θ é

$$\xi(\theta) = \begin{cases} 1 & \text{para } 0 < \theta < 1, \\ 0 & \text{caso contrário.} \end{cases} \quad (7.2.1)$$

A distribuição a priori de um parâmetro θ deve ser uma distribuição de probabilidade sobre o espaço de parâmetros Ω . Assumimos que o experimentador ou estatístico será capaz de resumir seu conhecimento prévio e crenças sobre onde o valor de θ provavelmente se encontra em Ω na forma de uma distribuição a priori para θ . Ou seja, antes que os dados experimentais tenham sido coletados ou observados, a experiência e o conhecimento passados do experimentador o levarão a acreditar que θ tem maior probabilidade de estar em certas regiões de Ω do que em outras. Assumiremos que as verossimilhanças relativas das diferentes regiões podem ser expressas em termos de uma distribuição de probabilidade em Ω , ou seja, a distribuição a priori de θ .

Exemplo 7.2.4 Tempo de Vida de Lâmpadas Fluorescentes. Suponha que os tempos de vida (em horas) de lâmpadas fluorescentes de um certo tipo devam ser observados e que o tempo de vida de qualquer lâmpada em particular tenha a distribuição exponencial com parâmetro θ . Suponha também que o valor exato de θ seja desconhecido, e com base na experiência prévia, a distribuição a priori de θ seja considerada a distribuição gama para a qual a média é 0.0002 e o desvio padrão é 0.0001. Determinaremos a f.d.p. a priori de θ . Suponha que a distribuição a priori de θ seja a distribuição gama com parâmetros α_0 e β_0 . Foi mostrado no Teorema 5.7.4 que a média desta distribuição é α_0/β_0 e a variância é α_0/β_0^2 . Portanto, $\alpha_0/\beta_0 = 0.0002$ e $\alpha_0/\beta_0^2 = (0.0001)^2$. Essas duas equações resultam em $\alpha_0 = 4$ e $\beta_0 = 20.000$. Segue-se de Eq. (5.7.13) que a f.d.p. a priori de θ para $\theta > 0$ é a seguinte:

$$\xi(\theta) = \frac{(20.000)^4}{3!} \theta^3 e^{-20.000\theta}. \quad (7.2.2)$$

Além disso, $\xi(\theta) = 0$ para $\theta \leq 0$.

No restante desta seção e nas Seções 7.3 e 7.4, focaremos em problemas de inferência estatística nos quais o parâmetro θ é uma variável aleatória e, portanto, precisa ter uma distribuição atribuída. Referir-nos-emos à distribuição indexada por θ para as outras variáveis aleatórias de interesse como a distribuição condicional para essas variáveis aleatórias dado θ . Esta é precisamente a linguagem usada no Exemplo 7.2.1 onde o parâmetro é θ , a taxa de falha. Referindo-se à f.p. ou f.d.p. condicional de variáveis aleatórias condicionais e

suas f.p.s e f.d.p.s. não condicionais, usaremos a notação da Seção 7.2.1. Por exemplo, se seja $\mathbf{X} = (X_1, \dots, X_m)$ no Exemplo 7.2.1, a f.d.p. condicional de \mathbf{X} dado θ é

$$f_m(\mathbf{x}|\theta) = \begin{cases} \theta^m \exp(-\theta[x_1 + \dots + x_m]) & \text{para todos } x_i > 0, \\ 0 & \text{caso contrário.} \end{cases} \quad (7.2.3)$$

Em muitos problemas, como no Exemplo 7.2.1, os dados observáveis X_1, X_2, \dots são modelados como uma amostra aleatória de uma distribuição univariada indexada por θ . Nestes casos, seja $f(x|\theta)$ a f.p. ou f.d.p. de uma única variável aleatória sob a distribuição indexada por θ . Em tal caso, usando a notação acima,

$$f_m(\mathbf{x}|\theta) = f(x_1|\theta) \cdots f(x_m|\theta).$$

Quando tratamos θ como uma variável aleatória, $f(x_i|\theta)$ é a f.p. ou f.d.p. condicional de cada observação X_i dado θ , e as observações são condicionalmente i.i.d. dado θ . Em resumo, as duas expressões a seguir devem ser entendidas como equivalentes:

- X_1, \dots, X_n formam uma amostra aleatória com f.p. ou f.d.p. $f(x|\theta)$.
- X_1, \dots, X_n são condicionalmente i.i.d. dado θ com f.p. ou f.d.p. condicional $f(x|\theta)$.

Embora geralmente usemos a primeira expressão por simplicidade, é frequente que a segunda expressão seja útil para lembrar que as duas expressões são equivalentes quando tratamos θ como uma variável aleatória.

Análise de Sensibilidade e Prioris Impróprias

No Exemplo 2.3.8 na página 84, vimos uma situação em que dois conjuntos muito diferentes de probabilidades a priori foram usados para uma coleção de eventos. Após a observação dos dados, no entanto, as probabilidades a posteriori eram bastante semelhantes. No Exemplo 5.8.4 na página 330, usamos uma grande coleção de distribuições a priori para a probabilidade de um parâmetro a fim de ver o quanto o impacto de uma distribuição a priori sobre a probabilidade a posteriori de um único evento importante. É uma prática comum comparar as distribuições a posteriori que surgem de várias distribuições a priori diferentes para ver o quanto o efeito da distribuição a priori tem sobre as respostas a questões importantes. Tais comparações são chamadas de *análise de sensibilidade*.

É muito comum o caso de que diferentes distribuições a priori não fazem muita diferença depois que os dados foram observados. Isso é especialmente verdadeiro se houver muitos dados ou se as distribuições a priori que estão sendo comparadas são muito dispersas. Essa observação tem duas implicações importantes. Primeiro, o fato de que diferentes experimentadores podem não concordar sobre uma distribuição a priori torna-se menos importante se houver muitos dados. Segundo, os experimentadores podem estar menos inclinados

a gastar tempo especificando uma distribuição a priori se não for fazer muita diferença qual deles é especificado. Infelizmente, se não se especifica alguma distribuição a priori, não há como calcular uma distribuição condicional do parâmetro dados os dados.

Como um expediente, existem alguns cálculos disponíveis que tentam capturar a ideia de que os dados contêm muito mais informações do que as disponíveis a priori. Geralmente, esses cálculos envolvem o uso de uma função $\xi(\theta)$ como se fosse uma f.d.p. a priori para o parâmetro θ , mas tal que $\int \xi(\theta)d\theta = \infty$, o que viola claramente a definição de f.d.p. Tais prioris são chamadas de *impróprias*. Discutiremos prioris impróprias mais detalhadamente na Seção 7.3.

A Distribuição a Posteriori

Exemplo 7.2.5 Tempo de Vida de Lâmpadas Fluorescentes. No Exemplo 7.2.4, construímos uma distribuição a priori para o parâmetro θ que especifica a distribuição exponencial para uma coleção de tempos de vida de lâmpadas fluorescentes. Suponha que observemos uma coleção de n tais tempos de vida. Como mudariamos a distribuição de θ para levar em conta os dados observados?

Definição 7.2.2 Distribuição/f.p./f.d.p. a Posteriori. Considere um problema de inferência estatística com parâmetro θ e variáveis aleatórias X_1, \dots, X_n , a serem observadas. A distribuição condicional de θ dados X_1, \dots, X_n é chamada de *distribuição a posteriori* de θ . A f.p. ou f.d.p. condicional de θ dados $X_1 = x_1, \dots, X_n = x_n$ é chamada de *f.p. a posteriori* ou *f.d.p. a posteriori* de θ e é tipicamente denotada por $\xi(\theta|x_1, \dots, x_n)$.

Quando se trata o parâmetro como uma variável aleatória, o nome “distribuição a posteriori” é meramente outro nome para a distribuição condicional do parâmetro dados os dados. O teorema de Bayes para variáveis aleatórias (3.6.13) e para vetores aleatórios (3.7.15) nos diz como derivar a f.p. ou f.d.p. a posteriori de θ após observar os dados. Reafirmaremos o teorema de Bayes aqui usando a notação específica de distribuições e parâmetros a priori.

Teorema 7.2.1 Suponha que as n variáveis aleatórias X_1, \dots, X_n formem uma amostra aleatória de uma distribuição para a qual a f.d.p. ou a f.p. é $f(x|\theta)$. Suponha também que o valor do parâmetro θ seja desconhecido e a f.p. ou f.d.p. a priori de θ seja $\xi(\theta)$. Então a f.d.p. ou f.p. a posteriori de θ é

$$\xi(\theta|\mathbf{x}) = \frac{f(x_1|\theta) \cdots f(x_n|\theta)\xi(\theta)}{g_n(\mathbf{x})} \quad \text{para } \theta \in \Omega,$$

onde g_n é a f.d.p. ou f.p. conjunta marginal de X_1, \dots, X_n .

Prova Por simplicidade, assumiremos que o espaço de parâmetros Ω é um intervalo da reta real ou a reta real inteira e que $\xi(\theta)$ é uma f.d.p. a priori, em vez de uma f.p. a priori. No entanto, a prova que será dada aqui pode ser facilmente adaptada a um problema em que $\xi(\theta)$ é uma f.p. Uma vez que as variáveis aleatórias X_1, \dots, X_n formam uma amostra aleatória da distribuição para a qual a f.d.p. é $f(x|\theta)$, segue-se que sua f.d.p. ou f.p. conjunta condicional dado θ é

$$f_n(x_1, \dots, x_n|\theta) = f(x_1|\theta) \cdots f(x_n|\theta). \quad (7.2.4)$$

Se usarmos a notação vetorial $\mathbf{x} = (x_1, \dots, x_n)$, então a f.d.p. conjunta em Eq. (7.2.4) pode ser escrita mais compactamente como $f_n(\mathbf{x}|\theta)$. Eq. (7.2.4) expressa meramente o fato de que X_1, \dots, X_n são condicionalmente independentes e identicamente distribuídas dado θ , cada uma tendo f.d.p. ou f.p. $f(x|\theta)$. Se multiplicarmos a f.d.p. ou f.p. conjunta de θ por a f.d.p. de $\xi(\theta)$, obtemos a f.d.p. ou f.p. conjunta $(n+1)$ -dimensional de X_1, \dots, X_n e θ na forma

$$f(\mathbf{x}, \theta) = f_n(\mathbf{x}|\theta)\xi(\theta). \quad (7.2.5)$$

A f.d.p. ou f.p. conjunta marginal de X_1, \dots, X_n pode agora ser obtida integrando o lado direito da Eq. (7.2.5) sobre todos os valores de θ . Portanto, a f.d.p. ou f.p. conjunta marginal n -dimensional de X_1, \dots, X_n pode ser escrita na forma

$$g_n(\mathbf{x}) = \int_{\Omega} f_n(\mathbf{x}|\theta)\xi(\theta)d\theta. \quad (7.2.6)$$

Eq. (7.2.6) é apenas uma instância da lei da probabilidade total para variáveis aleatórias (3.7.14). Ademais, a f.d.p. condicional de θ dado que $X_1 = x_1, \dots, X_n = x_n$, a saber, $\xi(\theta|\mathbf{x})$, deve ser igual a $f(\mathbf{x}, \theta)$ dividido por $g_n(\mathbf{x})$. Assim, temos

$$\xi(\theta|\mathbf{x}) = \frac{f_n(\mathbf{x}|\theta)\xi(\theta)}{g_n(\mathbf{x})} \quad \text{para } \theta \in \Omega, \quad (7.2.7)$$

que é o teorema de Bayes reafirmado para parâmetros e amostras aleatórias. Se $\xi(\theta)$ é uma f.p., de modo que a distribuição a priori é discreta, basta substituir a integral em (7.2.6) pela soma sobre todos os valores possíveis de θ . ■

Exemplo 7.2.6 Tempo de Vida de Lâmpadas Fluorescentes. Suponha novamente, como nos Exemplos 7.2.4 e 7.2.5, que a distribuição dos tempos de vida de lâmpadas fluorescentes de um certo tipo seja a distribuição exponencial com parâmetro θ , e a distribuição a priori de θ seja uma distribuição gama particular para a qual a f.d.p. $\xi(\theta)$ é dada por Eq. (7.2.2). Suponha também que os tempos de vida de n lâmpadas deste tipo sejam observados. Determinaremos a f.d.p. a posteriori de θ dado que $X_1 = x_1, \dots, X_n = x_n$. Pela Eq. (5.7.16), a f.d.p. de cada observação X_i é

$$f(x|\theta) = \begin{cases} \theta e^{-\theta x} & \text{para } x > 0, \\ 0 & \text{caso contrário.} \end{cases}$$

A f.d.p. conjunta de X_1, \dots, X_n pode ser escrita na seguinte forma, para $x_i > 0$ ($i = 1, \dots, n$):

$$f_n(\mathbf{x}|\theta) = \prod_{i=1}^n \theta e^{-\theta x_i} = \theta^n e^{-\theta y},$$

onde $y = \sum_{i=1}^n x_i$. Como $f_n(\mathbf{x}|\theta)$ será usado na construção da distribuição a posteriori de θ , é agora aparente que a estatística $Y = \sum_{i=1}^n X_i$ será usada em qualquer inferência que faça uso da distribuição a posteriori.

Uma vez que a f.d.p. a priori $\xi(\theta)$ é dada por Eq. (7.2.2), segue-se que para $\theta > 0$,

$$f_n(\mathbf{x}|\theta)\xi(\theta) = \theta^n e^{-\theta y} \frac{(20.000)^4}{3!} \theta^3 e^{-20.000\theta} = \frac{(20.000)^4}{3!} \theta^{n+3} e^{-(y+20.000)\theta}. \quad (7.2.8)$$

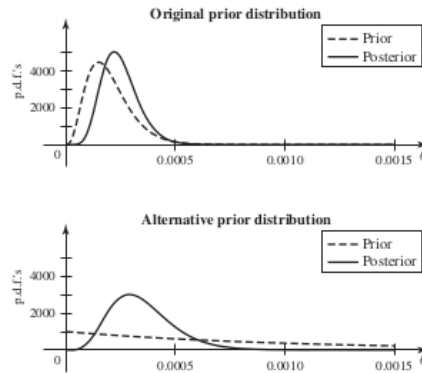
Precisamos calcular $g_n(\mathbf{x})$, que é a integral de (7.2.8) sobre todo θ :

$$g_n(\mathbf{x}) = \int_0^\infty \frac{(20.000)^4}{3!} \theta^{n+3} e^{-(y+20.000)\theta} d\theta = \frac{(20.000)^4}{3!} \frac{\Gamma(n+4)}{(y+20.000)^{n+4}}$$

onde a última igualdade segue do Teorema 5.7.3. Portanto,

$$\begin{aligned} \xi(\theta|\mathbf{x}) &= \frac{\frac{(20.000)^4}{3!} \theta^{n+3} e^{-(y+20.000)\theta}}{\frac{(20.000)^4}{3!} \frac{\Gamma(n+4)}{(y+20.000)^{n+4}}} \\ &= \frac{(y+20.000)^{n+4}}{\Gamma(n+4)} \theta^{n+3} e^{-(y+20.000)\theta}, \end{aligned} \quad (7.2.9)$$

para $\theta > 0$. Quando comparamos esta expressão com Eq. (5.7.13), podemos ver que é a f.d.p. da distribuição gama com parâmetros $n+4$ e $y+20.000$. Portanto, esta distribuição gama é a distribuição a posteriori de θ . Como um exemplo específico, suponha que observamos os seguintes $n = 5$ tempos de vida em horas: 2911, 4403, 3237, 5509 e 3118. Então $y = 16.178$, e a distribuição a posteriori de θ é a distribuição gama com parâmetros 9 e 36.178. O painel superior da Fig. 7.1 exibe tanto a f.d.p. a priori quanto a posteriori neste exemplo. Fica claro a partir dos dados que os dados fizeram com que a distribuição de θ mudasse um pouco da priori para a posteriori. Neste ponto, pode ser apropriado realizar uma análise de sensibilidade. Por exemplo, como a distribuição a posteriori mudaria se tivéssemos escolhido uma distribuição a priori diferente? Para ser específico, considere a priori gama com parâmetros 1 e 1000. Esta priori tem o mesmo desvio padrão da priori original, mas a média é cinco vezes maior. A distribuição a posteriori seria então a distribuição gama com parâmetros 6 e 17.178. As f.d.p.s desta priori e posteriori estão no painel inferior da Fig. 7.1. Pode-se ver que tanto a priori quanto a posteriori no painel inferior estão mais espalhadas do que suas contrapartes no painel superior.



É claro que a escolha da priori fará diferença com este pequeno conjunto de dados. Os nomes “a priori” e “a posteriori” derivam das palavras latinas para “anterior” e “posterior”. A distribuição a priori é a distribuição de θ que vem antes da observação dos dados, e a distribuição a posteriori vem depois da observação dos dados.

A Função de Verossimilhança

O denominador no lado direito da Eq. (7.2.7) é simplesmente a integral do numerador sobre todos os valores possíveis de θ . Embora o valor desta integral dependa dos valores observados x_1, \dots, x_n , ele não depende de θ e pode ser tratado como uma constante quando o lado direito da Eq. (7.2.7) é considerado como uma f.d.p. de θ . Podemos, portanto, substituir a Eq. (7.2.7) pela seguinte relação:

$$\xi(\theta|\mathbf{x}) \propto f_n(\mathbf{x}|\theta)\xi(\theta). \quad (7.2.10)$$

O símbolo de proporcionalidade \propto é usado aqui para indicar que o lado esquerdo é igual ao lado direito, exceto possivelmente por um fator constante, cujo valor pode depender dos valores observados x_1, \dots, x_n , mas não depende de θ . A constante apropriada que estabelecerá a igualdade dos dois lados na relação (7.2.10) pode ser determinada a qualquer momento usando o fato de que $\int_{\Omega} \xi(\theta|\mathbf{x})d\theta = 1$, porque $\xi(\theta|\mathbf{x})$ é uma f.d.p. de θ . Uma das duas funções no lado direito da Eq. (7.2.10) é a f.d.p. a priori de θ . A outra função também tem um nome especial.

Definição 7.2.3 Função de Verossimilhança. Quando a f.p. ou f.d.p. conjunta $f_n(\mathbf{x}|\theta)$ das observações em uma amostra aleatória é considerada como uma função de θ para valores dados de x_1, \dots, x_n , ela é chamada de *função de verossimilhança*.

A relação (7.2.10) afirma que a f.d.p. a posteriori de θ é proporcional ao produto da função de verossimilhança e da f.d.p. a priori de θ . Usando a relação de proporcionalidade (7.2.10), muitas vezes é possível determinar a f.d.p. a posteriori de θ sem realizar explicitamente a integração em Eq. (7.2.6). Se pudermos reconhecer o lado direito da relação (7.2.10) como sendo, exceto por uma das f.d.p.s padrão introduzidas no Capítulo 5 ou em outro lugar neste livro, exceto possivelmente por um fator constante, então podemos facilmente determinar o fator apropriado que converterá o lado direito de (7.2.10) em uma f.d.p. adequada de θ . Ilustraremos essas ideias considerando novamente o Exemplo 7.2.3.

Exemplo 7.2.7 Proporção de Itens Defeituosos. Suponha novamente, como no Exemplo 7.2.3, que a proporção θ de itens defeituosos em um grande lote manufaturado seja desconhecida e que a distribuição a priori de θ seja uma distribuição uniforme no intervalo $[0, 1]$. Suponha também que uma amostra aleatória de n itens seja retirada do lote, e para $i = 1, \dots, n$, seja $X_i = 1$ se o i -ésimo item for defeituoso, e seja $X_i = 0$ caso contrário. Então X_1, \dots, X_n formam n ensaios de Bernoulli com parâmetro θ . Determinaremos a f.d.p. a posteriori de θ . Segue-se da Eq. (5.2.2) que a f.p. de cada observação X_i é

$$f(x|\theta) = \begin{cases} \theta^x(1-\theta)^{1-x} & \text{para } x = 0, 1, \\ 0 & \text{caso contrário.} \end{cases}$$

Portanto, se seja $y = \sum_{i=1}^n x_i$, então a f.p. conjunta de X_1, \dots, X_n pode ser escrita na seguinte forma para $x_i = 0$ ou 1 ($i = 1, \dots, n$):

$$f_n(\mathbf{x}|\theta) = \theta^y(1-\theta)^{n-y}. \quad (7.2.11)$$

Uma vez que a f.d.p. a priori $\xi(\theta)$ é dada por Eq. (7.2.1), segue-se que para $0 < \theta < 1$,

$$f_n(\mathbf{x}|\theta)\xi(\theta) = \theta^y(1-\theta)^{n-y}. \quad (7.2.12)$$

Quando comparamos esta expressão com Eq. (5.8.3), podemos ver que, exceto por um fator constante, é a f.d.p. da distribuição beta com parâmetros $\alpha = y+1$ e $\beta = n-y+1$. Uma vez que a f.d.p. a posteriori $\xi(\theta|\mathbf{x})$ é proporcional ao lado direito da Eq. (7.2.12), segue-se que $\xi(\theta|\mathbf{x})$ deve ser a f.d.p. da distribuição beta com parâmetros $a = y+1$ e $b = n-y+1$. Portanto, para $0 < \theta < 1$,

$$\xi(\theta|\mathbf{x}) = \frac{\Gamma(n+2)}{\Gamma(y+1)\Gamma(n-y+1)} \theta^y(1-\theta)^{n-y}. \quad (7.2.13)$$

Neste exemplo, a estatística $Y = \sum_{i=1}^n X_i$ está sendo usada para construir a distribuição a posteriori, e, portanto, será usada em qualquer inferência que se baseie na distribuição a posteriori.

Nota: Constante de Normalização para f.d.p. a Posteriori. Os passos que nos levaram de (7.2.12) para (7.2.13) são um exemplo de uma técnica muito comum para determinar uma f.d.p. a posteriori. Pode-se extrair qualquer fator constante inconveniente da f.p. ou f.d.p. a priori e da função de verossimilhança antes de multiplicá-los juntos como em (7.2.10). Então, olhamos para o produto resultante, chame-o de $g(\theta)$, para ver se o reconhecemos como se parecendo com parte de uma f.d.p. que já vimos. Se, de fato, encontrarmos uma f.d.p. nomeada com a qual estamos familiarizados que seja igual a $cg(\theta)$, então nossa f.d.p. a posteriori também é $cg(\theta)$, e nossa distribuição a posteriori tem o nome correspondente, assim como no Exemplo 7.2.7.

Observações Sequenciais e Previsão

Em muitos experimentos, as observações X_1, \dots, X_n , que formam a amostra aleatória, devem ser obtidas sequencialmente, ou seja, uma de cada vez. Em tal experimento, o valor de X_1 é observado primeiro, o valor de X_2 é observado em seguida, o valor de X_3 é então observado, e assim por diante. Suponha que a f.d.p. a posteriori do parâmetro θ após o valor de x_1 ter sido observado, possa ser calculada da maneira usual a partir da relação

$$\xi(\theta|x_1) \propto f(x_1|\theta)\xi(\theta). \quad (7.2.14)$$

Como X_1 e X_2 são condicionalmente independentes dado θ , a f.p. ou f.d.p. condicional de X_2 dado θ e $X_1 = x_1$ é a mesma que dado θ apenas, a saber, $f(x_2|\theta)$. Portanto, a f.d.p. a posteriori de θ na Eq. (7.2.14) serve como a f.d.p. a priori de θ quando o valor de X_2 está para ser observado. Assim, após o valor de x_2 ter sido observado, a f.d.p. a posteriori de θ pode ser calculada a partir da relação

$$\xi(\theta|x_1, x_2) \propto f(x_2|\theta)\xi(\theta|x_1). \quad (7.2.15)$$

Podemos continuar desta forma, calculando uma f.d.p. a posteriori atualizada de θ após cada observação e usando essa f.d.p. como a f.d.p. a priori de θ para a próxima observação. A f.d.p. a posteriori $\xi(\theta|x_1, \dots, x_{n-1})$ após os valores x_1, \dots, x_{n-1} terem sido observados, será em última análise a f.d.p. a priori de θ para o valor final observado x_n . A f.d.p. a posteriori após todos os n valores x_1, \dots, x_n terem sido observados, será, portanto, especificada pela relação

$$\xi(\theta|x_1, \dots, x_n) \propto f(x_n|\theta)\xi(\theta|x_1, \dots, x_{n-1}). \quad (7.2.16)$$

Alternativamente, depois de todos os n valores x_1, \dots, x_n terem sido observados, poderíamos calcular a f.d.p. a posteriori de θ da maneira usual, combinando a f.d.p. ou f.p. conjunta $f_n(\mathbf{x}|\theta)$ com a f.d.p. a priori original $\xi(\theta)$, como indicado em Eq. (7.2.7). Pode ser mostrado (ver Exercício 8) que a f.d.p. a posteriori $\xi(\theta|\mathbf{x})$ será a mesma, independentemente de ser calculada diretamente usando Eq. (7.2.7) ou sequencialmente usando Eqs. (7.2.14), (7.2.15) e (7.2.16). Esta propriedade foi ilustrada na Seção 2.3 (ver página 80) para uma moeda que se sabe ser justa ou ter cara em ambos os lados. Após cada lançamento da moeda,

a probabilidade a posteriori de a moeda ser justa é atualizada. As constantes de proporcionalidade nas Eqs. (7.2.14)-(7.2.16) têm uma interpretação útil. Por exemplo, em (7.2.16) a constante de proporcionalidade é 1 sobre a integral do lado direito com respeito a θ . Mas esta integral é a f.d.p. ou f.p. condicional de X_n dado $X_1 = x_1, \dots, X_{n-1} = x_{n-1}$ de acordo com a versão condicional da lei da probabilidade total (3.7.16). Por exemplo, se θ tem uma distribuição contínua,

$$f(x_n|x_1, \dots, x_{n-1}) = \int f(x_n|\theta)\xi(\theta|x_1, \dots, x_{n-1})d\theta. \quad (7.2.17)$$

Se estivermos interessados em prever a n -ésima observação após observar as primeiras $n - 1$, podemos usar (7.2.17), que também é 1 sobre a constante de proporcionalidade em Eq. (7.2.16), como a f.d.p. ou f.p. condicional de X_n dados os primeiros $n - 1$ observáveis.

Exemplo 7.2.8 Tempo de Vida de Lâmpadas Fluorescentes. No Exemplo 7.2.6, condicional a θ , os tempos de vida de lâmpadas fluorescentes são variáveis aleatórias exponenciais independentes com parâmetro θ . Também observamos os tempos de vida de cinco lâmpadas, e a distribuição a posteriori de θ foi encontrada como sendo a distribuição gama com parâmetros 9 e 36.178. Suponha que queiramos prever o tempo de vida X_6 da próxima lâmpada. A f.d.p. condicional de X_6 , o tempo de vida da próxima lâmpada, dadas as primeiras cinco vidas, integra o produto de $\xi(\theta|\mathbf{x})$ e $f(x_6|\theta)$ em relação a θ . A f.d.p. a posteriori de θ é $\xi(\theta|\mathbf{x}) = 2.633 \times 10^{36} \theta^8 e^{-36.178\theta}$ para $\theta > 0$. Então, para $x_6 > 0$

$$\begin{aligned} f(x_6|\mathbf{x}) &= \int_0^\infty 2.633 \times 10^{36} \theta^8 e^{-36.178\theta} \theta e^{-x_6\theta} d\theta \\ &= 2.633 \times 10^{36} \int_0^\infty \theta^9 e^{-(x_6+36.178)\theta} d\theta \\ &= 2.633 \times 10^{36} \frac{\Gamma(10)}{(x_6 + 36.178)^{10}} = \frac{9.555 \times 10^{41}}{(x_6 + 36.178)^{10}}. \end{aligned} \quad (7.2.18)$$

Podemos usar esta f.d.p. para realizar qualquer cálculo que desejarmos sobre a distribuição de X_6 dados os tempos de vida observados. Por exemplo, a probabilidade de que a sexta lâmpada dure mais de 3000 horas é igual a

$$\Pr(X_6 > 3000|\mathbf{x}) = \int_{3000}^\infty \frac{9.555 \times 10^{41}}{9 \times 39.178^9} dx_6 = \frac{9.555 \times 10^{41}}{9 \times 39.178^9} = 0.4882.$$

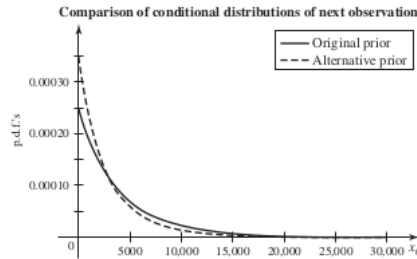
Podemos continuar a análise de sensibilidade que foi iniciada no Exemplo 7.2.6. É importante saber a probabilidade de que o próximo tempo de vida seja de pelo menos 3000, podemos ver quanta influência a escolha da distribuição a priori teve nesta computação. Usando a segunda distribuição a priori (gama com parâmetros 1 e 1000), descobrimos que a distribuição a posteriori de θ era

a gama com parâmetros 6 e 17.178. Poderíamos calcular a f.d.p. condicional de X_6 dados os dados observados da mesma forma que fizemos com a priori original, e seria

$$f(x_6|\mathbf{x}) = \frac{1.542 \times 10^{26}}{(x_6 + 17.178)^7}, \quad \text{para } x_6 > 0. \quad (7.2.19)$$

Com esta f.d.p., a probabilidade de que $X_6 > 3000$ é

$$\Pr(X_6 > 3000|\mathbf{x}) = \int_{3000}^{\infty} \frac{1.542 \times 10^{26}}{(x_6 + 17.178)^7} dx_6 = \frac{1.542 \times 10^{26}}{6 \times 20.178^6} = 0.3807.$$



Como notamos no final do Exemplo 7.2.6, as diferentes prioris fazem uma diferença considerável nas inferências que podemos fazer. É importante ter um valor preciso de $\Pr(X_6 > 3000|\mathbf{x})$, precisamos de uma amostra maior. Os dois f.d.p.s diferentes de X_6 podem ser comparados na Fig. 7.2. A f.d.p. de Eq. (7.2.18) é maior para valores intermediários de x_6 , enquanto a de Eq. (7.2.19) é maior para os valores extremos de x_6 .

Resumo

A distribuição a priori de um parâmetro descreve nossa incerteza sobre o parâmetro antes de observar quaisquer dados. A função de verossimilhança é a f.d.p. ou f.p. condicional dos dados, considerada como uma função do parâmetro dados os dados. A verossimilhança nos diz o quanto os dados alteram nossa incerteza. Valores grandes da verossimilhança corresponderão a valores de parâmetro onde a posteriori será maior do que a priori. Valores baixos da verossimilhança ocorrerão em valores de parâmetro onde a posteriori será menor do que a priori. A distribuição a posteriori do parâmetro é a distribuição condicional do parâmetro dados os dados. Ela é obtida usando o teorema de Bayes para variáveis aleatórias, que vimos pela primeira vez na página 148. Podemos

prever observações futuras que são condicionalmente independentes dos dados observados dado θ usando a versão condicional da lei da probabilidade total que vimos na página 163.

Exercícios

1. Considere novamente a situação descrita no Exemplo 7.2.8. Desta vez, suponha que o experimentador acredite que a distribuição a priori de θ é a distribuição gama com parâmetros 1 e 5000. Que valor o experimentador calcularia para $\Pr(X_6 > 3000|\mathbf{x})$?
2. Suponha que a proporção θ de itens defeituosos em um grande lote manufaturado seja 0,1 ou 0,2, e que a f.p. (função de probabilidade) a priori de θ seja a seguinte:

$$\xi(0.1) = 0.7 \quad \text{e} \quad \xi(0.2) = 0.3.$$

Suponha também que, quando oito itens são selecionados aleatoriamente do lote, descobre-se que exatamente dois deles são defeituosos. Determine a f.p. a posteriori de θ .

3. Suponha que o número de defeitos em um rolo de fita de gravação magnética tenha uma distribuição de Poisson para a qual a média λ é 1,0 ou 1,5, e a f.p. a priori de λ é a seguinte:

$$\xi(1.0) = 0.4 \quad \text{e} \quad \xi(1.5) = 0.6.$$

Se um rolo de fita selecionado aleatoriamente apresentar três defeitos, qual é a f.p. a posteriori de λ ?

4. Suponha que a distribuição a priori de algum parâmetro θ seja uma distribuição gama para a qual a média é 10 e a variância é 5. Determine a f.d.p. (função de densidade de probabilidade) a priori de θ .
5. Suponha que a distribuição a priori de algum parâmetro θ seja uma distribuição beta para a qual a média é $1/3$ e a variância é $1/45$. Determine a f.d.p. a priori de θ .
6. Suponha que a proporção θ de itens defeituosos em um grande lote manufaturado seja desconhecida, e a distribuição a priori de θ seja a distribuição uniforme no intervalo $[0, 1]$. Quando oito itens são selecionados aleatoriamente do lote, descobre-se que exatamente três deles são defeituosos. Determine a distribuição a posteriori de θ .
7. Considere novamente o problema descrito no Exercício 6, mas suponha agora que a f.d.p. a priori de θ seja a seguinte:

$$\xi(\theta) = \begin{cases} 2(1 - \theta) & \text{para } 0 < \theta < 1, \\ 0 & \text{caso contrário.} \end{cases}$$

Como no Exercício 6, suponha que em uma amostra aleatória de oito itens, exatamente três sejam defeituosos. Determine a distribuição a posteriori de θ .

8. Suponha que X_1, \dots, X_n formem uma amostra aleatória de uma distribuição para a qual a f.d.p. é $f(x|\theta)$, o valor de θ é desconhecido, e a f.d.p. a priori de θ é $\xi(\theta)$. Mostre que a f.d.p. a posteriori $\xi(\theta|\mathbf{x})$ é a mesma, quer seja calculada diretamente usando a Eq. (7.2.7) ou sequencialmente usando as Eqs. (7.2.14), (7.2.15) e (7.2.16).
9. Considere novamente o problema descrito no Exercício 6, e assuma a mesma distribuição a priori de θ . Suponha, no entanto, que em vez de selecionar uma amostra aleatória de oito itens do lote, realizemos o seguinte experimento: os itens do lote são selecionados aleatoriamente um a um até que exatamente três defeituosos tenham sido encontrados. Se descobirmos que devemos selecionar um total de oito itens neste processo, qual é a distribuição a posteriori de θ no final do experimento?
10. Suponha que uma única observação X deva ser retirada da distribuição uniforme no intervalo $[\theta - \frac{1}{2}, \theta + \frac{1}{2}]$, o valor de θ é desconhecido, e a distribuição a priori de θ é a distribuição uniforme no intervalo $[10, 20]$. Se o valor observado de X for 12, qual é a distribuição a posteriori de θ ?
11. Considere novamente as condições do Exercício 10, e assuma a mesma distribuição a priori de θ . Suponha, no entanto, que seis observações sejam selecionadas aleatoriamente da distribuição uniforme no intervalo $[\theta - \frac{1}{2}, \theta + \frac{1}{2}]$, e seus valores sejam 11.0, 11.5, 11.7, 11.1, 11.4 e 10.9. Determine a distribuição a posteriori de θ .

7.3 Distribuições a Priori Conjugadas

Para cada um dos modelos estatísticos mais populares, existe uma família de distribuições para o parâmetro com uma propriedade muito especial. Se a distribuição a priori for escolhida como um membro dessa família, então a distribuição a posteriori também será um membro da mesma família. Tal família de distribuições é chamada de *família conjugada*. A escolha de uma distribuição a priori de uma família conjugada tornará o cálculo da distribuição a posteriori particularmente simples.

Amostragem de uma Distribuição de Bernoulli

Exemplo 7.3.1 Um Ensaio Clínico. No Exemplo 5.8.5 (página 330), estávamos observando pacientes em um ensaio clínico. A proporção P de resultados bem-sucedidos entre todos os pacientes possíveis era uma variável aleatória para a qual escolhemos uma distribuição da família de distribuições beta. Essa escolha tornou o cálculo da distribuição condicional de P dados os dados observados

muito simples no final daquele exemplo. De fato, a distribuição condicional de P dados os dados era outro membro da família beta.

O resultado do Exemplo 7.3.1 ocorre em geral e é o assunto do próximo teorema.

Teorema 7.3.1 Suponha que X_1, \dots, X_n formem uma amostra aleatória da distribuição de Bernoulli com parâmetro θ , que é desconhecido ($0 < \theta < 1$). Suponha também que a distribuição a priori de θ seja a distribuição beta com parâmetros $\alpha > 0$ e $\beta > 0$. Então a distribuição a posteriori de θ dado $X_i = x_i$ ($i = 1, \dots, n$) é a distribuição beta com parâmetros $\alpha + \sum_{i=1}^n x_i$ e $\beta + n - \sum_{i=1}^n x_i$.

O Teorema 7.3.1 é apenas uma reafirmação do Teorema 5.8.2 (página 329), e sua prova é essencialmente o cálculo no Exemplo 5.8.3.

Atualizando a Distribuição a Posteriori

Uma implicação do Teorema 7.3.1 é a seguinte: Suponha que a proporção θ de itens defeituosos em um grande lote seja desconhecida, a distribuição a priori de θ seja a distribuição beta com parâmetros α e β , e os itens sejam selecionados um de cada vez aleatoriamente do lote. Suponha que o primeiro item inspecionado seja defeituoso, a distribuição a posteriori de θ será a distribuição beta com parâmetros $\alpha + 1$ e β . Se o primeiro item não for defeituoso, a distribuição a posteriori será a distribuição beta com parâmetros α e $\beta + 1$. O processo pode ser continuado da seguinte maneira: a cada item inspecionado, a distribuição a posteriori atual de θ é trocada por uma nova distribuição beta na qual o valor de ou o parâmetro α ou o parâmetro β é aumentado em uma unidade, a cada vez que um item defeituoso é encontrado, e o valor do parâmetro β é aumentado em uma unidade a cada vez que um item não defeituoso é encontrado.

Definição 7.3.1 Família Conjugada/Hiperparâmetros. Seja \mathcal{F} uma família de possíveis distribuições sobre um espaço de parâmetros Ω . Suponha que, não importa qual observação $\mathbf{X} = (X_1, \dots, X_n)$ observarmos, nem qual distribuição a priori $\xi \in \mathcal{F}$ escolhermos, a distribuição a posteriori $\xi(\theta|\mathbf{x})$ é um membro de \mathcal{F} . Então \mathcal{F} é chamada de *família conjugada* de distribuições para amostras das distribuições $f(x|\theta)$. Suponha também que a família \mathcal{F} seja parametrizada por outros parâmetros, então os parâmetros associados para a distribuição a priori são chamados de *hiperparâmetros*, e os parâmetros associados da distribuição a posteriori são chamados de *hiperparâmetros a posteriori*.

O Teorema 7.3.1 diz que a família de distribuições beta é uma família conjugada de distribuições a priori para amostras de uma distribuição de Bernoulli. Se uma distribuição a priori é uma distribuição beta, então a distribuição a

posteriori em cada estágio de amostragem também será uma distribuição beta, independentemente dos valores da amostra observados. Os parâmetros α e β na distribuição a priori do Teorema 7.3.1 são os hiperparâmetros. Os correspondentes hiperparâmetros a posteriori de θ são $\alpha + \sum_{i=1}^n x_i$ e $\beta + n - \sum_{i=1}^n x_i$. A estatística $\sum_{i=1}^n X_i$ é necessária para calcular a distribuição a posteriori, portanto, ela estará presente em qualquer inferência baseada na distribuição a posteriori. Exercícios 23 e 24 introduzem uma coleção geral de f.p.s e f.d.p.s $f(x|\theta)$ para as quais as famílias de distribuições conjugadas existem. A maioria das famílias de distribuições nomeadas abordadas por esses exercícios são notáveis exceções.

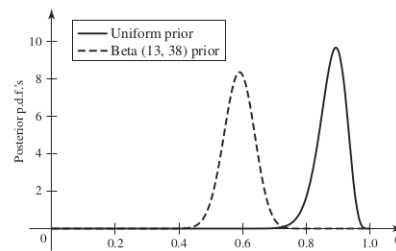
Exemplo 7.3.2 A Variância da Distribuição Beta a Posteriori. Suponha que a proporção θ de itens defeituosos em um grande lote seja desconhecida, a distribuição a priori de θ seja a distribuição uniforme no intervalo $[0, 1]$, e os itens devam ser selecionados aleatoriamente do lote e inspecionados até que a variância da distribuição a posteriori de θ tenha sido reduzida a 0.01 ou menos. Devemos determinar o número total de itens defeituosos e não defeituosos que devem ser obtidos antes que o processo de amostragem seja interrompido. Conforme afirmado na Seção 5.8, a distribuição uniforme no intervalo $[0, 1]$ é a distribuição beta com parâmetros 1 e 1. Portanto, depois que y itens defeituosos e z itens não defeituosos tiverem sido obtidos, a distribuição a posteriori de θ será a distribuição beta com $\alpha = y + 1$ e $\beta = z + 1$. Foi mostrado no Teorema 5.8.3 que a variância da distribuição beta com parâmetros α e β é $\alpha\beta/[(\alpha + \beta)^2(\alpha + \beta + 1)]$. Portanto, a variância V da distribuição a posteriori de θ será

$$V = \frac{(y+1)(z+1)}{(y+z+2)^2(y+z+3)}.$$

A amostragem deve parar assim que o número de defeituosos y e o número de não defeituosos z que foram obtidos sejam tais que $V \leq 0.01$. Pode ser mostrado (ver Exercício 2) que não será necessário selecionar mais de 22 itens, mas é necessário selecionar pelo menos sete itens.

Exemplo 7.3.3 Uso de Luvas por Enfermeiras. Friedland et al. (1992) estudaram 23 enfermeiras em um hospital do centro da cidade antes e depois de um programa educacional sobre a importância de usar luvas. Eles registraram se as enfermeiras usavam ou não luvas em procedimentos nos quais poderiam entrar em contato com fluidos corporais. Antes do programa educacional, as enfermeiras foram observadas durante 51 procedimentos, e usaram luvas em apenas 13 deles. Seja θ a probabilidade de uma enfermeira usar luvas dois meses após o programa educacional. Podemos estar interessados em como θ se compara a 13/51, a proporção observada antes do programa. Vamos considerar duas distribuições a priori diferentes para θ para ver quão sensível a distribuição a posteriori de θ é à escolha da distribuição a priori. A primeira distribuição a

priori será uniforme no intervalo $[0, 1]$, que também é a distribuição beta com parâmetros 1 e 1. A segunda distribuição a priori será a distribuição beta com parâmetros 13 e 38. Esta segunda distribuição a priori tem uma variância muito menor que a primeira e tem sua média em $13/51$. Alguém que sustenta a segunda priori acredita firmemente que o programa educacional não terá efeito perceptível. Dois meses após o programa educacional, 56 procedimentos foram observados, com as enfermeiras usando luvas em 50 deles. A distribuição a posteriori de θ , com base na primeira priori, seria a distribuição beta com parâmetros $1 + 50 = 51$ e $1 + 6 = 7$. Em particular, a média a posteriori de θ é $51/(51 + 7) = 0.88$, e a probabilidade a posteriori de que $\theta > 13/51$ é essencialmente 1. Com base na segunda priori, a distribuição a posteriori de θ seria a distribuição beta com parâmetros $13 + 50 = 63$ e $38 + 6 = 44$. A média a posteriori seria $63/(63 + 44) = 0.59$, e a probabilidade a posteriori de que $\theta > 13/51$ é 0.95. Assim, mesmo alguém que era inicialmente cético sobre o programa educacional parece ter sido convencido. A probabilidade é bastante alta de que as enfermeiras tenham pelo menos o dobro de probabilidade de usar luvas após o programa como antes. A Figura 7.3 mostra as f.d.p.s de ambas as distribuições a posteriori calculadas acima. As distribuições são claramente muito diferentes. Por exemplo, a primeira dá uma probabilidade maior que 0.99 de que $\theta > 0.7$, enquanto a segunda dá uma probabilidade menor que 0.001 de que $\theta > 0.7$. No entanto, uma vez que estamos apenas interessados na probabilidade de que $\theta > 13/51 = 0.5098$, vemos que ambas as prioris concordam que essa probabilidade é bastante grande.



Amostragem de uma Distribuição de Poisson

Exemplo 7.3.4 Chegadas de Clientes. O dono de uma loja modela as chegadas de clientes como um processo de Poisson com uma taxa desconhecida de θ por hora. Ele atribui a θ uma distribuição gama com parâmetros 3 e 2.

Seja X o número de clientes que chegam em um período específico de uma hora. Se $X = 3$ for observado, o dono da loja quer atualizar a distribuição de θ .

Quando as amostras são retiradas de uma distribuição de Poisson, a família de distribuições gama é uma família conjugada de distribuições a priori. Essa relação é mostrada no próximo teorema.

Teorema 7.3.2 Suponha que X_1, \dots, X_n formem uma amostra aleatória da distribuição de Poisson com média $\theta > 0$, e θ seja desconhecido. Suponha também que a distribuição a priori de θ seja a distribuição gama com parâmetros $\alpha > 0$ e $\beta > 0$. Então a distribuição a posteriori de θ , dado que $X_i = x_i$ ($i = 1, \dots, n$), é a distribuição gama com parâmetros $\alpha + \sum_{i=1}^n x_i$ e $\beta + n$.

Prova Seja $y = \sum_{i=1}^n x_i$. Então a função de verossimilhança $f_n(\mathbf{x}|\theta)$ satisfaz a relação

$$f_n(\mathbf{x}|\theta) \propto e^{-n\theta} \theta^y.$$

Nesta relação, um fator que envolve \mathbf{x} mas não depende de θ foi descartado do lado direito. Além disso, a f.d.p. a priori de θ tem a forma

$$\xi(\theta) \propto \theta^{\alpha-1} e^{-\beta\theta} \quad \text{para } \theta > 0.$$

Como a f.d.p. a posteriori $\xi(\theta|\mathbf{x})$ é proporcional a $f_n(\mathbf{x}|\theta)\xi(\theta)$, segue-se que

$$\xi(\theta|\mathbf{x}) \propto \theta^{\alpha+y-1} e^{-(\beta+n)\theta} \quad \text{para } \theta > 0.$$

O lado direito desta relação pode ser reconhecido como sendo, exceto por um fator constante, a f.d.p. da distribuição gama com parâmetros $\alpha + y$ e $\beta + n$. Portanto, a distribuição a posteriori de θ é como especificado no teorema. ■

No Teorema 7.3.2, os números α e β são os hiperparâmetros a priori. Note que os hiperparâmetros a posteriori são $\alpha + \sum_{i=1}^n x_i$ e $\beta + n$. Note que a estatística $Y = \sum_{i=1}^n X_i$ é usada para calcular a distribuição a posteriori de θ , e, portanto, fará parte de qualquer inferência baseada na posteriori.

Exemplo 7.3.5 Chegadas de Clientes. No Exemplo 7.3.4, podemos aplicar o Teorema 7.3.2 com $n = 1, \alpha = 3, \beta = 2$, e $x_1 = 3$. A distribuição a posteriori de θ dado $X = 3$ é a distribuição gama com parâmetros 6 e 3.

Exemplo 7.3.6 A Variância da Distribuição Gama a Posteriori. Con-

sidere uma distribuição de Poisson para a qual a média θ é desconhecida, e suponha que a f.d.p. a priori de θ seja a seguinte:

$$\xi(\theta) = \begin{cases} 2e^{-2\theta} & \text{para } \theta > 0, \\ 0 & \text{para } \theta \leq 0. \end{cases}$$

Suponha também que as observações devam ser retiradas da distribuição de Poisson até que a variância da distribuição a posteriori de θ tenha sido reduzida a 0.01 ou menos. Devemos determinar o número de observações que devem ser feitas antes que o processo de amostragem seja interrompido. A f.d.p. a priori dada é a da distribuição gama com hiperparâmetros $\alpha = 1$ e $\beta = 2$. Portanto, depois de termos obtido valores observados x_1, \dots, x_n , a soma dos quais é $y = \sum_{i=1}^n x_i$, a distribuição a posteriori de θ será a distribuição gama com hiperparâmetros $y+1$ e $n+2$. Foi mostrado no Teorema 5.4.2 que a variância da distribuição gama com parâmetros α e β é α/β^2 . Portanto, a variância V da distribuição a posteriori de θ será

$$V = \frac{y+1}{(n+2)^2}.$$

A amostragem deve parar assim que os valores observados x_1, \dots, x_n forem tais que $V \leq 0.01$. Ao contrário do Exemplo 7.3.2, não há limite uniforme sobre quão grande n precisa ser porque y pode ser arbitrariamente grande, não importa qual seja n . Claramente, são necessárias pelo menos $n = 8$ observações antes que $V \leq 0.01$.

Amostragem de uma Distribuição Normal

Exemplo 7.3.7 Emissões Automotivas. Considere novamente o exemplo de emissões automotivas em Exemplo 5.6.1 na página 302. Antes de observar os dados, suponha que um engenheiro acreditasse que cada medida de emissão tinha a distribuição normal com média θ e desvio padrão 0.5, mas que θ era desconhecido. O engenheiro também acredita que θ tem uma distribuição normal com média 2.0 e desvio padrão 1.0. Depois de ver os dados na Fig. 5.1, como este engenheiro descreveria sua incerteza sobre θ ?

Quando as amostras são retiradas de uma distribuição normal para a qual o valor da média θ é desconhecido mas o valor da variância σ^2 é conhecido, a família de distribuições normais é uma família conjugada de distribuições a priori, como mostrado no próximo teorema.

Teorema 7.3.3 Suponha que X_1, \dots, X_n formem uma amostra aleatória de uma distribuição normal para a qual o valor da média θ é desconhecido e o valor da variância $\sigma^2 > 0$ é conhecido. Suponha também que a distribuição a

priori de θ seja uma distribuição normal com média μ_0 e variância ν_0^2 . Então a distribuição a posteriori de θ dado que $X_i = x_i$ ($i = 1, \dots, n$) é a distribuição normal com média μ_1 e variância ν_1^2 , onde

$$\mu_1 = \frac{\sigma^2 \mu_0 + n \nu_0^2 \bar{x}_n}{\sigma^2 + n \nu_0^2} \quad (7.3.1)$$

e

$$\nu_1^2 = \frac{\sigma^2 \nu_0^2}{\sigma^2 + n \nu_0^2}. \quad (7.3.2)$$

Prova A função de verossimilhança, $f_n(\mathbf{x}|\theta)$ tem a forma

$$f_n(\mathbf{x}|\theta) \propto \exp \left[-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^n (x_i - \theta)^2 \right].$$

Aqui, um fator constante foi descartado do lado direito. O método de completar o quadrado (ver Exercício 24 na Seção 5.6) nos diz que

$$\sum_{i=1}^n (x_i - \theta)^2 = n(\theta - \bar{x}_n)^2 + \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x}_n)^2.$$

Omitindo um fator que envolve x_1, \dots, x_n mas não depende de θ , podemos reescrever $f_n(\mathbf{x}|\theta)$ na seguinte forma:

$$f_n(\mathbf{x}|\theta) \propto \exp \left[-\frac{n}{2\sigma^2} (\theta - \bar{x}_n)^2 \right].$$

Como a f.d.p. a priori $\xi(\theta)$ tem a forma

$$\xi(\theta) \propto \exp \left[-\frac{1}{2\nu_0^2} (\theta - \mu_0)^2 \right],$$

segue-se que a f.d.p. a posteriori $\xi(\theta|\mathbf{x})$ satisfaz a relação

$$\xi(\theta|\mathbf{x}) \propto \exp \left\{ -\frac{1}{2} \left[\frac{n}{\sigma^2} (\theta - \bar{x}_n)^2 + \frac{1}{\nu_0^2} (\theta - \mu_0)^2 \right] \right\}.$$

Se μ_1 e ν_1^2 são como especificado nas Eqs. (7.3.1) e (7.3.2), completar o quadrado novamente estabelece a seguinte identidade:

$$\frac{n}{\sigma^2} (\theta - \bar{x}_n)^2 + \frac{1}{\nu_0^2} (\theta - \mu_0)^2 = \frac{1}{\nu_1^2} (\theta - \mu_1)^2 + \frac{n}{\sigma^2 + n \nu_0^2} (\bar{x}_n - \mu_0)^2.$$

Como o termo final no lado direito desta equação não envolve θ , ele pode ser absorvido na constante de proporcionalidade, e obtemos a relação

$$\xi(\theta|\mathbf{x}) \propto \exp \left[-\frac{1}{2\nu_1^2} (\theta - \mu_1)^2 \right].$$

O lado direito desta relação pode ser reconhecido como sendo, exceto por um fator constante, a f.d.p. da distribuição normal com média μ_1 e variância ν_1^2 . Portanto, a distribuição a posteriori de θ é como especificado no teorema. ■

No Teorema 7.3.3, os números μ_0 e ν_0^2 são os hiperparâmetros a priori, enquanto μ_1 e ν_1^2 são os hiperparâmetros a posteriori. Note que a estatística \bar{X}_n é usada na construção da distribuição a posteriori, e, portanto, desempenhará um papel em qualquer inferência baseada na posteriori.

Exemplo 7.3.8 Emissões Automotivas. Podemos aplicar o Teorema 7.3.3 para responder à pergunta no final do Exemplo 7.3.7. Na notação do teorema, temos $n = 46$, $\sigma^2 = 0.5^2 = 0.25$, $\mu_0 = 2$ e $\nu_0^2 = 1.0$. A média das 46 medições é $\bar{x}_n = 1.329$. A distribuição a posteriori de θ é então a distribuição normal com média e variância dadas por

$$\mu_1 = \frac{0.25 \times 2 + 46 \times 1 \times 1.329}{0.25 + 46 \times 1} = 1.333,$$

$$\nu_1^2 = \frac{0.25 \times 1}{0.25 + 46 \times 1} = 0.0054.$$

A média μ_1 da distribuição a posteriori de θ , como dada na Eq. (7.3.1), pode ser reescrita da seguinte forma:

$$\mu_1 = \frac{\sigma^2}{\sigma^2 + n\nu_0^2} \mu_0 + \frac{n\nu_0^2}{\sigma^2 + n\nu_0^2} \bar{x}_n. \quad (7.3.3)$$

Pode-se ver da Eq. (7.3.3) que μ_1 é uma média ponderada da média a priori μ_0 e da média amostral \bar{x}_n . Além disso, pode-se ver que o peso relativo dado a \bar{x}_n satisfaz as três propriedades a seguir: (1) Para valores fixos de ν_0^2 e σ^2 , quanto maior o tamanho da amostra n , maior será o peso relativo dado a \bar{x}_n . (2) Para valores fixos de ν_0^2 e n , quanto maior a variância σ^2 de cada observação na amostra, menor será o peso relativo dado a \bar{x}_n . (3) Para valores fixos de σ^2 e n , quanto maior a variância ν_0^2 da distribuição a priori, maior será o peso relativo dado a \bar{x}_n . Além disso, pode-se ver da Eq. (7.3.2) que a variância ν_1^2 da distribuição a posteriori de θ depende do número n de observações que foram feitas, mas não depende das magnitudes dos valores observados. Portanto, para uma amostra aleatória de n observações a ser retirada de uma distribuição normal para a qual o valor da média θ é desconhecido, o valor da variância é conhecido, e a distribuição a priori de θ é uma distribuição normal especificada. Então, antes de qualquer observação ter sido feita, podemos usar a Eq. (7.3.2) para calcular o valor da variância ν_1^2 da distribuição a posteriori. No entanto, o valor da média μ_1 da distribuição a posteriori dependerá dos valores observados que são obtidos na amostra. O fato de a variância a posteriori não depender dos valores observados deve-se à suposição de que a variância σ^2 das observações individuais é conhecida. Na Seção 8.6, relaxaremos essa suposição.

Exemplo 7.3.9 A Variância da Distribuição Normal a Posteriori.

Suponha que as observações devam ser retiradas de uma distribuição normal com média θ e variância 1, e que o valor de θ seja desconhecido. Suponha também que a distribuição a priori de θ seja uma distribuição normal com variância 4. Além disso, as observações devem ser feitas até que a variância da distribuição a posteriori de θ tenha sido reduzida a 0.01 ou menos. Devemos determinar o número de observações que devem ser feitas antes que o processo de amostragem seja interrompido. Segue-se da Eq. (7.3.2) que, após n observações terem sido feitas, a variância ν_1^2 da distribuição a posteriori será

$$\nu_1^2 = \frac{4}{4n + 1}.$$

Portanto, a relação $\nu_1^2 \leq 0.01$ será satisfeita se e somente se $n \geq 99.75$. Portanto, a variância a posteriori será de 0.01 ou menos depois de 100 observações terem sido feitas e não antes.

Exemplo 7.3.10 Contagem de Calorias em Alimentos Preparados.

Allison, Heshka, Sepulveda e Heymsfield (1993) amostraram 20 alimentos preparados nacionalmente e compararam o conteúdo de calorias declarado com o conteúdo de calorias determinado no laboratório. A Figura 7.4 é um histograma das diferenças percentuais entre as medições observadas em laboratório e o conteúdo de calorias anunciado nos rótulos dos alimentos. Suponha que modelamos a distribuição condicional das diferenças dado θ como a distribuição normal com média θ e variância 100. (Nesta seção, assumimos que a variância é conhecida. Na Seção 8.6, seremos capazes de lidar com o caso em que tanto a média quanto a variância são tratadas como variáveis aleatórias com uma distribuição conjunta.) Usaremos uma distribuição a priori para θ que é a distribuição normal com média 0 e uma variância de 60. Os dados \mathbf{X} compreendem as 20 diferenças na Fig. 7.4, cuja média é 0.125. A distribuição a posteriori de θ seria então a distribuição normal com média

$$\mu_1 = \frac{100 \times 0 + 20 \times 60 \times 0.125}{100 + 20 \times 60} = 0.1154,$$

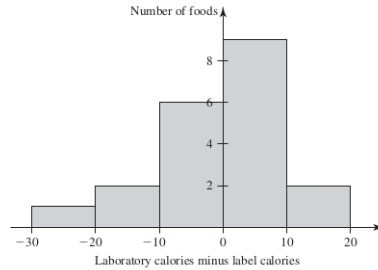
e variância

$$\nu_1^2 = \frac{100 \times 60}{100 + 20 \times 60} = 4.62.$$

Por exemplo, podemos estar interessados em saber se os empacotadores estão subestimando sistematicamente as calorias em seus alimentos em pelo menos 1 por cento. Isso corresponderia a $\theta > 1$. Usando o Teorema 5.6.6, podemos encontrar

$$\Pr(\theta > 1 | \mathbf{x}) = 1 - \Phi\left(\frac{1 - 0.1154}{\sqrt{4.62}}\right) = 1 - \Phi(1.12) = 0.3403.$$

Há uma chance não desprezível, mas não esmagadora, de que os empacotadores estejam omitindo um por cento ou mais de suas calorias dos rótulos.



Amostragem de uma Distribuição Exponencial

Exemplo 7.3.11 Tempo de Vida de Componentes Eletrônicos. No Exemplo 7.2.1, suponha que observemos os tempos de vida de três componentes, $X_1 = 3, X_2 = 1.5, X_3 = 2.1$. Eles foram modelados como i.i.d. variáveis exponenciais, dado θ . Nossa distribuição a priori para θ foi a distribuição gama com parâmetros 1 e 2. Qual é a distribuição a posteriori de θ dados esses tempos de vida observados?

Ao amostrar de uma distribuição exponencial para a qual o valor do parâmetro θ é desconhecido, a família de distribuições gama serve como uma família conjugada de distribuições a priori, como mostrado no próximo teorema.

Teorema 7.3.4 Suponha que X_1, \dots, X_n formem uma amostra aleatória de uma distribuição exponencial com parâmetro $\theta > 0$ que é desconhecido. Suponha também que a distribuição a priori de θ seja a distribuição gama com parâmetros $\alpha > 0$ e $\beta > 0$. Então a distribuição a posteriori de θ dado que $X_i = x_i$ ($i = 1, \dots, n$) é a distribuição gama com parâmetros $\alpha + n$ e $\beta + \sum_{i=1}^n x_i$.

Prova Novamente, seja $y = \sum_{i=1}^n x_i$. Então a função de verossimilhança $f_n(\mathbf{x}|\theta)$ tem a forma

$$f_n(\mathbf{x}|\theta) = \theta^n e^{-\theta y}.$$

Além disso, a f.d.p. a priori $\xi(\theta)$ tem a forma

$$\xi(\theta) \propto \theta^{\alpha-1} e^{-\beta\theta} \quad \text{para } \theta > 0.$$

Portanto, segue-se que a f.d.p. a posteriori $\xi(\theta|\mathbf{x})$ tem a forma

$$\xi(\theta|\mathbf{x}) \propto \theta^{\alpha+n-1} e^{-(\beta+y)\theta} \quad \text{para } \theta > 0.$$

O lado direito desta relação pode ser reconhecido como sendo, exceto por um fator constante, a f.d.p. da distribuição gama com parâmetros $\alpha + n$ e $\beta + y$. Portanto, a distribuição a posteriori de θ é como especificado no teorema. ■

A distribuição a posteriori de θ no Teorema 7.3.4 depende do valor observado da estatística $Y = \sum_{i=1}^n X_i$; portanto, toda inferência sobre θ baseada na distribuição a posteriori dependerá do valor observado de Y .

Exemplo 7.3.12 Tempo de Vida de Componentes Eletrônicos. No Exemplo 7.3.11, podemos aplicar o Teorema 7.3.4 para encontrar a distribuição a posteriori. Na notação do teorema e sua prova, temos $n = 3$, $\alpha = 1$, $\beta = 2$, e

$$y = \sum_{i=1}^n x_i = 3 + 1.5 + 2.1 = 6.6.$$

A distribuição a posteriori de θ é então a distribuição gama com parâmetros $\alpha + n = 1 + 3 = 4$ e $\beta + y = 2 + 6.6 = 8.6$. O leitor deve notar que o Teorema 7.3.4 teria encurtado muito a derivação da posterior no Exemplo 7.2.6.

Distribuições a Priori Impróprias

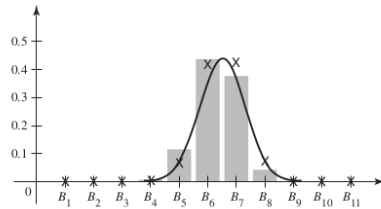
Na Seção 7.2, mencionamos prioris impróprias como expedientes que tentam capturar a ideia de que há muito mais informação nos dados do que a contida em nossa distribuição a priori. Cada uma das famílias conjugadas que vimos nesta seção tem uma priori imprópria como um caso limite.

Exemplo 7.3.13 Um Ensaio Clínico. O que ilustramos aqui será aplicado a todos os exemplos em que os dados compreendem uma amostra i.i.d. (dado θ) da distribuição de Bernoulli com parâmetro θ . Considere os sujeitos no grupo da imipramina no Exemplo 2.1.4. A proporção de sucessos entre todos os pacientes que poderiam receber imipramina foi chamada de P em exemplos anteriores, mas vamos chamá-la de θ desta vez para manter a notação geral deste capítulo. Suponha que θ tenha a distribuição beta com parâmetros α e β , e um conjugado geral a priori. Existem $n = 40$ pacientes no grupo da imipramina, e 22 deles são sucessos. A distribuição a posteriori de θ é a distribuição beta com parâmetros $\alpha + 22$ e $\beta + 18$, como vimos no Teorema 7.3.1. A média da distribuição a posteriori é $(\alpha + 22)/(\alpha + \beta + 40)$. Se α e β são pequenos, então a média a posteriori está próxima de $22/40$, que é a proporção observada de sucessos. De fato, se $\beta = 0$, o que não corresponde a uma distribuição beta real, então a média a posteriori é exatamente $22/40$. No entanto, olhe o que acontece com α e β quando eles se aproximam de 0. A f.d.p. beta (ignorando a constante) é $\theta^{\alpha-1}(1-\theta)^{\beta-1}$. Podemos definir $\alpha = \beta = 0$ e fingir que $\xi(\theta) \propto \theta^{-1}(1-\theta)^{-1}$ é a

f.d.p. a priori de θ . A função de verossimilhança é $f_{40}(\mathbf{x}|\theta) = \binom{40}{22}\theta^{22}(1-\theta)^{18}$. Podemos ignorar o fator constante $\binom{40}{22}$ e obter o produto

$$\xi(\theta|\mathbf{x}) \propto \theta^{21}(1-\theta)^{17}, \quad \text{para } 0 < \theta < 1.$$

Isso é facilmente reconhecido como sendo a mesma coisa que a f.d.p. da distribuição beta com parâmetros 22 e 18, exceto por um fator constante. Assim, se usarmos a "priori imprópria" beta com hiperparâmetros 0 e 0, obtemos a distribuição a posteriori beta para θ com hiperparâmetros 22 e 18. Note que o Teorema 7.3.1 produz a distribuição a posteriori correta mesmo neste caso de priori imprópria. A Figura 7.5 adiciona a f.d.p. da distribuição beta a posteriori calculada aqui à Fig. 2.4, que representava as probabilidades a posteriori para duas distribuições a priori discretas diferentes. Todas as três posteriores são muito próximas.



Definição 7.3.2 Priori Imprópria. Seja $\xi(\theta)$ uma função não negativa cujo domínio inclui o espaço de parâmetros de um modelo estatístico. Suponha que $\int \xi(\theta)d\theta = \infty$. Se pretendemos usar $\xi(\theta)$ como a f.d.p. a priori de θ , então estamos usando uma *priori imprópria* para θ .

A Definição 7.3.2 não é muito útil para determinar uma priori imprópria a ser usada em uma aplicação particular. Existem muitos métodos para escolher uma priori imprópria, e a esperança é que todos eles levem a distribuições a posteriori semelhantes, de modo que não importe muito qual deles se escolhe. O método mais direto para escolher uma priori imprópria é começar com a família de distribuições conjugadas, se tal família existir. Na maioria dos casos, se a parametrização da família conjugada (hiperparâmetros) for escolhida com cuidado, a posteriori terá a mesma forma que a priori conjugada mais uma estatística. Alguém então substituiria cada um desses hiperparâmetros por 0 para obter o que parece ser a fórmula para a f.d.p. a posteriori. Isso é o que fizemos no Exemplo 7.3.13; cada um dos hiperparâmetros a posteriori era igual aos hiperparâmetros a priori correspondentes mais alguma estatística. Nesse exemplo, substituímos ambos os hiperparâmetros a priori por 0 para obter a priori imprópria. O método descrito anteriormente precisa ser modificado se

alguém escolher uma parametrização "inconveniente" da priori conjugada, como no Exemplo 7.3.15 abaixo.

Exemplo 7.3.14 Mortes no Exército Prussiano. Bortkiewicz (1898) contou o número de soldados prussianos mortos por coices de cavalo em várias unidades do exército durante o século dezenove (um problema mais sério naquela época do que hoje). Havia 14 corpos do exército para cada um dos 20 anos, para um total de 280 contagens. As 280 contagens tiveram os seguintes valores: 144 contagens são 0, 91 contagens são 1, 32 contagens são 2, 11 contagens são 3, e 2 contagens são 4. Nenhuma unidade sofreu mais de quatro mortes por coices de cavalo em um único ano. (Esses dados foram reportados e analisados por Winsor, 1947.) Suponha que vamos modelar as 280 contagens como uma amostra aleatória de variáveis aleatórias de Poisson X_1, \dots, X_{280} com média θ condicional ao parâmetro θ . Uma priori conjugada seria um membro da família de distribuições gama com hiperparâmetros α e β . O Teorema 7.3.2 diz que a distribuição a posteriori de θ seria a distribuição gama com hiperparâmetros a posteriori 196 e 280, uma vez que a soma das 280 contagens é 196. A menos que α ou β seja muito grande, a distribuição gama a posteriori é quase a mesma que a distribuição gama com hiperparâmetros posteriores 196 e 280. Este problema de distribuição a posteriori parece ser o resultado do uso de uma priori conjugada com hiperparâmetros a priori 0 e 0. Ignorando o fator constante, a f.d.p. da distribuição gama com parâmetros α e β é $\theta^{\alpha-1}e^{-\beta\theta}$ para $\theta > 0$. Se definirmos $\alpha = 0$ e $\beta = 0$ nesta fórmula, obtemos a "f.d.p. a priori imprópria" θ^{-1} para $\theta > 0$. Fingindo que isso realmente era uma f.d.p. a priori e aplicando o teorema de Bayes para variáveis aleatórias (Teorema 3.6.4) resultaria em

$$\xi(\theta|\mathbf{x}) \propto \theta^{195}e^{-280\theta}, \quad \text{para } \theta > 0.$$

Isso é facilmente reconhecido como sendo a f.d.p. da distribuição gama com parâmetros 196 e 280, exceto por um fator constante. Este exemplo de resultado se aplica a todos os casos em que modelamos dados com distribuições de Poisson. A "distribuição gama"imprópria com hiperparâmetros a priori 0 e 0 pode ser usada no Teorema 7.3.2, e a conclusão ainda se manterá.

Exemplo 7.3.15 Tempos de Falha de Rolamentos de Esferas. Suponha que modelamos os 23 logaritmos de tempos de falha dos rolamentos de esferas do Exemplo 5.6.9 como variáveis aleatórias normais X_1, \dots, X_{23} com média θ e variância 0.25. Uma priori conjugada para θ seria a distribuição normal com média μ_0 e variância ν_0^2 . Para os log-tempos de falha, $\bar{x}_{23} = 4.15$, então a distribuição a posteriori de θ seria a distribuição normal com média $\mu_1 = (0.25\mu_0 + 23 \times 4.15\nu_0^2)/(0.25 + 23\nu_0^2)$ e variância $\nu_1^2 = (0.25\nu_0^2)/(0.25 + 23\nu_0^2)$. Se deixarmos $\nu_0^2 \rightarrow \infty$ nas fórmulas para μ_1 e ν_1^2 , obtemos $\mu_1 \rightarrow 4.15$ e $\nu_1^2 \rightarrow 0.25/23$. Ter variância infinita para a distribuição a priori de θ é como dizer que θ é igualmente provável de estar em qualquer lugar na reta real. Isso

acontece em todos os exemplos em que modelamos dados X_1, \dots, X_n como uma amostra aleatória da distribuição normal com média θ e variância conhecida σ^2 condicional a θ . Se usarmos uma "distribuição normal" imprópria com variância infinita (a priori não precisa de média), o cálculo no Teorema 7.3.3 resultaria na distribuição normal com média \bar{x}_n e variância σ^2/n . Neste caso, $\xi(\theta)$ seria igual a uma constante. Este exemplo poderia ser uma aplicação do método descrito após a Definição 7.3.2 se tivéssemos os hiperparâmetros "mais convenientes": 1 sobre a variância $1/\nu_0^2$ e a média sobre a variância μ_0/ν_0^2 . Em termos desses hiperparâmetros, a distribuição posterior tem 1 sobre sua variância igual a $1/\nu_1^2 = 1/\nu_0^2 + n/\sigma^2 = 1/\nu_0^2 + 23/0.25$ e média sobre variância igual a $\mu_1/\nu_1^2 = \mu_0/\nu_0^2 + 23 \times 4.15/0.25$. Cada um dos hiperparâmetros a posteriori tem a forma do hiperparâmetro a priori correspondente mais uma estatística. A priori imprópria com a média sobre variância e 1 sobre variância iguais a 0 também tem $\xi(\theta)$ igual a uma constante.

Existem outros exemplos de prioris impróprias para outros modelos de amostragem. O leitor pode verificar (no Exercício 21) que a "distribuição gama" com parâmetros 0 e 0 leva a resultados semelhantes aos de uma amostra aleatória de uma distribuição exponencial. Os Exercícios 23 e 24 introduzem uma coleção geral de f.d.p.s $f(x|\theta)$ para as quais é fácil construir prioris impróprias. Prioris impróprias foram introduzidas para casos em que os dados observados continham muito mais informação do que nossa distribuição a priori. Implicitamente, estamos assumindo que os dados são informativos. Quando os dados não contêm muita informação, as prioris impróprias podem ser altamente inapropriadas.

Exemplo 7.3.16 Eventos Muito Raros. No Exemplo 5.4.7, estávamos discutindo um contaminante de água potável conhecido como criptosporídio que geralmente ocorre em concentrações muito baixas. Suponha que uma autoridade de água modele os oocistos de criptosporídio no abastecimento de água como um processo de Poisson com taxa de θ oocistos por litro. Eles decidem amostrar 25 litros de água para aprender sobre θ . Suponha que eles usem a priori gama imprópria com "f.d.p." θ^{-1} . (Esta é a mesma priori imprópria usada no Exemplo 7.3.14.) Se a amostra de 25 litros não contiver oocistos, a autoridade de água teria uma distribuição a posteriori para θ que é a distribuição gama com parâmetros 0 e 5, o que não é uma distribuição real. Não importa quantos litros eles amostrarem, a distribuição a posteriori não será uma distribuição real até que pelo menos um oocisto seja observado. Ao amostrar eventos raros, pode-se ser forçado a quantificar a informação a priori na forma de uma distribuição a priori adequada para fazer inferências baseadas na distribuição a posteriori.

Resumo

Para cada uma das várias famílias diferentes de modelos estatísticos, para dados de uma determinada família, encontramos uma família conjugada de distribuições para o parâmetro. Essas famílias têm a propriedade de que, se a distribuição a priori for escolhida da família, então a distribuição a posteriori é um membro da família. Para dados com distribuições relacionadas à Bernoulli, como binomial, geométrica e binomial negativa, a família conjugada para o parâmetro de sucesso é a família de distribuições beta. Para dados com distribuições relacionadas ao processo de Poisson, como Poisson e gama (com primeiro parâmetro conhecido), e exponencial, a família conjugada para o parâmetro de taxa é a família de distribuições gama. Para dados com uma distribuição normal com variância conhecida, a família conjugada para a média é a família normal. Também descrevemos o uso de prioris impróprias. Prioris impróprias não são distribuições de probabilidade, mas se fingirmos que são, podemos calcular distribuições a posteriori que se aproximam daquelas que teríamos obtido usando prioris conjugadas apropriadas com valores extremos dos hiperparâmetros a priori.

Exercícios

1. Considere novamente a situação descrita no Exemplo 7.3.10. Mais uma vez, suponha que a distribuição a priori de θ seja uma distribuição normal com média 0, mas desta vez, seja a variância a priori $\nu^2 > 0$. Se a média a posteriori de θ for 0.12, que valor de ν^2 foi usado?
2. Mostre que no Exemplo 7.3.2 deve ser verdade que $V \leq 0.01$ depois que 22 itens tiverem sido selecionados. Mostre também que $V > 0.01$ até que pelo menos sete itens tenham sido selecionados.
3. Suponha que a proporção θ de itens defeituosos em um grande lote seja desconhecida e que a distribuição a priori de θ seja a distribuição beta com parâmetros 2 e 200. Se 100 itens forem selecionados aleatoriamente do lote e três desses itens forem encontrados como defeituosos, qual é a distribuição a posteriori de θ ?
4. Considere novamente as condições do Exercício 3. Suponha que, depois que um certo estatístico observou que havia três itens defeituosos entre os 100 itens selecionados aleatoriamente, a distribuição a posteriori que ele atribuiu a θ seja uma distribuição beta para a qual a média é $2/51$ e a variância é $98/[(51)^2(103)]$. Qual distribuição a priori o estatístico atribuiu a θ ?
5. Suponha que o número de defeitos em um rolo de 1200 pés de fita de gravação magnética tenha uma distribuição de Poisson para a qual o valor da média θ é desconhecido e que a distribuição a priori de θ seja a distribuição gama com parâmetros $\alpha = 3$ e $\beta = 1$. Quando cinco rolos

desta fita são selecionados aleatoriamente e inspecionados, o número de defeitos encontrados nos rolos são 2, 2, 6, 0 e 3. Determine a distribuição a posteriori de θ .

6. Seja θ o número médio de defeitos por 100 pés de um certo tipo de fita magnética. Suponha que o valor de θ seja desconhecido e que a distribuição a priori de θ seja a distribuição gama com parâmetros $\alpha = 2$ e $\beta = 10$. Quando um rolo de 1200 pés desta fita é inspecionado, exatamente quatro defeitos são encontrados. Determine a distribuição a posteriori de θ .
7. Suponha que as alturas dos indivíduos em uma certa população tenham uma distribuição normal para a qual o valor da média θ é desconhecido e o desvio padrão é 2 polegadas. Suponha também que a distribuição a priori de θ seja uma distribuição normal para a qual a média é 68 polegadas e o desvio padrão é 1 polegada. Se 10 pessoas forem selecionadas aleatoriamente da população, e sua altura média for de 69.5 polegadas, qual é a distribuição a posteriori de θ ?
8. Considere novamente o problema descrito no Exercício 7.
 - (a) Qual intervalo de 1 polegada de comprimento tinha a maior probabilidade a priori de conter o valor de θ ?
 - (b) Qual intervalo de 1 polegada de comprimento tem a maior probabilidade a posteriori de conter o valor de θ ?
 - (c) Encontre os valores das probabilidades nas partes (a) e (b).
9. Suponha que uma amostra aleatória de 20 observações seja retirada de uma distribuição normal para a qual o valor da média θ é desconhecido e a variância é 1. Após os valores da amostra terem sido observados, descobre-se que $\bar{X}_n = 10$, e que a distribuição a posteriori de θ é uma distribuição normal para a qual a média é 8 e a variância é $1/25$. Qual foi a distribuição a priori de θ ?
10. Suponha que uma amostra aleatória deva ser retirada de uma distribuição normal para a qual o valor da média θ é desconhecido e o desvio padrão é 2, e a distribuição a priori de θ é uma distribuição normal para a qual o desvio padrão é 1. Qual é o menor número de observações que devem ser incluídas na amostra para reduzir o desvio padrão da distribuição a posteriori de θ para o valor 0.1?
11. Suponha que uma amostra aleatória de 100 observações deva ser retirada de uma distribuição normal para a qual o valor da média θ é desconhecido e o desvio padrão é 2, e a distribuição a priori de θ seja uma distribuição normal. Mostre que, não importa quão grande seja o desvio padrão da distribuição a priori, o desvio padrão da distribuição a posteriori será menor que $1/5$.

12. Suponha que o tempo em minutos necessário para servir um cliente em uma determinada instalação tenha uma distribuição exponencial para a qual o valor do parâmetro θ é desconhecido e que a distribuição a priori de θ seja uma distribuição gama para a qual a média é 0.2 e o desvio padrão é 1. Se o tempo médio necessário para servir uma amostra aleatória de 20 clientes for observado como 3.8 minutos, qual é a distribuição a posteriori de θ ?
13. Para uma distribuição com média $\mu \neq 0$ e desvio padrão $\sigma > 0$, o *coeficiente de variação* da distribuição é definido como $\sigma/|\mu|$. Considere novamente o problema descrito no Exercício 12, e suponha que o coeficiente de variação da distribuição gama a priori de θ seja 2. Qual é o menor número de clientes que devem ser observados para reduzir o coeficiente de variação da distribuição a posteriori para 0.1?
14. Mostre que a família de distribuições beta é uma família conjugada de distribuições a priori para amostras de uma distribuição binomial negativa com um valor conhecido do parâmetro r e um valor desconhecido do parâmetro p ($0 < p < 1$).
15. Seja $\xi(\theta)$ uma f.d.p. que é definida da seguinte forma para constantes $\alpha > 0$ e $\beta > 0$:

$$\xi(\theta) = \begin{cases} \frac{\beta^\alpha}{\Gamma(\alpha)} \theta^{-(\alpha+1)} e^{-\beta/\theta} & \text{para } \theta > 0, \\ 0 & \text{para } \theta \leq 0. \end{cases}$$

Uma distribuição com esta f.d.p. é chamada de *distribuição gama inversa*.

- (a) Verifique se $\xi(\theta)$ é realmente uma f.d.p. verificando que $\int_0^\infty \xi(\theta) d\theta = 1$.
- (b) Considere a família de distribuições de probabilidade que pode ser representada por uma f.d.p. $\xi(\theta)$ tendo a forma dada para todos os pares de constantes $\alpha > 0$ e $\beta > 0$ possíveis. Mostre que esta família é uma família conjugada de distribuições a priori para amostras de uma distribuição normal com um valor conhecido da média μ e um valor desconhecido da variância θ .
16. Suponha que no Exercício 15 o parâmetro seja considerado o desvio padrão da distribuição normal, em vez da variância. Determine uma família conjugada de distribuições a priori para amostras de uma distribuição normal com um valor conhecido da média μ e um valor desconhecido do desvio padrão σ .
17. Suponha que o número de minutos que uma pessoa deve esperar por um ônibus a cada manhã tenha a distribuição uniforme no intervalo $[0, \theta]$, onde o valor do ponto final θ é desconhecido. Suponha também que a

f.d.p. a priori de θ seja a seguinte:

$$\xi(\theta) = \begin{cases} \frac{192}{\theta^4} & \text{para } \theta \geq 4, \\ 0 & \text{caso contrário.} \end{cases}$$

Se os tempos de espera observados em três manhãs sucessivas forem 5, 3 e 8 minutos, qual é a f.d.p. a posteriori de θ ?

18. A distribuição de Pareto com parâmetros $x_0 > 0$ e $\alpha > 0$ é definida no Exercício 16 da Seção 5.7. Mostre que a família de distribuições de Pareto é uma família conjugada de distribuições a priori para amostras de uma distribuição uniforme no intervalo $[0, \theta]$, onde o valor do ponto final θ é desconhecido.
19. Suponha que X_1, \dots, X_n formem uma amostra aleatória de uma distribuição para a qual a f.d.p. $f(x|\theta)$ é a seguinte:

$$f(x|\theta) = \begin{cases} \theta x^{\theta-1} & \text{para } 0 < x < 1, \\ 0 & \text{caso contrário.} \end{cases}$$

Suponha também que o valor do parâmetro θ seja desconhecido ($\theta > 0$), e a distribuição a priori de θ seja a distribuição gama com parâmetros $\alpha > 0$ e $\beta > 0$. Determine a média e a variância da distribuição a posteriori de θ .

20. Suponha que modelamos os tempos de vida (em meses) de componentes eletrônicos como variáveis aleatórias exponenciais independentes com parâmetro desconhecido β . Modelamos β como tendo a distribuição gama com parâmetros a e b . Acreditamos que o tempo de vida médio é de quatro meses. Se fôssemos observar 10 componentes com uma vida útil média observada de seis meses, então reivindicaríamos que o tempo de vida médio é de cinco meses. Determine a e b . *Dica:* Use o Exercício 21 da Seção 5.7.
21. Suponha que X_1, \dots, X_n formem uma amostra aleatória da distribuição exponencial com parâmetro θ . Seja a distribuição a priori de θ imprópria com "f.d.p." $1/\theta$ para $\theta > 0$. Encontre a distribuição a posteriori de θ e mostre que a média a posteriori de θ é $1/\bar{x}_n$.
22. Considere os dados no Exemplo 7.3.10. Desta vez, suponha que usemos a priori imprópria com "f.d.p." $\xi(\theta) = 1$ (para todo θ). Encontre a distribuição a posteriori de θ e a probabilidade a posteriori de que $\theta > 1$.
23. Considere uma distribuição para a qual a f.d.p. ou f.p. é $f(x|\theta)$, onde θ pertence a algum espaço de parâmetros Ω . É dito que a família de distribuições obtidas deixando θ variar sobre todos os valores em Ω é uma

família exponencial, ou uma *família de Koopman-Darmois*, se $f(x|\theta)$ pode ser escrito da seguinte forma para $\theta \in \Omega$ e todos os valores de x :

$$f(x|\theta) = a(\theta)b(x) \exp[c(\theta)d(x)].$$

Aqui $a(\theta)$ e $c(\theta)$ são funções arbitrárias de θ , e $b(x)$ e $d(x)$ são funções arbitrárias de x . Seja

$$H = \left\{ (\alpha, \beta) : \int_{\Omega} a(\theta)^{\alpha} \exp[c(\theta)\beta] d\theta < \infty \right\}.$$

Para cada $(\alpha, \beta) \in H$, seja

$$\xi_{\alpha, \beta}(\theta) = \frac{a(\theta)^{\alpha} \exp[c(\theta)\beta]}{\int_{\Omega} a(\eta)^{\alpha} \exp[c(\eta)\beta] d\eta},$$

e seja Ψ o conjunto de todas as distribuições de probabilidade que têm f.d.p.s da forma $\xi_{\alpha, \beta}(\theta)$ para alguns $(\alpha, \beta) \in H$.

- (a) Mostre que Ψ é uma família conjugada de distribuições a priori para amostras de $f(x|\theta)$.
- (b) Suponha que observemos uma amostra aleatória de tamanho n da distribuição com f.d.p. $f(x|\theta)$. Se a f.d.p. a priori de θ for ξ_{α_0, β_0} , mostre que os hiperparâmetros a posteriori são

$$\alpha_1 = \alpha_0 + n, \quad \beta_1 = \beta_0 + \sum_{i=1}^n d(x_i).$$

24. Mostre que cada uma das seguintes famílias de distribuições é uma família exponencial, como definido no Exercício 23:

- (a) A família de distribuições de Bernoulli com um parâmetro desconhecido p .
- (b) A família de distribuições de Poisson com uma média desconhecida.
- (c) A família de distribuições binomiais negativas para as quais o valor de r é conhecido e o valor de p é desconhecido.
- (d) A família de distribuições normais com uma média desconhecida e uma variância conhecida.
- (e) A família de distribuições normais com uma variância desconhecida e uma média conhecida.
- (f) A família de distribuições gama para as quais o valor de α é desconhecido e o valor de β é conhecido.
- (g) A família de distribuições gama para as quais o valor de α é conhecido e o valor de β é desconhecido.
- (h) A família de distribuições beta para as quais o valor de α é desconhecido e o valor de β é conhecido.

- (i) A família de distribuições beta para as quais o valor de α é conhecido e o valor de β é desconhecido.
25. Mostre que a família de distribuições uniformes nos intervalos $[0, \theta]$ para $\theta > 0$ não é uma família exponencial como definido no Exercício 23. *Dica:* Olhe para o suporte de cada distribuição uniforme.
26. Mostre que a família de distribuições uniformes discretas nos conjuntos de inteiros $\{0, 1, \dots, \theta\}$ para θ um inteiro não negativo não é uma família exponencial como definido no Exercício 23.

7.4 Estimadores de Bayes

Um estimador de um parâmetro é alguma função dos dados que esperamos que seja próxima ao parâmetro. Um estimador de Bayes é um estimador que é escolhido para minimizar a média a posteriori de alguma medida de quão longe um estimador está do parâmetro, como o erro quadrático ou o erro absoluto.

Natureza de um Problema de Estimação

Exemplo 7.4.1 Contagem de Calorias em Rótulos de Alimentos.

No Exemplo 7.3.10, encontramos a distribuição a posteriori de θ , a diferença percentual média entre as calorias medidas e as anunciadas. Um grupo de consumidores pode desejar relatar um único número como uma estimativa de θ sem especificar a distribuição inteira para θ . Como escolher tal estimativa de número único é o assunto desta seção.

Começamos com uma definição apropriada para um valor de variável real, como no Exemplo 7.4.1. Uma definição mais geral se seguirá depois que nos familiarizarmos mais com o conceito de estimação.

Definição 7.4.1 Estimador/Estimativa. Seja X_1, \dots, X_n observáveis, cuja distribuição conjunta é indexada por um parâmetro θ assumindo valores em um subconjunto Ω da reta real. Um *estimador* do parâmetro θ é uma função de valor real $\delta(X_1, \dots, X_n)$. Se $X_1 = x_1, \dots, X_n = x_n$ são observados, então $\delta(x_1, \dots, x_n)$ é chamada de *estimativa* de θ .

Note que todo estimador é, por natureza de ser uma função dos dados, uma estatística no sentido da Definição 7.1.4. Como o valor de θ deve pertencer a Ω , pode parecer razoável exigir que todo valor possível de um estimador $\delta(X_1, \dots, X_n)$ também deva pertencer a Ω . Não exigiremos essa restrição, no entanto. Se um estimador pode assumir valores fora do espaço de parâmetros Ω , o experimentador precisará decidir no problema específico se isso parece apropriado ou se tem propriedades menos desejáveis. Na Definição 7.1.4, distinguimos

entre os termos *estatística* e *estimativa*. Como um estimador $\delta(X_1, \dots, X_n)$ é uma função dos dados, o próprio estimador é uma variável aleatória, e sua distribuição de probabilidade pode ser derivada da distribuição conjunta de X_1, \dots, X_n se esta for conhecida. Por outro lado, uma *estimativa* é o valor específico $\delta(x_1, \dots, x_n)$ do estimador que é determinado usando valores observados específicos x_1, \dots, x_n . Se usarmos a notação vetorial $\mathbf{X} = (X_1, \dots, X_n)$ e $\mathbf{x} = (x_1, \dots, x_n)$, então um estimador é uma função $\delta(\mathbf{X})$ do vetor aleatório \mathbf{X} , e uma estimativa é um valor específico $\delta(\mathbf{x})$. Muitas vezes será conveniente denotar um estimador $\delta(\mathbf{X})$ simplesmente pelo símbolo δ .

Funções de Perda

Exemplo 7.4.2 Contagem de Calorias em Rótulos de Alimentos. No Exemplo 7.4.1, o grupo de consumidores pode sentir que, quanto mais distante sua estimativa $\delta(\mathbf{x})$ estiver da verdadeira diferença média θ , mais constrangimento e possíveis ações legais eles enfrentarão. Idealmente, eles gostariam de quantificar a magnitude das repercussões negativas como uma função de θ e da estimativa $\delta(\mathbf{x})$, e então poderiam ter alguma ideia da probabilidade de encontrar vários níveis de transtorno como resultado de sua estimação. O requisito mais fundamental de um bom estimador δ é que ele produza uma estimativa de θ que esteja próxima do valor real de θ . Em outras palavras, um bom estimador é aquele para o qual é altamente provável que o erro $\delta(\mathbf{X}) - \theta$ esteja próximo de 0. Assumiremos que para cada valor possível de $\theta \in \Omega$ e cada estimativa possível a , existe um número $L(\theta, a)$ que mede a perda ou o custo para o estatístico quando o verdadeiro valor do parâmetro é θ e sua estimativa é a . Normalmente, quanto maior a distância entre a e θ , maior será o valor de $L(\theta, a)$.

Definição 7.4.2 Função de perda. Uma *função de perda* é uma função de valor real de duas variáveis, $L(\theta, a)$, onde $\theta \in \Omega$ e a é um número real. A interpretação é que um estatístico perde $L(\theta, a)$ se o parâmetro for igual a θ e a estimativa for igual a a .

Como antes, seja $\xi(\theta)$ a f.d.p. a priori de θ no conjunto Ω , e considere um problema no qual o estatístico deve estimar o valor de θ sem poder observar os valores em uma amostra aleatória. Se o estatístico escolher uma estimativa particular a , então sua perda esperada será

$$E[L(\theta, a)] = \int_{\Omega} L(\theta, a) \xi(\theta) d\theta. \quad (7.4.1)$$

Assumiremos que o estatístico deseja escolher uma estimativa a para a qual a perda esperada em Eq. (7.4.1) é um mínimo.

Definição de um Estimador de Bayes

Suponha agora que o estatístico possa observar o valor \mathbf{x} do vetor aleatório \mathbf{X} antes de estimar θ , e seja $\xi(\theta|\mathbf{x})$ a f.d.p. a posteriori de θ no conjunto Ω . (O caso de um parâmetro discreto pode ser tratado de maneira semelhante.) Para cada estimativa a que o estatístico possa usar, sua perda esperada neste caso será

$$E[L(\theta, a)|\mathbf{x}] = \int_{\Omega} L(\theta, a)\xi(\theta|\mathbf{x})d\theta. \quad (7.4.2)$$

Portanto, o estatístico deve agora escolher uma estimativa a para a qual a esperança em Eq. (7.4.2) é um mínimo. Para cada valor possível \mathbf{x} do vetor aleatório \mathbf{X} , seja $\delta^*(\mathbf{x})$ o valor de uma estimativa a para a qual a perda esperada em Eq. (7.4.2) é um mínimo. Então o estimador $\delta^*(X)$ para o qual os valores são especificados desta forma será um estimador de θ .

Definição 7.4.3 Estimador/Estimativa de Bayes. Seja $L(\theta, a)$ uma função de perda. Para cada valor possível \mathbf{x} de \mathbf{X} , seja $\delta^*(\mathbf{x})$ um valor de a tal que $E[L(\theta, a)|\mathbf{x}]$ é minimizado. Então δ^* é chamado de *Estimador de Bayes* de θ . Uma vez que $\mathbf{X} = \mathbf{x}$ é observado, $\delta^*(\mathbf{x})$ é chamado de *Estimativa de Bayes* de θ .

Outra maneira de descrever uma estimativa de Bayes $\delta^*(\mathbf{x})$ é notar que, para cada valor possível \mathbf{x} de \mathbf{X} , o valor $\delta^*(\mathbf{x})$ é escolhido de modo que

$$E[L(\theta, \delta^*(\mathbf{x}))|\mathbf{x}] = \min_a E[L(\theta, a)|\mathbf{x}]. \quad (7.4.3)$$

Em resumo, consideramos um problema de estimação no qual uma amostra aleatória $\mathbf{X} = (X_1, \dots, X_n)$ deve ser retirada de uma distribuição envolvendo um parâmetro θ que tem um valor desconhecido em algum conjunto especificado Ω . Para cada função de perda $L(\theta, a)$ e cada f.d.p. a priori $\xi(\theta)$ dadas, o estimador de Bayes de θ é o estimador $\delta^*(\mathbf{X})$ para o qual a Eq. (7.4.3) é satisfeita para cada valor possível \mathbf{x} de \mathbf{X} . Deve ser enfatizado que a forma do estimador de Bayes dependerá tanto da função de perda que é usada no problema quanto da distribuição a priori que é atribuída a θ . Nos problemas descritos neste texto, os estimadores de Bayes existirão. No entanto, existem situações mais complicadas nas quais nenhuma função δ^* satisfaz (7.4.3).

Diferentes Funções de Perda

De longe, a função de perda mais comumente usada em problemas de estimação é a função de perda de erro quadrático.

Definição 7.4.4 Função de Perda de Erro Quadrático. A função de

perda

$$L(\theta, a) = (\theta - a)^2 \quad (7.4.4)$$

é chamada de *perda de erro quadrático*.

Quando a função de perda de erro quadrático é usada, a estimativa de Bayes $\delta^*(\mathbf{x})$ para cada valor observado de \mathbf{x} será o valor de a para o qual a esperança $E[(\theta - a)^2 | \mathbf{x}]$ é um mínimo. O Teorema 4.7.3 afirma que a esperança de $(\theta - a)^2$ é calculada com respeito a uma certa distribuição de θ , esta esperança será um mínimo quando a for escolhido como igual à média $E(\theta | \mathbf{x})$ da distribuição a posteriori, se a média a posteriori for finita. Se a média a posteriori não for finita, então a perda esperada é infinita para cada valor possível de a . Portanto, temos o seguinte corolário do Teorema 4.7.5.

Corolário 7.4.1 Seja θ um parâmetro de valor real. Suponha que a função de perda de erro quadrático (7.4.4) seja usada e que a média a posteriori, $E(\theta | \mathbf{X})$, seja finita. Então, um estimador de Bayes de θ é $\delta^*(\mathbf{X}) = E(\theta | \mathbf{X})$.

Exemplo 7.4.3 Estimando o Parâmetro de uma Distribuição de Bernoulli. Seja a amostra aleatória X_1, \dots, X_n da distribuição de Bernoulli com parâmetro θ , que é desconhecido e deve ser estimado. Seja a distribuição a priori de θ a distribuição beta com parâmetros $\alpha > 0$ e $\beta > 0$. Suponha que a função de perda de erro quadrático seja usada, como especificado em Eq. (7.4.4), para $0 < \theta < 1$ e $0 < a < 1$. Determinaremos a estimativa de Bayes de θ . Para valores observados x_1, \dots, x_n , seja $y = \sum_{i=1}^n x_i$. Segue-se do Teorema 7.3.1 que a distribuição a posteriori de θ será a distribuição beta com parâmetros $\alpha_1 = \alpha + y$ e $\beta_1 = \beta + n - y$. Uma vez que a média da distribuição beta com parâmetros α_1 e β_1 é $\alpha_1 / (\alpha_1 + \beta_1)$, a média da distribuição a posteriori de θ será $(\alpha + y) / (\alpha + \beta + n)$. A estimativa de Bayes $\delta^*(\mathbf{x})$ será igual a este valor para cada vetor observado \mathbf{x} . Portanto, o estimador de Bayes $\delta^*(\mathbf{X})$ é especificado da seguinte forma:

$$\delta^*(\mathbf{X}) = \frac{\alpha + \sum_{i=1}^n X_i}{\alpha + \beta + n}. \quad (7.4.5)$$

Exemplo 7.4.4 Estimando a Média de uma Distribuição Normal. Seja a amostra aleatória X_1, \dots, X_n de uma distribuição normal para a qual o valor da média θ é desconhecido e o valor da variância σ^2 é conhecido. Suponha também que a distribuição a priori de θ seja uma distribuição normal com média μ_0 e variância ν_0^2 . Finalmente, suponha que a função de perda de erro quadrático seja usada, como especificado em Eq. (7.4.4), para $-\infty < \theta < \infty$ e $-\infty < a < \infty$. Determinaremos o estimador de Bayes de θ . Segue-se do Teorema 7.3.3 que para todos os valores observados x_1, \dots, x_n , a distribuição

a posteriori de θ será a distribuição normal com média μ_1 especificada em Eq. (7.3.1). Portanto, o estimador de Bayes $\delta^*(\mathbf{X})$ é especificado da seguinte forma:

$$\delta^*(\mathbf{X}) = \frac{\sigma^2 \mu_0 + n \nu_0^2 \bar{X}_n}{\sigma^2 + n \nu_0^2}. \quad (7.4.6)$$

A variância a posteriori de θ não entra neste cálculo.

Outra função de perda comumente usada em problemas de estimação é a função de perda de erro absoluto.

Definição 7.4.5 Função de Perda de Erro Absoluto. A função de perda

$$L(\theta, a) = |\theta - a| \quad (7.4.7)$$

é chamada de *perda de erro absoluto*.

Para cada valor observado de \mathbf{x} , a estimativa de Bayes $\delta^*(\mathbf{x})$ será agora o valor de a para o qual a esperança $E(|\theta - a| | \mathbf{x})$ é um mínimo. Foi mostrado no Teorema 4.5.3 que para cada distribuição de probabilidade dada de θ , a esperança de $|\theta - a|$ será um mínimo quando a for escolhido como a mediana da distribuição de θ . Portanto, quando a esperança de $|\theta - a|$ é calculada com respeito à distribuição a posteriori de θ , esta esperança será um mínimo quando a for escolhido como a mediana da distribuição a posteriori de θ .

Corolário 7.4.2 Quando a função de perda de erro absoluto (7.4.7) é usada, um estimador de Bayes de um parâmetro de valor real θ é $\delta^*(\mathbf{X})$ igual a uma mediana da distribuição a posteriori de θ .

Vamos agora reconsiderar os Exemplos 7.4.3 e 7.4.4, mas usaremos a função de perda de erro absoluto em vez da função de perda de erro quadrático.

Exemplo 7.4.5 Estimando o Parâmetro de uma Distribuição de Bernoulli. Considere novamente as condições do Exemplo 7.4.3, mas suponha que a função de perda de erro absoluto seja usada, como especificado na Eq. (7.4.7). Para todos os valores observados x_1, \dots, x_n , a estimativa de Bayes $\delta^*(\mathbf{x})$ será igual à mediana da distribuição a posteriori de θ , que é a distribuição beta com parâmetros $\alpha + y$ e $\beta + n - y$. Não há expressão simples para a mediana desta distribuição. Ela deve ser determinada por aproximações numéricas para cada conjunto de valores observados. A maioria dos softwares de computador estatísticos pode calcular a mediana de uma distribuição beta arbitrária. Como

um exemplo específico, considere a situação descrita no Exemplo 7.3.13 no qual uma priori imprópria foi usada. A distribuição a posteriori de θ nesse exemplo foi a distribuição beta com parâmetros 22 e 18. A média desta distribuição beta é $22/40 = 0.55$. A mediana é 0.5508.

Exemplo 7.4.6 Estimando a Média de uma Distribuição Normal. Considere novamente as condições do Exemplo 7.4.4, mas suponha agora que a função de perda de erro absoluto seja usada, como especificado na Eq. (7.4.7). Para todos os valores observados, a estimativa de Bayes $\delta^*(\mathbf{x})$ será igual à mediana da distribuição normal a posteriori de θ . No entanto, uma vez que a média e a mediana de cada distribuição normal são iguais, $\delta^*(\mathbf{x})$ é igual à média da distribuição a posteriori. Portanto, o estimador de Bayes com respeito à função de perda de erro absoluto é o mesmo que o estimador de Bayes com respeito à função de perda de erro quadrático, e é novamente dado pela Eq. (7.4.6).

Outras Funções de Perda

Embora a função de perda de erro quadrático e, em menor grau, a função de perda de erro absoluto sejam as funções de perda mais comumente usadas em problemas de estimação, nenhuma delas pode ser apropriada em um problema de estimação particular. Em alguns problemas, pode ser apropriado usar uma função de perda com a forma $L(\theta, a) = |\theta - a|^k$, onde k é algum número positivo diferente de 1 ou 2. Em outros problemas, o fato de a estimativa a ter uma magnitude grande pode depender do valor real de θ . Em tal problema, pode ser apropriado usar uma função de perda com a forma $L(\theta, a) = \lambda_1(\theta)|\theta - a|$ ou $L(\theta, a) = \lambda_2(\theta)(\theta - a)^2$, onde $\lambda(\theta)$ é uma função positiva de θ . Em outros problemas ainda, pode ser mais custoso superestimar θ por uma certa quantidade do que subestimá-lo pela mesma quantidade. Uma função de perda específica que reflete essa propriedade é a seguinte:

$$L(\theta, a) = \begin{cases} 3(\theta - a)^2 & \text{para } \theta \leq a, \\ (\theta - a)^2 & \text{para } \theta > a. \end{cases}$$

Vários outros tipos de funções de perda podem ser relevantes em problemas de estimação específicos. No entanto, neste livro, daremos a maior parte de nossa atenção às funções de perda de erro quadrático e de erro absoluto.

A Estimativa de Bayes para Amostras Grandes

Efeito de Diferentes Distribuições a Priori. Suponha que a proporção θ de itens defeituosos em um grande lote seja desconhecida e que a distribuição a priori de θ seja a distribuição uniforme no intervalo $[0, 1]$. Suponha também que o valor de θ deva ser estimado, e que a função de perda de erro quadrático seja usada. Suponha, finalmente, que em uma amostra aleatória de 100 itens do lote, 10 itens sejam defeituosos. Como a distribuição uniforme é a distribuição

beta com parâmetros $\alpha = 1$ e $\beta = 1$, e como $n = 100$ e $y = 10$, segue-se de Eq. (7.4.5) que a estimativa de Bayes é $\delta^*(\mathbf{x}) = 11/102 = 0.108$. Agora, suponha que a f.d.p. a priori de θ tenha a forma $\xi(\theta) = 2(1 - \theta)$ para $0 < \theta < 1$. Em vez de uma distribuição uniforme, e que em uma amostra aleatória de 100 itens, exatamente 10 itens sejam defeituosos. Como $\xi(\theta)$ é a f.d.p. da distribuição beta com parâmetros $\alpha = 1$ e $\beta = 2$, segue-se de Eq. (7.4.5) que neste caso a estimativa de Bayes de θ é $\delta(\mathbf{x}) = 11/103 = 0.107$. As duas distribuições a priori consideradas aqui são bastante diferentes. A média da distribuição uniforme é $1/2$, e a média da outra distribuição a priori é $1/3$. No entanto, como o número de observações na amostra é grande ($n = 100$), as estimativas de Bayes com respeito às duas distribuições a priori diferentes são quase as mesmas. Além disso, os valores de ambas as estimativas são muito próximos da proporção observada de itens defeituosos na amostra, $\bar{x}_n = 0.1$.

Exemplo 7.4.7 Medidas de Peito. Quetelet (1846) relatou (com alguns erros) dados sobre as medidas de peito (em polegadas) de 5732 milicianos escoceses. Esses dados apareceram anteriormente em um artigo de 1817 de um médico militar e foram discutidos por Stigler (1986). A Fig. 7.6 mostra um histograma dos dados. Suponha que modelamos as medidas individuais do peito como uma amostra aleatória (dado θ) de variáveis aleatórias normais com média θ e variância 4. A média do peito da amostra é $\bar{x}_n = 39.85$. Se tivéssemos a distribuição normal a priori com média μ_0 e variância ν_0^2 , então usando a Eq. (7.3.1) a distribuição a posteriori de θ seria normal com média

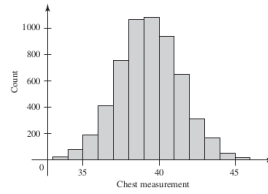
$$\mu_1 = \frac{4\mu_0 + 5732 \times \nu_0^2 \times 39.85}{4 + 5732 \times \nu_0^2}$$

e variância

$$\nu_1^2 = \frac{4\nu_0^2}{4 + 5732 \times \nu_0^2}.$$

A estimativa de Bayes será então $\delta(\mathbf{x}) = \mu_1$. Note que, a menos que μ_0 seja incrivelmente grande ou ν_0^2 seja muito pequeno, teremos μ_1 quase igual a 39.85 e ν_1^2 quase igual a $4/5732$. De fato, se a f.d.p. a priori de θ for qualquer função contínua que seja positiva em torno de $\theta = 39.85$ e não seja extremamente grande longe de 39.85, então a f.d.p. a posteriori de θ com uma f.d.p. normal muito próxima com média 39.85 e variância $4/5732$. A média e a mediana da distribuição a posteriori estão próximas de 39.85, independentemente da distribuição a priori.

Figure 7.6 Histogram of chest measurements of Scottish militiamen in Example 7.4.7.



Consistência do Estimador de Bayes. Seja X_1, \dots, X_n uma amostra aleatória (dado θ) da distribuição de Bernoulli com parâmetro θ . Suponha que usamos uma priori conjugada para θ . Como θ é a média da distribuição da qual a amostra está sendo retirada, segue-se das leis dos grandes números discutidas na Seção 6.2 que \bar{X}_n converge em probabilidade para θ quando $n \rightarrow \infty$. Como a diferença entre o estimador de Bayes $\delta^*(\mathbf{X})$ e \bar{X}_n converge em probabilidade para 0 quando $n \rightarrow \infty$, também pode ser concluído que $\delta^*(\mathbf{X})$ converge em probabilidade para o valor desconhecido de θ quando $n \rightarrow \infty$.

Definição 7.4.6 Sequência Consistente de Estimadores. Uma sequência de estimadores que converge em probabilidade para o valor desconhecido do parâmetro que está sendo estimado, quando $n \rightarrow \infty$, é chamada de *sequência consistente de estimadores*.

Assim, mostramos que os estimadores de Bayes $\delta^*(\mathbf{X})$ formam uma sequência consistente de estimadores no problema considerado aqui. A interpretação prática deste resultado é a seguinte: Quando um grande número de observações é feito, há alta probabilidade de que o estimador de Bayes esteja muito próximo do valor desconhecido de θ . Os resultados que acabamos de apresentar para estimar o parâmetro de uma distribuição de Bernoulli também são verdadeiros para outros problemas de estimação. Sob condições gerais razoáveis e para uma ampla classe de funções de perda, os estimadores de Bayes de alguns parâmetros θ formarão uma sequência consistente de estimadores à medida que o tamanho da amostra $n \rightarrow \infty$. Em particular, para amostras aleatórias de qualquer uma das várias famílias de distribuições discutidas na Seção 7.3, se uma distribuição a priori conjugada for atribuída aos parâmetros e a função de perda de erro quadrático for usada, os estimadores de Bayes formarão sequências consistentes de estimadores. Por exemplo, considere novamente as condições do Exemplo 7.4.4. Nesse exemplo, uma amostra aleatória é retirada de uma distribuição normal para a qual o valor da média θ é desconhecido, e o estimador de Bayes $\delta^*(\mathbf{X})$ é especificado por Eq. (7.4.6). Como \bar{X}_n convergirá para o valor desconhecido de θ quando $n \rightarrow \infty$, pode-se ver a partir da Eq. (7.4.6) que $\delta^*(\mathbf{X})$ também convergirá para θ quando $n \rightarrow \infty$. Assim, os estimadores de Bayes novamente

formam uma sequência consistente de estimadores. Outros exemplos são dados nos Exercícios 7 e 11 no final desta seção.

Parâmetros e Estimadores Mais Gerais

Até agora nesta seção, consideramos apenas parâmetros de valor real e estimadores desses parâmetros. Existem duas generalizações muito comuns desta situação que são fáceis de lidar com as mesmas técnicas descritas acima. A primeira generalização é para parâmetros multidimensionais, como o parâmetro bidimensional de uma distribuição normal com média e variância desconhecidas. A segunda generalização é para funções do parâmetro em vez do próprio parâmetro. Por exemplo, se θ é a taxa de falha no Exemplo 7.1.1, podemos estar interessados em estimar $1/\theta$, o tempo médio até a falha. Como outro exemplo, se nossos dados provêm de uma distribuição normal com média e variância desconhecidas, podemos desejar estimar apenas a média em vez do parâmetro inteiro. As mudanças necessárias na Definição 7.4.1 para lidar com ambas as generalizações que acabamos de mencionar são dadas na Definição 7.4.7.

Definição 7.4.7 Estimador/Estimativa. Seja X_1, \dots, X_n observáveis, cuja distribuição conjunta é indexada por um parâmetro θ assumindo valores em um subconjunto Ω de um espaço k -dimensional. Seja h uma função de Ω para um espaço d -dimensional. Defina $\psi = h(\theta)$. Um *estimador* de ψ é uma função $\delta(X_1, \dots, X_n)$ que assume valores no espaço d -dimensional. Se $X_1 = x_1, \dots, X_n = x_n$ são observados, então $\delta(x_1, \dots, x_n)$ é chamada de *estimativa* de ψ .

Quando h na Definição 7.4.7 é a função identidade $h(\theta) = \theta$, então $\psi = \theta$ e estamos estimando o parâmetro original θ . Quando $h(\theta)$ é uma coordenada de θ , então ψ é essa coordenada, e estamos estimando apenas essa coordenada. Haverá uma série de parâmetros multidimensionais em seções posteriores e capítulos deste livro. Aqui está um exemplo de estimar uma função de um parâmetro.

Exemplo 7.4.8 Tempo de Vida de Componentes Eletrônicos. No Exemplo 7.3.12, suponha que queiramos estimar $\psi = 1/\theta$, o tempo médio até a falha dos componentes eletrônicos. A distribuição a posteriori de θ é a distribuição gama com parâmetros 4 e 8.6. Se usarmos a função de perda de erro quadrático $L(\theta, a) = (\psi - a)^2$, o Teorema 4.7.3 diz que a estimativa de Bayes é

a média da distribuição a posteriori de ψ . Que é,

$$\begin{aligned}\delta^*(\mathbf{x}) &= E(\psi|\mathbf{x}) = E\left(\frac{1}{\theta} \middle| \mathbf{x}\right) \\ &= \int_0^\infty \frac{1}{\theta} \xi(\theta|\mathbf{x}) d\theta \\ &= \int_0^\infty \frac{1}{\theta} \frac{8.6^4}{6} \theta^3 e^{-8.6\theta} d\theta \\ &= \frac{8.6^4}{6} \int_0^\infty \theta^2 e^{-8.6\theta} d\theta \\ &= \frac{8.6^4}{6} \frac{2}{8.6^3} = \frac{8.6}{3} = 2.867.\end{aligned}$$

onde a igualdade final segue do Teorema 5.7.3. A média de $1/\theta$ é ligeiramente maior que $1/E(\theta|\mathbf{x}) = 8.6/4 = 2.15$.

Nota: Funções de Perda e Utilidade. Na Seção 4.8, introduzimos o conceito de utilidade para medir os valores para um tomador de decisão de vários resultados aleatórios. O conceito de função de perda está intimamente relacionado ao de utilidade. Em um sentido, uma função de perda é como o negativo de uma utilidade. De fato, o Exemplo 4.8.8 mostra como converter perda de erro absoluto em uma utilidade. Nesse exemplo, o papel do parâmetro θ e do estimador $d(W)$ desempenham os papéis do estimador. De maneira semelhante, pode-se converter outras funções de perda em utilidades. Portanto, não é surpreendente que o objetivo de maximizar a utilidade esperada na Seção 4.8 tenha sido substituído pelo objetivo de minimizar a perda esperada na seção atual.

Limitações dos Estimadores de Bayes

A teoria dos estimadores de Bayes, como descrita nesta seção, fornece uma teoria satisfatória e coerente para a estimação de parâmetros. De fato, para os estatísticos que aderem à filosofia Bayesiana, ela fornece a única teoria de estimação que pode ser desenvolvida. No entanto, existem certas limitações para a aplicabilidade da teoria em problemas estatísticos práticos. Para aplicar a teoria, é necessário especificar uma função de perda particular, como o erro quadrático ou o erro absoluto, e também uma distribuição a priori para o parâmetro. Especificações significativas podem existir, em princípio, mas pode ser muito difícil e demorado para um estatístico determiná-las. Em alguns problemas, o estatístico deve determinar as especificações que seriam apropriadas para clientes ou empregadores que não estão disponíveis ou não conseguem comunicar suas preferências e conhecimento. Em outros problemas, pode ser necessário que uma estimativa seja feita por membros de um grupo ou comitê, e pode ser difícil para os membros do grupo chegarem a um acordo sobre uma função de perda apropriada e distribuição a priori. Outra dificuldade possível é que

em um problema particular o parâmetro θ pode ser na verdade um vetor de parâmetros de valor real para os quais todos os valores são desconhecidos. A teoria dos estimadores de Bayes, que foi desenvolvida na seção anterior, pode ser facilmente generalizada para incluir a estimação de um parâmetro vetorial θ . No entanto, para aplicar esta teoria em tal problema é necessário especificar uma priori multivariada para este vetor e também especificar uma função de perda $L(\theta, \mathbf{a})$ para um vetor \mathbf{a} multivariado. Mesmo que o estatístico possa estar interessado em estimar apenas um ou dois componentes do vetor θ em um determinado problema, ele ainda deve atribuir uma priori multivariada para todo o vetor θ . Em muitos problemas estatísticos, alguns dos quais serão discutidos mais adiante neste livro, θ pode ter um grande número de componentes. Em tal problema, é especialmente difícil especificar uma distribuição a priori significativa na parametrização multidimensional. Deve ser enfatizado que não há uma maneira simples de resolver essas dificuldades. Outros métodos de estimação que não se baseiam em distribuições a priori e funções de perda normalmente têm limitações práticas, e esses outros métodos também costumam ter sérios defeitos em sua estrutura teórica.

Resumo

Um estimador de um parâmetro θ é uma função δ dos dados \mathbf{X} . Se $\mathbf{X} = \mathbf{x}$ for observado, o valor $\delta(\mathbf{x})$ é chamado de nossa estimativa, o valor observado do estimador $\delta(\mathbf{X})$.

Exercícios

1. Em um ensaio clínico, seja θ a probabilidade de um resultado bem-sucedido. Suponha que θ tenha uma distribuição a priori que é a distribuição uniforme no intervalo $[0, 1]$, que também é a distribuição beta com parâmetros 1 e 1. Suponha que o primeiro paciente tenha um resultado bem-sucedido. Encontre as estimativas de Bayes de θ que seriam obtidas para as funções de perda de erro quadrático e de erro absoluto.
2. Suponha que a proporção θ de itens defeituosos em um grande lote seja desconhecida, e a distribuição a priori de θ seja a distribuição beta para a qual os parâmetros são $\alpha = 5$ e $\beta = 10$. Suponha também que 20 itens sejam selecionados aleatoriamente do lote, e que exatamente um desses itens seja encontrado como defeituoso. Se a função de perda de erro quadrático for usada, qual é a estimativa de Bayes de θ ?
3. Considere novamente as condições do Exercício 2. Suponha que a distribuição a priori de θ seja como dada no Exercício 2, e suponha novamente que 20 itens sejam selecionados aleatoriamente do lote.
 - (a) Para qual número de itens defeituosos na amostra o erro quadrático médio da estimativa de Bayes será máximo?

- (b) Para qual número o erro quadrático médio da estimativa de Bayes será mínimo?
4. Suponha que uma amostra aleatória de tamanho n seja retirada da distribuição de Bernoulli com parâmetro θ , que é desconhecido, mas para a qual a distribuição a priori de θ é uma distribuição beta para a qual a média é μ_0 . Mostre que a média da distribuição a posteriori de θ será uma média ponderada com a forma $\gamma_n \bar{X}_n + (1 - \gamma_n)\mu_0$, e mostre que $\gamma_n \rightarrow 1$ quando $n \rightarrow \infty$.
 5. Suponha que o número de defeitos em um rolo de 1200 pés de fita de gravação magnética tenha uma distribuição de Poisson para a qual o valor da média θ é desconhecido, e a distribuição a priori de θ seja a distribuição gama para a qual os parâmetros são $\alpha = 3$ e $\beta = 1$. Quando cinco rolos desta fita são selecionados aleatoriamente e inspecionados, os números de defeitos encontrados nos rolos são 2, 2, 6, 0 e 3. Se a função de perda de erro quadrático for usada, qual é a estimativa de Bayes de θ ? (Ver Exercício 5 da Seção 7.3.)
 6. Suponha que uma amostra aleatória de tamanho n seja retirada de uma distribuição de Poisson para a qual a média θ é desconhecida, e a distribuição a priori de θ seja uma distribuição gama para a qual a média é μ_0 . Mostre que a média da distribuição a posteriori de θ será uma média ponderada com a forma $\gamma_n \bar{X}_n + (1 - \gamma_n)\mu_0$, e mostre que $\gamma_n \rightarrow 1$ quando $n \rightarrow \infty$.
 7. Considere novamente as condições do Exercício 6, e suponha que o valor de θ deva ser estimado usando a função de perda de erro quadrático. Mostre que os estimadores de Bayes, para $n = 1, 2, \dots$, formam uma sequência consistente de estimadores de θ .
 8. Suponha que as alturas dos indivíduos em uma certa população tenham uma distribuição normal para a qual o valor da média θ é desconhecido e o desvio padrão é 2 polegadas. Suponha também que a distribuição a priori de θ seja uma distribuição normal para a qual a média é 68 polegadas e o desvio padrão é 1 polegada. Suponha finalmente que 10 pessoas sejam selecionadas aleatoriamente da população, e sua altura média seja de 69.5 polegadas.
 - (a) Se a função de perda de erro quadrático for usada, qual é a estimativa de Bayes de θ ?
 - (b) Se a função de perda de erro absoluto for usada, qual é a estimativa de Bayes de θ ? (Ver Exercício 7 da Seção 7.3.)
 9. Suponha que uma amostra aleatória deva ser retirada de uma distribuição normal para a qual o valor da média θ é desconhecido e o desvio padrão é 2, a distribuição a priori de θ é uma distribuição normal para a qual o desvio padrão é 1, e o valor de θ deva ser estimado usando a função de

perda de erro quadrático. Qual é o menor tamanho da amostra aleatória que deve ser tomado para que o erro quadrático médio do estimador de Bayes de θ seja 0.01 ou menos? (Ver Exercício 10 da Seção 7.3.)

10. Suponha que o tempo em minutos necessário para servir um cliente em um determinado caixa de banco tenha uma distribuição exponencial para a qual o valor do parâmetro θ é desconhecido, a distribuição a priori de θ é uma distribuição gama para a qual a média é 0.2 e o desvio padrão é 1, e o tempo médio necessário para servir uma amostra aleatória de 20 clientes seja observado como 3.8 minutos. Se a função de perda de erro quadrático for usada, qual é a estimativa de Bayes de θ ? (Ver Exercício 12 da Seção 7.3.)
11. Suponha que uma amostra aleatória de tamanho n seja retirada de uma distribuição exponencial para a qual o valor do parâmetro θ é desconhecido, a distribuição a priori de θ é uma distribuição gama especificada, e o valor de θ deva ser estimado usando a função de perda de erro quadrático. Mostre que os estimadores de Bayes, para $n = 1, 2, \dots$, formam uma sequência consistente de estimadores de θ .
12. Seja θ a proporção de eleitores registrados em uma grande cidade que são a favor de uma certa proposição. Suponha que o valor de θ seja desconhecido, e dois estatísticos, A e B , atribuam a θ as seguintes f.d.p.s a priori diferentes, $\xi_A(\theta)$ e $\xi_B(\theta)$, respectivamente:

$$\xi_A(\theta) = 2\theta \quad \text{para } 0 < \theta < 1,$$

$$\xi_B(\theta) = 4\theta^3 \quad \text{para } 0 < \theta < 1.$$

Em uma amostra aleatória de 1000 eleitores registrados da cidade, descubra-se que 710 são a favor da proposição.

- (a) Encontre a distribuição a posteriori que cada estatístico atribui a θ .
 - (b) Encontre a estimativa de Bayes para cada estatístico com base na função de perda de erro quadrático.
 - (c) Mostre que, após as opiniões dos 1000 eleitores na amostra aleatória terem sido obtidas, as estimativas de Bayes para os dois estatísticos não poderiam diferir por mais de 0.002, independentemente do número na amostra que eram a favor da proposição.
13. Suponha que X_1, \dots, X_n formem uma amostra aleatória da distribuição uniforme no intervalo $[0, \theta]$, onde o valor do parâmetro θ é desconhecido. Suponha também que a distribuição a priori de θ seja a distribuição de Pareto com parâmetros x_0 e α ($x_0 > 0$ e $\alpha > 0$), como definido no Exercício 16 da Seção 5.7. Se o valor de θ deve ser estimado usando a função de perda de erro quadrático, qual é o estimador de Bayes de θ ? (Ver Exercício 18 da Seção 7.3.)

14. Suponha que X_1, \dots, X_n formem uma amostra aleatória de uma distribuição exponencial para a qual o valor do parâmetro θ é desconhecido ($\theta > 0$). Seja $\xi(\theta)$ a f.d.p. a priori de θ , e seja $\hat{\theta}$ o estimador de Bayes de θ com respeito à f.d.p. a priori $\xi(\theta)$ quando a função de perda de erro quadrático é usada. Seja $\psi = \theta^2$, e suponha que, em vez de estimar θ , seja desejado estimar o valor de ψ sujeito à seguinte função de perda de erro quadrático:

$$L(\psi, a) = (\psi - a)^2 \quad \text{para } \psi > 0 \text{ e } a > 0.$$

Seja $\hat{\psi}$ o estimador de Bayes de ψ . Explique por que $\hat{\psi} > \hat{\theta}^2$. *Dica:* Olhe o Exercício 4 na Seção 4.4.

15. Seja $c > 0$ e considere a função de perda

$$L(\theta, a) = \begin{cases} c|\theta - a| & \text{se } \theta < a, \\ |\theta - a| & \text{se } \theta \geq a. \end{cases}$$

Assuma que θ tem uma distribuição contínua. Prove que um estimador de Bayes de θ será qualquer quantil $1/(1+c)$ da distribuição a posteriori de θ . *Dica:* A prova é muito parecida com a prova do Teorema 4.5.3. O resultado se mantém mesmo que θ não tenha uma distribuição contínua, mas a prova é mais complicada.

7.5 Estimadores de Máxima Verossimilhança

A estimação de máxima verossimilhança é um método para escolher estimadores de parâmetros que evita o uso de distribuições a priori e funções de perda. Ela escolhe como a estimativa de θ o valor de θ que fornece o maior valor da função de verossimilhança.

Introdução

Exemplo 7.5.1: Tempo de Vida de Componentes Eletrônicos. Suponha que observamos os dados no Exemplo 7.3.11 consistindo nos tempos de vida de três componentes eletrônicos. Existe um método para estimar a taxa de falha θ sem primeiro construir uma distribuição a priori e uma função de perda?

Nesta seção, desenvolveremos um método relativamente simples de construir um estimador sem ter que especificar uma função de perda e uma distribuição a priori. É chamado de método de *máxima verossimilhança*, e foi introduzido por R. A. Fisher em 1912. A estimação de máxima verossimilhança pode ser aplicada na maioria dos problemas, tem um forte apelo intuitivo, e frequentemente produzirá um estimador razoável de θ . Além disso, se a amostra for grande, o método normalmente produzirá um excelente estimador de θ . Por essas razões, o método de máxima verossimilhança é provavelmente o método de estimação mais amplamente utilizado em estatística.

Nota: Terminologia. Como a estimação de máxima verossimilhança, assim como muitos outros procedimentos a serem introduzidos posteriormente no texto, não envolve a especificação de uma distribuição a priori do parâmetro, uma terminologia um pouco diferente é frequentemente usada na descrição dos modelos estatísticos aos quais esses procedimentos são aplicados. Em vez de dizer que X_1, \dots, X_n são i.i.d. com f.p. ou f.d.p. $f(x|\theta)$ condicional a θ , podemos dizer que X_1, \dots, X_n formam uma amostra aleatória de uma distribuição com f.p. ou f.d.p. $f(x|\theta)$ onde θ é desconhecido. Mais especificamente, no Exemplo 7.5.1, poderíamos dizer que os tempos de vida formam uma amostra aleatória da distribuição exponencial com um parâmetro de taxa de falha desconhecido θ .

Definição de um Estimador de Máxima Verossimilhança

Sejam as variáveis aleatórias X_1, \dots, X_n formando uma amostra aleatória de uma distribuição discreta ou uma distribuição contínua para a qual a f.p. ou a f.d.p. é $f(x|\theta)$, onde o parâmetro θ pertence a algum espaço de parâmetros Ω . Aqui, θ pode ser um valor real ou um vetor. Para cada vetor observado $\mathbf{x} = (x_1, \dots, x_n)$ na amostra, o valor da f.p. conjunta ou f.d.p. conjunta será, como de costume, denotado por $f_n(\mathbf{x}|\theta)$.

Definição 7.5.1: Função de Verossimilhança. Quando a f.d.p. conjunta ou a f.p. conjunta $f_n(\mathbf{x}|\theta)$ das observações em uma amostra aleatória é considerada como uma função de θ para valores dados de x_1, \dots, x_n , ela é chamada de *função de verossimilhança*.

Considere, primeiro, o caso em que o vetor observado \mathbf{x} veio de uma distribuição discreta. Se uma estimativa de θ deve ser selecionada, nós certamente não selecionaríamos qualquer valor de $\theta \in \Omega$ para o qual seria impossível obter o vetor \mathbf{x} que foi realmente observado. Além disso, suponha que a probabilidade $f_n(\mathbf{x}|\theta)$ de obter o vetor observado real \mathbf{x} é muito alta quando θ tem um valor particular, digamos, $\theta = \theta_0$, e é muito pequena para todo outro valor de $\theta \in \Omega$. Nós então naturalmente estimaríamos o valor de θ como sendo θ_0 (a menos que tivéssemos forte informação prévia que superasse a evidência da amostra e apontasse para algum outro valor). Quando a amostra vem de uma distribuição contínua, seria novamente natural tentar encontrar um valor de θ para o qual a densidade de probabilidade $f_n(\mathbf{x}|\theta)$ é grande e usar este valor como uma estimativa de θ . Para cada vetor observado \mathbf{x} , somos levados por este raciocínio a considerar um valor de θ para o qual a função de verossimilhança $f_n(\mathbf{x}|\theta)$ é máxima e usar este valor como uma estimativa de θ . Este conceito é formalizado na seguinte definição.

Definição 7.5.2: Estimador/Estimativa de Máxima Verossimilhança.

Para cada vetor observado possível \mathbf{x} , seja $\delta(\mathbf{x}) \in \Omega$ um valor de $\theta \in \Omega$ para o qual a função de verossimilhança $f_n(\mathbf{x}|\theta)$ é máxima, e seja $\delta(\mathbf{X})$ o estimador de θ definido desta forma. O estimador $\delta(\mathbf{X})$ é chamado de *estimador de máxima*

verossimilhança de θ . Depois que $\mathbf{X} = \mathbf{x}$ é observado, o valor $\delta(\mathbf{x})$ é chamado de *estimativa de máxima verossimilhança* de θ .

As expressões *estimador de máxima verossimilhança* e *estimativa de máxima verossimilhança* são abreviadas como M.L.E. (do inglês, *Maximum Likelihood Estimator/Estimate*). Deve-se confiar no contexto para determinar se a abreviação se refere a um estimador ou a uma estimativa. Note que o M.L.E. deve ser um elemento do espaço de parâmetros Ω , ao contrário dos estimadores/estimativas gerais para os quais não existe tal requisito.

Exemplos de Estimadores de Máxima Verossimilhança

Exemplo 7.5.2: Tempo de Vida de Componentes Eletrônicos. No Exemplo 7.3.11, os dados observados foram $X_1 = 3$, $X_2 = 1.5$ e $X_3 = 2.1$. As variáveis aleatórias foram modeladas como uma amostra aleatória de tamanho 3 da distribuição exponencial com parâmetro θ . A função de verossimilhança é, para $\theta > 0$,

$$f_3(\mathbf{x}|\theta) = \theta^3 \exp(-6.6\theta),$$

onde $\mathbf{x} = (2, 1.5, 2.1)$. O valor de θ que maximiza a função de verossimilhança $f_3(\mathbf{x}|\theta)$ será o mesmo que o valor de θ que maximiza $\log f_3(\mathbf{x}|\theta)$, uma vez que o logaritmo é uma função crescente. Portanto, será conveniente determinar o M.L.E. encontrando o valor de θ que maximiza

$$L(\theta) = \log f_3(\mathbf{x}|\theta) = 3 \log(\theta) - 6.6\theta.$$

Tomando a derivada $dL(\theta)/d\theta$, igualando a derivada a 0, e resolvendo para θ resulta em $\theta = 3/6.6 = 0.455$. A segunda derivada é negativa neste valor de θ , então ele fornece um máximo. A estimativa de máxima verossimilhança é então 0.455.

Deve ser notado que em alguns problemas, para certos vetores observados \mathbf{x} , o valor máximo de $f_n(\mathbf{x}|\theta)$ pode não ser de fato alcançado para nenhum ponto $\theta \in \Omega$. Em tal caso, um M.L.E. de θ não existe. Para certos outros vetores observados \mathbf{x} , o valor máximo de $f_n(\mathbf{x}|\theta)$ pode na verdade ser alcançado em mais de um ponto no espaço Ω . Em tal caso, o M.L.E. não é unicamente definido, e qualquer um desses pontos pode ser escolhido como o valor do estimador $\hat{\theta}$. Em muitos problemas práticos, no entanto, o M.L.E. existe e é unicamente definido.

Ilustraremos agora o método de máxima verossimilhança e essas várias possibilidades, considerando vários exemplos. Em cada exemplo, tentaremos determinar um M.L.E.

Exemplo 7.5.3: Teste para uma Doença. Suponha que você está andando na rua e percebe que o Departamento de Saúde Pública está oferecendo um teste médico gratuito para uma certa doença. O teste é 90 por cento confiável no seguinte sentido: Se uma pessoa tem a doença, há uma probabilidade de 0.9 de que o teste dará uma resposta positiva; enquanto que, se uma pessoa

não tem a doença, há uma probabilidade de apenas 0.1 de que o teste dará uma resposta positiva. Seja X o resultado do teste, onde $X = 1$ significa que o teste é positivo e $X = 0$ significa que o teste é negativo. Seja o espaço de parâmetros $\Omega = \{0.1, 0.9\}$, onde $\theta = 0.1$ significa que a pessoa testada não tem a doença, e $\theta = 0.9$ significa que a pessoa tem a doença. Dado θ , X tem a distribuição de Bernoulli com parâmetro θ . A função de verossimilhança é

$$f(x|\theta) = \theta^x(1 - \theta)^{1-x}.$$

Se $x = 0$ é observado, então

$$f(0|\theta) = \begin{cases} 0.9 & \text{se } \theta = 0.1, \\ 0.1 & \text{se } \theta = 0.9. \end{cases}$$

Claramente, $\theta = 0.1$ maximiza a verossimilhança quando $x = 0$ é observado. Se $x = 1$ é observado, então

$$f(1|\theta) = \begin{cases} 0.1 & \text{se } \theta = 0.1, \\ 0.9 & \text{se } \theta = 0.9. \end{cases}$$

Claramente, $\theta = 0.9$ maximiza a verossimilhança quando $x = 1$ é observado. Portanto, temos que o M.L.E. é

$$\hat{\theta} = \begin{cases} 0.1 & \text{se } X = 0, \\ 0.9 & \text{se } X = 1. \end{cases}$$

Exemplo 7.5.4: Amostragem de uma Distribuição de Bernoulli.

Suponha que as variáveis aleatórias X_1, \dots, X_n formam uma amostra aleatória de uma distribuição de Bernoulli com parâmetro θ , que é desconhecido ($0 \leq \theta \leq 1$). Para todos os valores observados x_1, \dots, x_n , onde cada x_i é 0 ou 1, a função de verossimilhança é

$$f_n(\mathbf{x}|\theta) = \prod_{i=1}^n \theta^{x_i}(1 - \theta)^{1-x_i}. \quad (7.5.1)$$

Em vez de maximizar a função de verossimilhança $f_n(\mathbf{x}|\theta)$ diretamente, é novamente mais fácil maximizar $\log f_n(\mathbf{x}|\theta)$:

$$\begin{aligned} L(\theta) &= \log f_n(\mathbf{x}|\theta) = \sum_{i=1}^n [x_i \log \theta + (1 - x_i) \log(1 - \theta)] \\ &= \left(\sum_{i=1}^n x_i \right) \log \theta + \left(n - \sum_{i=1}^n x_i \right) \log(1 - \theta). \end{aligned}$$

Agora calcule a derivada $dL(\theta)/d\theta$, iguale esta derivada a 0, e resolva a equação resultante para θ . Se $\sum_{i=1}^n x_i \notin \{0, n\}$, encontramos que a derivada é 0 em

$\theta = \bar{x}_n$, e pode ser verificado (por exemplo, examinando a segunda derivada) que este valor de fato maximiza $L(\theta)$ e a função de verossimilhança definida pela Eq. (7.5.1). Se $\sum_{i=1}^n x_i = 0$, então $L(\theta)$ é uma função decrescente de θ para todo θ , e portanto L atinge seu máximo em $\theta = 0$. Similarmente, se $\sum_{i=1}^n x_i = n$, L é uma função crescente, e atinge seu máximo em $\theta = 1$. Nestes dois últimos casos, note que o máximo da verossimilhança ocorre em $\theta = \bar{x}_n$. Portanto, segue-se que o M.L.E. de θ é $\hat{\theta} = \bar{X}_n$.

Segue-se do Exemplo 7.5.4 que se X_1, \dots, X_n são considerados como n ensaios de Bernoulli e se o espaço de parâmetros é $\Omega = [0, 1]$, então o M.L.E. da probabilidade desconhecida de sucesso é simplesmente a proporção de sucessos observados nos n ensaios. No Exemplo 7.5.3, temos $n = 1$ ensaio de Bernoulli, mas o espaço de parâmetros é $\Omega = \{0.1, 0.9\}$ em vez de $[0, 1]$, e o M.L.E. difere da proporção de sucessos.

Exemplo 7.5.5: Amostragem de uma Distribuição Normal com Média Desconhecida. Suponha que X_1, \dots, X_n formam uma amostra aleatória de uma distribuição normal para a qual a média μ é desconhecida e a variância σ^2 é conhecida. Para todos os valores observados x_1, \dots, x_n , a função de verossimilhança $f_n(\mathbf{x}|\mu)$ será

$$f_n(\mathbf{x}|\mu) = \frac{1}{(2\pi\sigma^2)^{n/2}} \exp \left[-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2 \right]. \quad (7.5.2)$$

Pode ser visto da Eq. (7.5.2) que $f_n(\mathbf{x}|\mu)$ será maximizada pelo valor de μ que minimiza

$$Q(\mu) = \sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2 = \sum_{i=1}^n x_i^2 - 2\mu \sum_{i=1}^n x_i + n\mu^2.$$

Vemos que Q é uma quadrática em μ com coeficiente positivo em μ^2 . Segue-se que Q será minimizado onde sua derivada é 0. Se agora calcularmos a derivada $dQ(\mu)/d\mu$, igualarmos esta derivada a 0, e resolvermos a equação resultante para μ , encontramos que $\mu = \bar{x}_n$. Segue-se, portanto, que o M.L.E. de μ é $\hat{\mu} = \bar{X}_n$.

Pode ser visto no Exemplo 7.5.5 que o estimador $\hat{\mu}$ não é afetado pelo valor da variância σ^2 , que assumimos ser conhecida. O M.L.E. da média desconhecida μ é simplesmente a média amostral \bar{X}_n , independentemente do valor de σ^2 . Veremos isso novamente no próximo exemplo, no qual tanto μ quanto σ^2 devem ser estimados.

Exemplo 7.5.6: Amostragem de uma Distribuição Normal com Média e Variância Desconhecidas. Suponha novamente que X_1, \dots, X_n formam uma amostra aleatória de uma distribuição normal, mas suponha agora que tanto a média μ quanto a variância σ^2 são desconhecidas. O parâmetro é então $\theta = (\mu, \sigma^2)$. Para todos os valores observados x_1, \dots, x_n , a função de verossimilhança $f_n(\mathbf{x}|\mu, \sigma^2)$ será novamente dada pelo lado direito da Eq.

(7.5.2). Esta função deve agora ser maximizada sobre todos os valores possíveis de μ e σ^2 , onde $-\infty < \mu < \infty$ e $\sigma^2 > 0$. Em vez de maximizar a função de verossimilhança $f_n(\mathbf{x}|\mu, \sigma^2)$ diretamente, é novamente mais fácil maximizar $\log f_n(\mathbf{x}|\mu, \sigma^2)$. Temos

$$L(\theta) = \log f_n(\mathbf{x}|\mu, \sigma^2) = -\frac{n}{2} \log(2\pi) - \frac{n}{2} \log \sigma^2 - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2. \quad (7.5.3)$$

Nós encontraremos o valor de $\theta = (\mu, \sigma^2)$ para o qual $L(\theta)$ é máximo em três estágios. Primeiro, para cada σ^2 fixado, encontraremos o valor $\hat{\mu}(\sigma^2)$ que maximiza o lado direito de (7.5.3). Segundo, encontraremos o valor $\hat{\sigma}^2$ de σ^2 que maximiza $L(\theta')$ quando $\theta' = (\hat{\mu}(\sigma^2), \sigma^2)$. Finalmente, o M.L.E. de θ será o vetor aleatório cujo valor é $(\hat{\mu}(\hat{\sigma}^2), \hat{\sigma}^2)$. O primeiro estágio já foi resolvido no Exemplo 7.5.5. Lá, obtivemos $\hat{\mu}(\sigma^2) = \bar{x}_n$. Para o segundo estágio, definimos $\theta' = (\bar{x}_n, \sigma^2)$ e maximizamos

$$L(\theta') = -\frac{n}{2} \log(2\pi) - \frac{n}{2} \log \sigma^2 - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x}_n)^2. \quad (7.5.4)$$

Isso pode ser maximizado definindo sua derivada em relação a σ^2 igual a 0 e resolvendo para σ^2 . A derivada é

$$\frac{d}{d\sigma^2} L(\theta') = -\frac{n}{2\sigma^2} + \frac{1}{2(\sigma^2)^2} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x}_n)^2.$$

Igualar isso a 0 resulta em

$$\sigma^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x}_n)^2. \quad (7.5.5)$$

A segunda derivada de (7.5.4) é negativa no valor de σ^2 em (7.5.5), então encontramos o máximo. Portanto, o M.L.E. de $\theta = (\mu, \sigma^2)$ é

$$\hat{\theta} = (\hat{\mu}, \hat{\sigma}^2) = \left(\bar{X}_n, \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2 \right). \quad (7.5.6)$$

Note que a primeira coordenada do M.L.E. na Eq. (7.5.6) é chamada de *média amostral* dos dados. Da mesma forma, chamamos a segunda coordenada deste M.L.E. de *variância amostral*. Não é difícil ver que o valor observado da variância amostral é a variância de uma distribuição que atribui probabilidade $1/n$ a cada um dos n valores observados x_1, \dots, x_n na amostra.

Exemplo 7.5.7: Amostragem de uma Distribuição Uniforme. Suponha que X_1, \dots, X_n formam uma amostra aleatória da distribuição uniforme

no intervalo $[0, \theta]$, onde o valor do parâmetro θ é desconhecido ($\theta > 0$). A f.d.p. $f(x|\theta)$ de cada observação tem a seguinte forma:

$$f(x|\theta) = \begin{cases} \frac{1}{\theta} & \text{para } 0 \leq x \leq \theta, \\ 0 & \text{caso contrário.} \end{cases} \quad (7.5.7)$$

Portanto, a f.d.p. conjunta $f_n(\mathbf{x}|\theta)$ de X_1, \dots, X_n tem a forma

$$f_n(\mathbf{x}|\theta) = \begin{cases} \frac{1}{\theta^n} & \text{para } 0 \leq x_i \leq \theta \text{ (para } i = 1, \dots, n), \\ 0 & \text{caso contrário.} \end{cases} \quad (7.5.8)$$

Pode ser visto da Eq. (7.5.8) que o M.L.E. de θ deve ser um valor de θ para o qual $\theta \geq x_i$ para $i = 1, \dots, n$ e que maximiza $1/\theta^n$ entre todos esses valores. Como $1/\theta^n$ é uma função decrescente de θ , a estimativa será o menor valor de θ tal que $\theta \geq x_i$ para $i = 1, \dots, n$. Como este valor é $\theta = \max\{x_1, \dots, x_n\}$, o M.L.E. de θ é $\hat{\theta} = \max\{X_1, \dots, X_n\}$.

Limitações da Estimação de Máxima Verossimilhança

Apesar de seu apelo intuitivo, o método de máxima verossimilhança não é necessariamente apropriado em todos os problemas. Por exemplo, no Exemplo 7.5.7, o M.L.E. $\hat{\theta}$ não parece ser um estimador adequado de θ . Como $\max\{X_1, \dots, X_n\} \leq \theta$ com probabilidade 1, segue-se que $\hat{\theta}$ certamente subestima o valor de θ . De fato, se qualquer distribuição a priori for atribuída a θ , então o estimador de Bayes de θ será seguramente maior que $\hat{\theta}$. O valor real pelo qual o estimador de Bayes excederá $\hat{\theta}$ irá, é claro, depender da distribuição a priori particular que é usada e dos valores observados de X_1, \dots, X_n . O Exemplo 7.5.7 também levanta outra dificuldade com a máxima verossimilhança, como ilustramos no Exemplo 7.5.8.

Exemplo 7.5.8: Inexistência de um M.L.E. Suponha que X_1, \dots, X_n formam uma amostra aleatória da distribuição uniforme no intervalo $[0, \theta]$. No entanto, suponha agora que, em vez de escrevermos a f.d.p. $f(x|\theta)$ da distribuição uniforme na forma dada na Eq. (7.5.7), nós a escrevemos na seguinte forma:

$$f(x|\theta) = \begin{cases} \frac{1}{\theta} & \text{para } 0 < x < \theta, \\ 0 & \text{caso contrário.} \end{cases} \quad (7.5.9)$$

A única diferença entre a Eq. (7.5.7) e a Eq. (7.5.9) é que o valor da f.d.p. em cada um dos pontos extremos 0 e θ foi alterado, substituindo as desigualdades fracas na Eq. (7.5.7) por desigualdades estritas na Eq. (7.5.9). Portanto, qualquer uma das equações poderia ser usada como a f.d.p. da distribuição uniforme. No entanto, se a Eq. (7.5.9) for usada como f.d.p., então um M.L.E. de θ será um valor de θ para o qual $\theta > x_i$ para $i = 1, \dots, n$ e que maximiza $1/\theta^n$ entre todos esses valores. Deve-se notar que os valores possíveis de θ não incluem mais o valor $\theta = \max\{x_1, \dots, x_n\}$, porque θ deve ser *estritamente*

maior que cada valor observado x_i ($i = 1, \dots, n$). Como θ pode ser escolhido arbitrariamente próximo ao valor $\max\{x_1, \dots, x_n\}$, mas não pode ser igual a este valor, segue-se que o M.L.E. de θ não existe.

Em todas as nossas discussões anteriores sobre f.d.p.'s, enfatizamos o fato de que é irrelevante se a f.d.p. da distribuição uniforme é escolhida para ser igual a $1/\theta$ no intervalo aberto $0 < x < \theta$ ou no intervalo fechado $0 \leq x \leq \theta$. Agora, no entanto, vemos que a existência de um M.L.E. depende dessa escolha irrelevante e sem importância. Essa dificuldade é facilmente evitada no Exemplo 7.5.8 usando a f.d.p. dada pela Eq. (7.5.7) em vez daquela dada pela Eq. (7.5.9). Em muitos outros problemas também, uma dificuldade deste tipo pode ser evitada simplesmente escolhendo uma versão particular apropriada da f.d.p. para representar a distribuição. No entanto, como veremos no Exemplo 7.5.10, a dificuldade nem sempre pode ser evitada.

Exemplo 7.5.9: Não-unicidade de um M.L.E. Suponha que X_1, \dots, X_n formam uma amostra aleatória da distribuição uniforme no intervalo $[\theta, \theta + 1]$, onde o valor do parâmetro θ é desconhecido ($-\infty < \theta < \infty$). Neste exemplo, a f.d.p. conjunta $f_n(\mathbf{x}|\theta)$ tem a forma

$$f_n(\mathbf{x}|\theta) = \begin{cases} 1 & \text{para } \theta \leq x_i \leq \theta + 1 \text{ (para } i = 1, \dots, n), \\ 0 & \text{caso contrário.} \end{cases} \quad (7.5.10)$$

A condição de que $\theta \leq x_i$ para $i = 1, \dots, n$ é equivalente à condição de que $\theta \leq \min\{x_1, \dots, x_n\}$. Similarmente, a condição de que $x_i \leq \theta + 1$ para $i = 1, \dots, n$ é equivalente à condição de que $\theta \geq \max\{x_1, \dots, x_n\} - 1$. Portanto, em vez de escrever $f_n(\mathbf{x}|\theta)$ na forma dada na Eq. (7.5.10), podemos usar a seguinte forma:

$$f_n(\mathbf{x}|\theta) = \begin{cases} 1 & \text{para } \max\{x_1, \dots, x_n\} - 1 \leq \theta \leq \min\{x_1, \dots, x_n\}, \\ 0 & \text{caso contrário.} \end{cases} \quad (7.5.11)$$

Assim, é possível selecionar como um M.L.E. qualquer valor de θ no intervalo

$$\max\{x_1, \dots, x_n\} - 1 \leq \theta \leq \min\{x_1, \dots, x_n\}. \quad (7.5.12)$$

Neste exemplo, o M.L.E. não é unicamente especificado. De fato, o método de máxima verossimilhança fornece muito pouca ajuda na escolha de uma estimativa de θ . A verossimilhança de cada valor de θ fora do intervalo (7.5.12) é na verdade 0. Nenhum valor θ fora deste intervalo seria estimado, e todos os valores dentro do intervalo são M.L.E.'s.

Exemplo 7.5.10: Amostragem de uma Mistura de Duas Distribuições. Considere uma variável aleatória X que pode vir com igual probabilidade da distribuição normal com média 0 e variância 1 ou de outra distribuição normal com média μ e variância σ^2 , onde tanto μ quanto σ^2 são desconhecidos. Sob essas condições, a f.d.p. de X será a média das f.d.p.'s das duas distribuições

normais. Assim, a f.d.p. $f(x|\mu, \sigma^2)$ de X será

$$f(x|\mu, \sigma^2) = \frac{1}{2} \frac{1}{(2\pi)^{1/2}} \exp\left(-\frac{x^2}{2}\right) + \frac{1}{2} \frac{1}{(2\pi)^{1/2}\sigma} \exp\left[-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right]. \quad (7.5.13)$$

Suponha agora que X_1, \dots, X_n formam uma amostra aleatória da distribuição para a qual a f.d.p. é dada pela Eq. (7.5.13). Como de costume, a função de verossimilhança $f_n(\mathbf{x}|\mu, \sigma^2)$ tem a forma

$$f_n(\mathbf{x}|\mu, \sigma^2) = \prod_{i=1}^n f(x_i|\mu, \sigma^2). \quad (7.5.14)$$

Para encontrar o M.L.E. de $\theta = (\mu, \sigma^2)$, devemos encontrar os valores de μ e σ^2 para os quais $f_n(\mathbf{x}|\mu, \sigma^2)$ é maximizada. Seja x_k um dos valores observados x_1, \dots, x_n . Se fizermos $\mu = x_k$ e deixarmos $\sigma^2 \rightarrow 0$, então o fator $f(x_k|\mu, \sigma^2)$ no lado direito da Eq. (7.5.14) crescerá sem limite, enquanto cada fator $f(x_i|\mu, \sigma^2)$ para $x_i \neq x_k$ se aproximará do valor

$$\frac{1}{2(2\pi)^{1/2}} \exp\left(-\frac{x_i^2}{2}\right).$$

Portanto, quando $\mu = x_k$ e $\sigma^2 \rightarrow 0$, descobrimos que $f_n(\mathbf{x}|\mu, \sigma^2) \rightarrow \infty$. O valor 0 não é uma estimativa permissível de σ^2 , porque sabemos de antemão que $\sigma^2 > 0$. Como a função de verossimilhança pode ser tornada arbitrariamente grande escolhendo $\mu = x_k$ e escolhendo σ^2 arbitrariamente próximo de 0, segue-se que o M.L.E. não existe.

Se tentarmos corrigir essa dificuldade permitindo que o valor 0 seja uma estimativa permissível de σ^2 , então descobrimos que existem n M.L.E.'s diferentes de μ e σ^2 ; a saber,

$$\hat{\theta}_k = (\hat{\mu}, \hat{\sigma}^2) = (X_k, 0) \text{ para } k = 1, \dots, n.$$

Nenhum desses estimadores parece apropriado. Considere novamente a descrição, dada no início deste exemplo, das duas distribuições normais das quais cada observação pode ter vindo. Suponha, por exemplo, que $n = 1000$ e usamos o estimador $\hat{\theta}_3 = (X_3, 0)$. Então, estaríamos estimando o valor da variância desconhecida como sendo 0; também, estaríamos efetivamente nos comportando como se exatamente uma das X_i 's (a saber, X_3) viesse da distribuição normal desconhecida, enquanto todas as outras 999 observações viessem da distribuição normal com média 0 e variância 1. De fato, no entanto, como cada observação tinha a mesma probabilidade de vir de qualquer uma das duas distribuições, é muito mais provável que centenas de observações, em vez de apenas uma, tenham vindo da distribuição normal desconhecida. Neste exemplo, o método de máxima verossimilhança é obviamente insatisfatório. Uma solução Bayesiana para este problema é delineada no Exercício 10 da Seção 12.5.

Finalmente, devemos mencionar um ponto referente à interpretação do M.L.E. O M.L.E. é o valor de θ que maximiza a f.p. ou f.d.p. condicional dos dados

X dado θ . Portanto, a estimativa de máxima verossimilhança é o valor de θ que atribuiu a maior probabilidade de ver os dados observados. Não é necessariamente o valor do parâmetro que parece ser o mais provável, dados os dados. Para dizer quão prováveis são os diferentes valores do parâmetro, seria necessária uma distribuição de probabilidade para o parâmetro. É claro que a distribuição a posteriori do parâmetro (Seção 7.2) serviria a esse propósito, mas nenhuma distribuição a posteriori está envolvida no cálculo do M.L.E. Portanto, não é legítimo interpretar o M.L.E. como o valor mais provável do parâmetro depois de ver os dados.

Por exemplo, considere uma situação coberta pelo Exemplo 7.5.4. Suponha que vamos lançar uma moeda algumas vezes, e estamos preocupados se ela tem um leve viés para cara ou para coroa. Seja $X_i = 1$ se o i -ésimo lançamento for cara e $X_i = 0$ se não. Se obtivermos quatro caras e uma coroa nos primeiros cinco lançamentos, o valor observado do M.L.E. será 0.8. Mas seria difícil imaginar uma situação em que sentiríamos que o valor mais provável de θ , a probabilidade de caras, é tão grande quanto 0.8 com base em apenas cinco lançamentos do que parecia a priori ser uma moeda típica. Tratar o M.L.E. como se fosse o valor mais provável do parâmetro é muito parecido com ignorar a informação prévia sobre a doença rara no teste médico dos Exemplos 2.3.1 e 2.3.3. Se o teste é positivo nesses exemplos, descobrimos (no Exemplo 7.5.3) que o M.L.E. assume o valor $\hat{\theta} = 0.9$, que corresponde a ter a doença. No entanto, se a probabilidade a priori de você ter a doença é tão pequena quanto no Exemplo 2.3.1, a probabilidade a posteriori de que você tenha a doença ($\theta = 0.9$) ainda é pequena mesmo após o resultado positivo do teste. O teste não é preciso o suficiente para superar completamente a informação prévia. O mesmo acontece com o lançamento da moeda; cinco lançamentos não são informação suficiente para superar as crenças anteriores sobre a moeda ser típica. Somente quando os dados contêm muito mais informação do que está disponível a priori será aproximadamente correto pensar no M.L.E. como o valor próximo do qual acreditamos que o parâmetro tem maior probabilidade de estar. Isso pode acontecer quando o M.L.E. é baseado em muitos dados ou quando há muito pouca informação a priori.

Resumo

A estimativa de máxima verossimilhança de um parâmetro θ é aquele valor de θ que fornece o maior valor da função de verossimilhança $f_n(\mathbf{x}|\theta)$ para um dado \mathbf{x} fixo. Se $\delta(\mathbf{x})$ denota a estimativa de máxima verossimilhança, então $\hat{\theta} = \delta(\mathbf{X})$ é o estimador de máxima verossimilhança (M.L.E.). Calculamos o M.L.E. quando os dados compreendem uma amostra aleatória de uma distribuição de Bernoulli, uma distribuição normal com variância conhecida, uma distribuição normal com ambos os parâmetros desconhecidos, ou a distribuição uniforme no intervalo $[0, \theta]$ ou no intervalo $[\theta, \theta + 1]$.

Exercícios

1. Sejam x_1, \dots, x_n números distintos. Seja Y uma variável aleatória discreta com a seguinte f.p.:

$$f(y) = \begin{cases} \frac{1}{n} & \text{se } y \in \{x_1, \dots, x_n\}, \\ 0 & \text{caso contrário.} \end{cases}$$

Prove que $\text{Var}(Y)$ é dada pela Eq. (7.5.5).

2. Não se sabe qual proporção p das compras de uma certa marca de cereal matinal é feita por mulheres e qual proporção é feita por homens. Em uma amostra aleatória de 70 compras deste cereal, verificou-se que 58 foram feitas por mulheres e 12 foram feitas por homens. Encontre o M.L.E. de p .
3. Considere as condições no Exercício 2, mas suponha que se saiba que $\frac{1}{2} \leq p \leq \frac{2}{3}$. Se as observações na amostra aleatória de 70 compras são como as dadas no Exercício 2, qual é o M.L.E. de p ?
4. Suponha que X_1, \dots, X_n formam uma amostra aleatória da distribuição de Bernoulli com parâmetro θ , que é desconhecido, mas sabe-se que θ está no intervalo aberto $0 < \theta < 1$. Mostre que o M.L.E. de θ não existe se cada valor observado for 0 ou se cada valor observado for 1.
5. Suponha que X_1, \dots, X_n formam uma amostra aleatória de uma distribuição de Poisson para a qual a média θ é desconhecida ($\theta > 0$).
 - (a) Determine o M.L.E. de θ , assumindo que pelo menos um dos valores observados é diferente de 0.
 - (b) Mostre que o M.L.E. de θ não existe se cada valor observado for 0.
6. Suponha que X_1, \dots, X_n formam uma amostra aleatória de uma distribuição normal para a qual a média μ é conhecida, mas a variância σ^2 é desconhecida. Encontre o M.L.E. de σ^2 .
7. Suponha que X_1, \dots, X_n formam uma amostra aleatória de uma distribuição exponencial para a qual o valor do parâmetro β é desconhecido ($\beta > 0$). Encontre o M.L.E. de β .
8. Suponha que X_1, \dots, X_n formam uma amostra aleatória de uma distribuição para a qual a f.d.p. $f(x|\theta)$ é a seguinte:

$$f(x|\theta) = \begin{cases} e^{\theta-x} & \text{para } x > \theta, \\ 0 & \text{para } x \leq \theta. \end{cases}$$

Suponha também que o valor de θ é desconhecido ($-\infty < \theta < \infty$).

- (a) Mostre que o M.L.E. de θ não existe.

- (b) Determine outra versão da f.d.p. desta mesma distribuição para a qual o M.L.E. de θ existirá, e encontre este estimador.
9. Suponha que X_1, \dots, X_n formam uma amostra aleatória de uma distribuição para a qual a f.d.p. $f(x|\theta)$ é a seguinte:

$$f(x|\theta) = \begin{cases} \theta x^{\theta-1} & \text{para } 0 < x < 1, \\ 0 & \text{caso contrário.} \end{cases}$$

Suponha também que o valor de θ é desconhecido ($\theta > 0$). Encontre o M.L.E. de θ .

10. Suponha que X_1, \dots, X_n formam uma amostra aleatória de uma distribuição para a qual a f.d.p. $f(x|\theta)$ é a seguinte:

$$f(x|\theta) = \frac{1}{2}e^{-|x-\theta|} \quad \text{para } -\infty < x < \infty.$$

Suponha também que o valor de θ é desconhecido ($-\infty < \theta < \infty$). Encontre o M.L.E. de θ . *Dica: Compare isso com o problema de minimizar o E.M.A (Erro Médio Absoluto) como no Teorema 4.5.3.*

11. Suponha que X_1, \dots, X_n formam uma amostra aleatória da distribuição uniforme no intervalo $[\theta_1, \theta_2]$, onde tanto θ_1 quanto θ_2 são desconhecidos ($-\infty < \theta_1 < \theta_2 < \infty$). Encontre os M.L.E.'s de θ_1 e θ_2 .
12. Suponha que uma certa população grande contém k tipos diferentes de indivíduos ($k \geq 2$), e seja θ_i a proporção de indivíduos do tipo i , para $i = 1, \dots, k$. Aqui, $0 \leq \theta_i \leq 1$ e $\theta_1 + \dots + \theta_k = 1$. Suponha também que em uma amostra aleatória de n indivíduos desta população, exatamente n_i indivíduos são do tipo i , onde $n_1 + \dots + n_k = n$. Encontre os M.L.E.'s de $\theta_1, \dots, \theta_k$.
13. Suponha que os vetores bidimensionais $(X_1, Y_1), (X_2, Y_2), \dots, (X_n, Y_n)$ formam uma amostra aleatória de uma distribuição normal bivariada para a qual as médias de X e Y são desconhecidas, mas as variâncias de X e Y e a correlação entre X e Y são conhecidas. Encontre os M.L.E.'s das médias.

7.6 Propriedades dos Estimadores de Máxima Verossimilhança

Nesta seção, exploramos várias propriedades dos E.M.V.'s (Estimadores de Máxima Verossimilhança), incluindo:

- A relação entre o E.M.V. de um parâmetro e o E.M.V. de uma função daquele parâmetro

- A necessidade de algoritmos computacionais
- O comportamento do E.M.V. à medida que o tamanho da amostra aumenta
- A falta de dependência do E.M.V. no plano de amostragem

Também introduzimos um método alternativo popular de estimação (método dos momentos) que às vezes concorda com a máxima verossimilhança, mas pode ser computacionalmente mais simples.

Invariância

Exemplo 7.6.1 Tempos de Vida de Componentes Eletrônicos. No Exemplo 7.1.1, o parâmetro θ foi interpretado como a taxa de falha de componentes eletrônicos. No Exemplo 7.4.8, encontramos uma estimativa de Bayes de $\psi = 1/\theta$, o tempo de vida médio. Existe um método correspondente para calcular o E.M.V. de ψ ?

Suponha que X_1, \dots, X_n formam uma amostra aleatória de uma distribuição para a qual a f.p. (função de probabilidade) ou a f.d.p. (função densidade de probabilidade) é $f(x|\theta)$, onde o valor do parâmetro θ é desconhecido. O parâmetro pode ser unidimensional ou um vetor de parâmetros. Seja $\hat{\theta}$ o E.M.V. de θ . Assim, para todos os valores observados x_1, \dots, x_n , a função de verossimilhança $f_n(\mathbf{x}|\theta)$ é maximizada quando $\theta = \hat{\theta}$.

Suponha agora que mudamos o parâmetro na distribuição da seguinte forma: Em vez de expressar a f.p. ou a f.d.p. $f(x|\theta)$ em termos do parâmetro θ , vamos expressá-la em termos de um novo parâmetro $\psi = g(\theta)$, onde g é uma função um-para-um de θ . Existe uma relação entre o E.M.V. de θ e o E.M.V. de ψ ?

Teorema 7.6.1 Propriedade de Invariância dos E.M.V.'s. Se $\hat{\theta}$ é o estimador de máxima verossimilhança de θ e se g é uma função um-para-um, então $g(\hat{\theta})$ é o estimador de máxima verossimilhança de $g(\theta)$.

Prova O novo espaço de parâmetros é Γ , a imagem de Ω sob a função g . Deixaremos $\theta = h(\psi)$ denotar a função inversa. Então, expressa em termos do novo parâmetro ψ , a f.p. ou f.d.p. de cada valor observado será $f[x|h(\psi)]$, e a função de verossimilhança será $f_n[\mathbf{x}|h(\psi)]$. O E.M.V. $\hat{\psi}$ de ψ será igual ao valor de ψ para o qual $f_n[\mathbf{x}|h(\psi)]$ é maximizado. Como $f_n(\mathbf{x}|\theta)$ é maximizado quando $\theta = \hat{\theta}$, segue-se que $f_n[\mathbf{x}|h(\psi)]$ é maximizado quando $h(\psi) = \hat{\theta}$. Portanto, o E.M.V. $\hat{\psi}$ deve satisfazer a relação $h(\hat{\psi}) = \hat{\theta}$ ou, equivalentemente, $\hat{\psi} = g(\hat{\theta})$. ■

Exemplo 7.6.2 Tempos de Vida de Componentes Eletrônicos. De acordo com o Teorema 7.6.1, o E.M.V. de ψ é um sobre o E.M.V. de θ . No Exemplo 7.5.2, calculamos o valor observado de $\hat{\theta} = 0.455$. O valor observado de $\hat{\psi}$ seria então $1/0.455 = 2.2$. Isso é um pouco menor do que a estimativa de Bayes usando a perda de erro quadrático de 2.867 encontrada no Exemplo 7.4.8. ▲

A propriedade de invariância pode ser estendida para funções que não são um-para-um. Por exemplo, suponha que desejamos estimar a média μ de uma distribuição normal quando tanto a média quanto a variância são desconhecidas. Então μ não é uma função um-para-um do parâmetro $\theta = (\mu, \sigma^2)$. Nesse caso,

a função que desejamos estimar é $g(\theta) = \mu$. Existe uma maneira de definir o E.M.V. de uma função de θ que não é necessariamente um-para-um. Uma maneira popular é a seguinte.

Definição 7.6.1 E.M.V. de uma função. Seja $g(\theta)$ uma função arbitrária do parâmetro, e seja G a imagem de Ω sob a função g . Para cada $t \in G$, defina $G_t = \{\theta : g(\theta) = t\}$ e defina

$$L^*(t) = \max_{\theta \in G_t} \log f_n(\mathbf{x}|\theta).$$

Finalmente, defina o E.M.V. de $g(\theta)$ como sendo \hat{t} onde

$$L^*(\hat{t}) = \max_{t \in G} L^*(t). \quad (7.6.1)$$

O resultado a seguir mostra como encontrar o E.M.V. de $g(\theta)$ com base na Definição 7.6.1.

Teorema 7.6.2 Seja $\hat{\theta}$ um E.M.V. de θ , e seja $g(\theta)$ uma função de θ . Então um E.M.V. de $g(\theta)$ é $g(\hat{\theta})$.

Prova Provaremos que $\hat{t} = g(\hat{\theta})$ satisfaz (7.6.1). Como $L^*(t)$ é o máximo de $\log f_n(\mathbf{x}|\theta)$ sobre θ em um subconjunto de Ω , e como $\log f_n(\mathbf{x}|\hat{\theta})$ é o máximo sobre todo θ , sabemos que $L^*(t) \leq \log f_n(\mathbf{x}|\hat{\theta})$ para todo $t \in G$. Seja $\hat{t} = g(\hat{\theta})$. Terminamos se pudermos mostrar que $L^*(\hat{t}) = \log f_n(\mathbf{x}|\hat{\theta})$. Note que $\hat{\theta} \in G_{\hat{t}}$. Como $\hat{\theta}$ maximiza $f_n(\mathbf{x}|\theta)$ sobre todo θ , ele também maximiza $f_n(\mathbf{x}|\theta)$ sobre $\theta \in G_{\hat{t}}$. Portanto, $L^*(\hat{t}) = \log f_n(\mathbf{x}|\hat{\theta})$ e $\hat{t} = g(\hat{\theta})$ é um E.M.V. de $g(\theta)$. ■

Exemplo 7.6.3 Estimando o Desvio Padrão e o Segundo Momento. Suponha que X_1, \dots, X_n formem uma amostra aleatória de uma distribuição normal para a qual tanto a média μ quanto a variância σ^2 são desconhecidas. Determinaremos o E.M.V. do desvio padrão σ e o E.M.V. do segundo momento da distribuição normal $E(X^2)$. Foi encontrado no Exemplo 7.5.6 que o E.M.V. de $\theta = (\mu, \sigma^2)$ é $\hat{\theta} = (\hat{\mu}, \hat{\sigma}^2)$. A partir da propriedade de invariância, podemos concluir que o E.M.V. $\hat{\sigma}$ do desvio padrão é simplesmente a raiz quadrada da variância amostral. Em símbolos, $\hat{\sigma} = (\hat{\sigma}^2)^{1/2}$. Além disso, como $E(X^2) = \sigma^2 + \mu^2$, o E.M.V. de $E(X^2)$ será $\hat{\sigma}^2 + \hat{\mu}^2$. ▲

Consistência

Considere um problema de estimação no qual uma amostra aleatória deve ser retirada de uma distribuição envolvendo um parâmetro θ . Suponha que para todo tamanho de amostra n suficientemente grande, isto é, para todo valor de n maior que um certo número mínimo, exista um único E.M.V. de θ . Então, sob certas condições, que são tipicamente satisfeitas em problemas práticos, a sequência de E.M.V.'s é uma sequência consistente de estimadores de θ . Em outras palavras, em tais problemas, a sequência de E.M.V.'s converge em probabilidade para o valor desconhecido de θ quando $n \rightarrow \infty$.

Observamos na Seção 7.4 que, sob certas condições gerais, a sequência de estimadores de Bayes de um parâmetro θ também é uma sequência consistente

de estimadores. Portanto, para uma dada distribuição a priori e um tamanho de amostra n suficientemente grande, o estimador de Bayes e o E.M.V. de θ serão tipicamente muito próximos um do outro, e ambos estarão muito próximos do valor desconhecido de θ .

Não apresentaremos quaisquer detalhes formais das condições necessárias para provar este resultado. (Detalhes podem ser encontrados no capítulo 7 de Schervish, 1995.) Iremos, no entanto, ilustrar o resultado considerando novamente uma amostra aleatória X_1, \dots, X_n da distribuição de Bernoulli com parâmetro θ , que é desconhecido ($0 \leq \theta \leq 1$). Foi mostrado na Seção 7.4 que se a distribuição a priori de θ for uma distribuição beta, então a diferença entre o estimador de Bayes de θ e a média amostral \bar{X}_n converge para 0 quando $n \rightarrow \infty$. Além disso, foi mostrado no Exemplo 7.5.4 que o E.M.V. de θ é \bar{X}_n . Assim, quando $n \rightarrow \infty$, a diferença entre o estimador de Bayes e o E.M.V. convergirá para 0. Finalmente, a lei dos grandes números (Teorema 6.2.4) diz que a média amostral \bar{X}_n converge em probabilidade para θ quando $n \rightarrow \infty$. Portanto, tanto a sequência de estimadores de Bayes quanto a sequência de E.M.V.'s são sequências consistentes.

Cálculo Numérico

Em muitos problemas, existe um E.M.V. (Estimador de Máxima Verossimilhança) único $\hat{\theta}$ de um dado parâmetro θ , mas este E.M.V. não pode ser expresso em forma fechada como uma função das observações na amostra. Em tal problema, para um dado conjunto de valores observados, é necessário determinar o valor de $\hat{\theta}$ por cálculo numérico. Ilustraremos esta situação com dois exemplos.

Exemplo 7.6.4 Amostragem de uma Distribuição Gama. Suponha que X_1, \dots, X_n formem uma amostra aleatória da distribuição gama para a qual a f.d.p. (função densidade de probabilidade) é a seguinte:

$$f(x|\alpha) = \frac{1}{\Gamma(\alpha)} x^{\alpha-1} e^{-x} \quad \text{para } x > 0. \quad (7.6.2)$$

Suponha também que o valor de α é desconhecido ($\alpha > 0$) e deve ser estimado. A função de verossimilhança é

$$f_n(\mathbf{x}|\alpha) = \frac{1}{\Gamma^n(\alpha)} \left(\prod_{i=1}^n x_i \right)^{\alpha-1} \exp \left(- \sum_{i=1}^n x_i \right). \quad (7.6.3)$$

O E.M.V. de α será o valor de α que satisfaz a equação

$$\frac{\partial \log f_n(\mathbf{x}|\alpha)}{\partial \alpha} = 0. \quad (7.6.4)$$

Quando aplicamos a Eq. (7.6.4) neste exemplo, obtemos a seguinte equação:

$$\frac{\Gamma'(\alpha)}{\Gamma(\alpha)} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \log x_i. \quad (7.6.5)$$

Tabelas da função $\Gamma'(\alpha)/\Gamma(\alpha)$, que é chamada de *função digama*, estão incluídas em várias coleções publicadas de tabelas matemáticas. A função digama também está disponível em diversos pacotes de software matemático. Para todos os valores dados de x_1, \dots, x_n , o valor único de α que satisfaz a Eq. (7.6.5) deve ser determinado ou consultando essas tabelas ou realizando uma análise numérica da função digama. Este valor será o E.M.V. de α . ▲

Exemplo 7.6.5 Amostragem de uma Distribuição de Cauchy. Suponha que X_1, \dots, X_n formem uma amostra aleatória de uma distribuição de Cauchy centrada em um ponto desconhecido θ ($-\infty < \theta < \infty$), para a qual a f.d.p. é a seguinte:

$$f(x|\theta) = \frac{1}{\pi[1 + (x - \theta)^2]} \quad \text{para } -\infty < x < \infty. \quad (7.6.6)$$

Suponha também que o valor de θ deve ser estimado. A função de verossimilhança é

$$f_n(\mathbf{x}|\theta) = \frac{1}{\pi^n \prod_{i=1}^n [1 + (x_i - \theta)^2]}. \quad (7.6.7)$$

Portanto, o E.M.V. de θ será o valor que minimiza

$$\prod_{i=1}^n [1 + (x_i - \theta)^2]. \quad (7.6.8)$$

Para a maioria dos valores de x_1, \dots, x_n , o valor de θ que minimiza a expressão (7.6.8) deve ser determinado por um cálculo numérico. ▲

Uma alternativa para a solução exata da Eq. (7.6.4) é começar com um estimador heurístico de α e então aplicar o método de Newton.

Definição 7.6.2 Método de Newton. Seja $f(\theta)$ uma função de valor real de uma variável real, e suponha que desejamos resolver a equação $f(\theta) = 0$. Seja θ_0 uma estimativa inicial da solução. O *método de Newton* substitui a estimativa inicial pela estimativa atualizada

$$\theta_1 = \theta_0 - \frac{f(\theta_0)}{f'(\theta_0)}.$$

A lógica por trás do método de Newton é ilustrada na Fig. 7.7. A função $f(\theta)$ é a curva sólida. O método de Newton aproxima a curva por uma reta tangente à curva, ou seja, a linha tracejada que passa pelo ponto $(\theta_0, f(\theta_0))$, indicado pelo círculo. A reta de aproximação cruza o eixo horizontal na estimativa revisada θ_1 . Tipicamente, substitui-se a estimativa inicial pela estimativa revisada e itera-se o método de Newton até que os resultados se estabilizem.

Figura 7.7 Método de Newton para aproximar a solução de $f(\theta) = 0$. A estimativa inicial é θ_0 , e a estimativa revisada é θ_1 .

Exemplo 7.6.6 Amostragem de uma Distribuição Gama. No Exemplo 7.6.4, suponha que observemos $n = 20$ variáveis aleatórias gama X_1, \dots, X_{20} com parâmetros α e 1. Suponha que os valores observados sejam tais que $\frac{1}{20} \sum_{i=1}^{20} \log(x_i) = 1.220$ e $\frac{1}{20} \sum_{i=1}^{20} x_i = 3.679$. Desejamos usar o método de

Newton para aproximar o E.M.V. Uma estimativa inicial razoável baseia-se no fato de que $E(X_i) = \alpha$. Isso sugere usar $\alpha_0 = 3.679$, a média amostral. A função $f(\alpha)$ é $\psi(\alpha) - 1.220$, onde ψ é a função digama. A derivada $f'(\alpha)$ é $\psi'(\alpha)$, que é conhecida como a função trigama. O método de Newton atualiza a estimativa inicial α_0 para

$$\alpha_1 = \alpha_0 - \frac{\psi(\alpha_0) - 1.220}{\psi'(\alpha_0)} = 3.679 - \frac{1.1607 - 1.220}{0.3120} = 3.871.$$

Aqui, usamos um software estatístico que calcula tanto a função digama quanto a trigama. Após mais duas iterações, a aproximação se estabiliza em 3.876. ▲

O método de Newton pode falhar terrivelmente se $f'(\theta)/f(\theta)$ se aproximar de 0 entre θ_0 e a solução real de $f(\theta) = 0$. Existe uma versão multidimensional do método de Newton, que não apresentaremos aqui. Existem também muitos outros métodos numéricos para maximizar funções. Qualquer texto sobre otimização numérica, como Nocedal e Wright (2006), descreverá alguns deles.

Método dos Momentos

Exemplo 7.6.7 Amostragem de uma Distribuição Gama. Suponha que X_1, \dots, X_n formem uma amostra aleatória da distribuição gama com parâmetros α e β . No Exemplo 7.6.4, explicamos como se poderia encontrar o E.M.V. (Estimador de Máxima Verossimilhança) de α se β fosse conhecido. O método envolvia a função digama, que não é familiar para muitas pessoas. Uma estimativa de Bayes também seria difícil de encontrar neste exemplo, porque teríamos que integrar uma função que inclui um fator de $1/\Gamma(\alpha)^n$. Não há outra maneira de estimar o parâmetro vetorial θ neste exemplo? ▲

O método dos momentos é um método intuitivo para estimar parâmetros quando outros métodos, mais atraentes, podem ser muito difíceis. Ele também pode ser usado para obter uma estimativa inicial para aplicar o método de Newton.

Definição 7.6.3 Método dos Momentos. Assuma que X_1, \dots, X_n formem uma amostra aleatória de uma distribuição indexada por um parâmetro k -dimensional θ e que tenha pelo menos k momentos finitos. Para $j = 1, \dots, k$, seja $\mu_j(\theta) = E(X_i^j | \theta)$. Suponha que a função $\mu(\theta) = (\mu_1(\theta), \dots, \mu_k(\theta))$ é uma função um-para-um de θ . Seja $M(\mu_1, \dots, \mu_k)$ a função inversa, ou seja, para todo θ ,

$$\theta = M(\mu_1(\theta), \dots, \mu_k(\theta)).$$

Defina os *momentos amostrais* por $m_j = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^j$ para $j = 1, \dots, k$. O *estimador pelo método dos momentos* de θ é $M(m_1, \dots, m_j)$.

A maneira usual de implementar o método dos momentos é montar as k equações $m_j = \mu_j(\theta)$ e então resolver para θ .

Exemplo 7.6.8 Amostragem de uma Distribuição Gama. No Exemplo 7.6.4, consideramos uma amostra de tamanho n da distribuição gama com parâmetros α e 1. A média de cada uma dessas variáveis aleatórias é $\mu_1(\alpha) = \alpha$. O estimador pelo método dos momentos é então $\hat{\alpha} = m_1$, a média amostral. Essa

foi a estimativa inicial usada para iniciar o método de Newton no Exemplo 7.6.6.

▲

Exemplo 7.6.9 Amostragem de uma Distribuição Gama com Ambos os Parâmetros Desconhecidos. O Teorema 5.7.5 nos diz que os dois primeiros momentos da distribuição gama com parâmetros α e β são

$$\mu_1(\theta) = \frac{\alpha}{\beta},$$

$$\mu_2(\theta) = \frac{\alpha(\alpha + 1)}{\beta^2}.$$

O método dos momentos diz para igualar os momentos populacionais aos momentos amostrais e então resolver para α e β . Neste caso, obtemos

$$\hat{\alpha} = \frac{m_1^2}{m_2 - m_1^2},$$

$$\hat{\beta} = \frac{m_1}{m_2 - m_1^2},$$

como os estimadores pelo método dos momentos. Note que $m_2 - m_1^2$ é apenas a variância amostral. ▲

Teorema 7.6.3 Suponha que X_1, X_2, \dots são i.i.d. (independentes e identicamente distribuídas) com uma distribuição indexada por um vetor de parâmetros k -dimensional θ . Suponha que os primeiros k momentos dessa distribuição existem e são finitos para todo θ . Suponha também que a função inversa M na Definição 7.6.3 é contínua. Então, a sequência de estimadores pelo método dos momentos baseada em X_1, \dots, X_n é uma sequência consistente de estimadores de θ .

Prova A lei dos grandes números diz que os momentos amostrais convergem em probabilidade para os momentos $\mu_1(\theta), \dots, \mu_k(\theta)$. A generalização do Teorema 6.2.5 para funções de k variáveis implica que M avaliado nos momentos amostrais (ou seja, o estimador pelo método dos momentos) converge em probabilidade para θ . ■

Exemplo 7.6.10 Amostragem de uma Distribuição Uniforme. Suponha que X_1, \dots, X_n formem uma amostra aleatória da distribuição uniforme no intervalo $[\theta, \theta + 1]$. Nesse exemplo, descobrimos que o E.M.V. não é único e há um intervalo de E.M.V.'s

$$\max\{x_1, \dots, x_n\} - 1 \leq \theta \leq \min\{x_1, \dots, x_n\}. \quad (7.6.9)$$

Este intervalo contém todos os valores possíveis de θ que são consistentes com os dados observados. Aplicaremos agora o método dos momentos, que produzirá um único estimador. A média de cada X_i é $\theta + 1/2$, então o estimador pelo método dos momentos é $\bar{X}_n - 1/2$. Tipicamente, seria de se esperar que o valor observado do estimador pelo método dos momentos fosse um número no intervalo (7.6.9). No entanto, nem sempre é o caso. Por exemplo, se $n = 3$ e $X_1 = 0.2, X_2 = 0.99, X_3 = 0.01$ são observados, então (7.6.9) é o intervalo

$[-0.01, 0.01]$, enquanto $\bar{X}_3 = 0.4$. A estimativa pelo método dos momentos é então -0.1 , que não poderia ser o valor verdadeiro de θ . ▲

Existem vários exemplos em que os estimadores pelo método dos momentos também são E.M.V.'s. Alguns destes são temas de exercícios no final desta seção.

Apesar de problemas ocasionais como o do Exemplo 7.6.10, os estimadores pelo método dos momentos serão tipicamente consistentes no sentido da Definição 7.4.6.

E.M.V.'s e Estimadores de Bayes

Estimadores de Bayes e E.M.V.'s (Estimadores de Máxima Verossimilhança) dependem dos dados unicamente através da função de verossimilhança. Eles usam a função de verossimilhança de maneiras diferentes, mas em muitos problemas eles serão muito semelhantes. Quando a função $f(\mathbf{x}|\theta)$ satisfaz certas condições de suavidade (como uma função de θ), pode ser mostrado que a função de verossimilhança tenderá a parecer cada vez mais com uma f.d.p. normal à medida que o tamanho da amostra aumenta. Mais especificamente, à medida que n aumenta, a função de verossimilhança começa a parecer uma constante (não dependendo de θ , mas possivelmente dependendo dos dados) vezes

$$\exp \left[-\frac{1}{2V_n(\theta)/n}(\theta - \hat{\theta})^2 \right], \quad (7.6.10)$$

onde $\hat{\theta}$ é o E.M.V. e $V_n(\theta)$ é uma sequência de variáveis aleatórias que tipicamente converge quando $n \rightarrow \infty$ para um limite que chamaremos de $v_\infty(\theta)$. Quando n é grande, a função em (7.6.10) sobe rapidamente para seu pico à medida que θ se aproxima de $\hat{\theta}$ e então cai igualmente rápido à medida que θ se afasta de $\hat{\theta}$. Sob essas condições, desde que a f.d.p. a priori de θ seja relativamente plana em comparação com a função de verossimilhança acentuadamente pontiaguda, a f.d.p. a posteriori se parecerá muito com a verossimilhança multiplicada pela constante necessária para transformá-la em uma f.d.p. A média posterior de θ será então aproximadamente $\hat{\theta}$. De fato, a distribuição a posteriori de θ será aproximadamente a distribuição normal com média $\hat{\theta}$ e variância $V_n(\hat{\theta})/n$. De maneira similar, a distribuição do estimador de máxima verossimilhança (dado θ) será aproximadamente a distribuição normal com média θ e variância $v_\infty(\theta)/n$. As condições e provas para tornar essas afirmações precisas estão além do escopo deste texto, mas podem ser encontradas no capítulo 7 de Schervish (1995).

Exemplo 7.6.11 Amostragem de uma Distribuição Exponencial. Suponha que X_1, X_2, \dots são i.i.d. (independentes e identicamente distribuídas) tendo a distribuição exponencial com parâmetro θ . Seja $T_n = \sum_{i=1}^n X_i$. Então o E.M.V. de θ é $\hat{\theta}_n = n/T_n$. (Isso foi encontrado no Exercício 7 da Seção 7.5.) Como $1/\hat{\theta}_n$ é uma média de variáveis aleatórias i.i.d. com variância finita, o teorema central do limite nos diz que a distribuição de $1/\hat{\theta}_n$ é aproximadamente normal. A média e a variância, neste caso, dessa distribuição normal aproximada

são, respectivamente, $1/\theta$ e $1/(n\theta^2)$. O método delta (Teorema 6.3.2) diz que $\hat{\theta}$ tem então aproximadamente a distribuição normal com média θ e variância θ^2/n . Na notação acima, temos $V_n(\theta) = \theta^2$. A seguir, seja a distribuição a priori de θ a distribuição gama com parâmetros α e β . O Teorema 7.3.4 diz que a distribuição a posteriori de θ será a distribuição gama com parâmetros $\alpha + n$ e $\beta + t_n$. Concluímos mostrando que esta distribuição gama é aproximadamente uma distribuição normal. Assuma por simplicidade que α é um inteiro. Então a distribuição a posteriori de θ é a mesma que a distribuição da soma de $\alpha + n$ variáveis aleatórias exponenciais i.i.d. com parâmetro $\beta + t_n$. Tal soma tem aproximadamente a distribuição normal com média $(\alpha + n)/(\beta + t_n)$ e variância $(\alpha + n)/(\beta + t_n)^2$. Se α e β são pequenos, a média aproximada é então quase $n/t_n = \hat{\theta}$, e a variância aproximada é então quase $n^2/t_n^2 = \hat{\theta}^2/n = V_n(\hat{\theta})/n$. ▲

Exemplo 7.6.12 Mortes no Exército Prussiano. No Exemplo 7.3.14, encontramos a distribuição a posteriori de θ , o número médio de mortes por ano por coice de cavalo em unidades do exército prussiano, com base em uma amostra de 280 observações. A distribuição posterior encontrada foi a distribuição gama com parâmetros 196 e 280. Pelo mesmo argumento usado no Exemplo 7.6.11, esta distribuição gama é aproximadamente a distribuição da soma de 196 i.i.d. variáveis aleatórias exponenciais com parâmetro 280. A distribuição desta soma é aproximadamente a distribuição normal com média $196/280$ e variância $196/280^2$. Usando os mesmos dados do Exemplo 7.3.14, podemos encontrar o E.M.V. de θ , que é a média das 280 observações (de acordo com o Exercício 5 da Seção 7.5). A distribuição da média de 280 i.i.d. variáveis aleatórias de Poisson com média θ é aproximadamente a distribuição normal com média θ e variância $\theta/280$ de acordo com o teorema central do limite. Temos então $V_n(\theta) = \theta$ na notação anterior. O estimador de máxima verossimilhança com os dados observados é $\hat{\theta} = 196/280$, a média da distribuição posterior. A variância da distribuição posterior também é $V_n(\hat{\theta})/n = \hat{\theta}/280$. ▲

Figura 7.8 F.d.p. a posteriori junto com a f.d.p. do E.M.V. e a f.d.p. normal aproximada no Exemplo 7.6.13. Para a f.d.p. do E.M.V., o valor de $\theta = 3/6.6$ é usado para tornar as f.d.p.'s tão semelhantes quanto possível.

Existem duas situações comuns nas quais as distribuições a posteriori e as distribuições de E.M.V.'s não são semelhantes às distribuições normais como na discussão precedente. Uma é quando o tamanho da amostra não é muito grande, e a outra é quando a função de verossimilhança não é suave. Um exemplo com tamanho de amostra pequeno é o nosso exemplo de componentes eletrônicos.

Exemplo 7.6.13 Tempos de Vida de Componentes Eletrônicos. No Exemplo 7.3.12, temos uma amostra de $n = 3$ variáveis aleatórias exponenciais com parâmetro θ . A distribuição a posteriori encontrada lá foi a distribuição gama com parâmetros 4 e 8.6. O E.M.V. é $\hat{\theta} = 3/(X_1 + X_2 + X_3)$, que tem a distribuição de 1 sobre uma variável aleatória gama com parâmetros 3 e 3θ . A Figura 7.8 mostra a f.d.p. a posteriori junto com a f.d.p. do E.M.V. assumindo que $\theta = 3/6.6$, o valor observado do E.M.V. As duas f.d.p.'s, embora semelhantes, ainda são diferentes. Além disso, ambas as f.d.p.'s são semelhantes, mas ainda diferentes, da f.d.p. normal com a mesma média e variância que a

posterior, que também aparece no gráfico. ▲

Um exemplo de uma função de verossimilhança não suave envolve a distribuição uniforme no intervalo $[0, \theta]$.

Exemplo 7.6.14 Amostragem de uma Distribuição Uniforme. No Exemplo 7.5.7, encontramos o E.M.V. de θ com base em uma amostra de tamanho n da distribuição uniforme no intervalo $[0, \theta]$. O E.M.V. é $\hat{\theta} = \max\{X_1, \dots, X_n\}$. Podemos encontrar a distribuição exata de $\hat{\theta}$ usando o resultado do Exemplo 3.9.6. A f.d.p. de $Y = \hat{\theta}$ é

$$g_n(y|\theta) = n[F(y|\theta)]^{n-1}f(y|\theta), \quad (7.6.11)$$

onde $f(\cdot|\theta)$ é a f.d.p. da distribuição uniforme em $[0, \theta]$ e $F(\cdot|\theta)$ é a c.d.f. (função de distribuição acumulada) correspondente. Substituindo essas funções bem conhecidas na Eq. (7.6.11) resulta na f.d.p. de $Y = \hat{\theta}$:

$$g_n(y|\theta) = n \left[\frac{y}{\theta} \right]^{n-1} \frac{1}{\theta} = \frac{ny^{n-1}}{\theta^n},$$

para $0 < y < \theta$. Esta f.d.p. não é nem um pouco parecida com uma f.d.p. normal. É muito assimétrica e tem seu máximo no maior valor possível do E.M.V. De fato, pode-se calcular a média e a variância de $\hat{\theta}$, respectivamente, como

$$E(\hat{\theta}) = \frac{n}{n+1}\theta,$$

$$Var(\hat{\theta}) = \frac{n}{(n+1)^2(n+2)}\theta^2.$$

A variância diminui como $1/n^2$ em vez de como $1/n$ nos exemplos aproximadamente normais que vimos anteriormente. Se n é grande, a distribuição a posteriori de θ terá uma f.d.p. que é aproximadamente a função de verossimilhança vezes a constante necessária para torná-la uma f.d.p. A verossimilhança está na Eq. (7.5.8). Integrar essa função sobre θ para obter a constante necessária leva à seguinte f.d.p. a posteriori aproximada de θ :

$$\xi(\theta|\mathbf{x}) \approx \begin{cases} \frac{(n-1)\hat{\theta}^{n-1}}{\theta^n} & \text{para } \theta > \hat{\theta}, \\ 0 & \text{caso contrário.} \end{cases}$$

A média e a variância desta distribuição posterior aproximada são, respectivamente, $(n-1)\hat{\theta}/(n-2)$ e $(n-1)\hat{\theta}^2/[(n-2)^2(n-3)]$. A média posterior ainda é quase igual ao E.M.V. (mas um pouco maior), e a variância posterior diminui a uma taxa como $1/n^2$, assim como a variância do E.M.V. Mas a distribuição posterior não é nem um pouco normal, já que a f.d.p. tem seu máximo no menor valor possível de θ e decresce a partir daí. ▲

O Algoritmo EM

Há uma série de situações complicadas nas quais é difícil calcular o E.M.V. (Estimador de Máxima Verossimilhança). Muitas dessas situações envolvem formas

de dados faltantes. O termo "dados faltantes" pode se referir a vários tipos diferentes de informação. O mais óbvio seriam as observações que planejamos ou esperávamos observar, mas que não foram observadas. Por exemplo, imagine que planejamos coletar as alturas e os pesos de uma amostra de atletas. Por razões que podem estar além do nosso controle, é possível que tenhamos observado tanto as alturas quanto os pesos para a maioria dos atletas, mas apenas as alturas para um subconjunto de atletas e apenas os pesos para outro subconjunto. Se modelarmos as alturas e os pesos como tendo uma distribuição normal bivariada, podemos querer calcular o E.M.V. dos parâmetros dessa distribuição. Para uma coleção completa de pares, o Exercício 24 desta seção fornece fórmulas para o E.M.V. Não é difícil ver o quão mais complicado seria calcular o E.M.V. na situação descrita acima com dados faltantes.

O *algoritmo EM* é um método iterativo para aproximar E.M.V.'s quando dados faltantes estão dificultando encontrar o E.M.V. em forma fechada. Começa-se (como na maioria dos procedimentos iterativos) no estágio 0 com um vetor de parâmetros inicial $\theta^{(0)}$. Para passar do estágio j para o estágio $j + 1$, primeiro escreve-se a *log-verossimilhança de dados completos*, que é o logaritmo da função de verossimilhança que teríamos se tivéssemos observado os dados faltantes. Os valores dos dados faltantes aparecem na log-verossimilhança de dados completos como variáveis aleatórias em vez de valores observados. O passo "E" do algoritmo EM é o seguinte: Calcule a distribuição condicional dos dados faltantes, dados os dados observados se o parâmetro θ fosse igual a $\theta^{(j)}$, e então calcule a média condicional da log-verossimilhança de dados completos tratando θ como uma constante e os dados faltantes como variáveis aleatórias. O passo E se livra das variáveis aleatórias não observadas da log-verossimilhança de dados completos e deixa θ onde estava. Para o passo "M", escolha $\theta^{(j+1)}$ para maximizar o valor esperado da log-verossimilhança de dados completos que você acabou de calcular. O passo M leva você para o estágio $j + 1$. Idealmente, o passo de maximização não é mais difícil do que seria se os dados faltantes tivessem sido realmente observados.

Exemplo 7.6.15 Alturas e Pesos. Suponha que tentemos observar $n = 6$ pares de alturas e pesos, mas obtemos apenas três vetores completos, mais um peso e duas alturas. Modelamos os pares como vetores aleatórios normais bivariados e queremos encontrar o E.M.V. do vetor de parâmetros $(\mu_1, \mu_2, \sigma_1^2, \sigma_2^2, \rho)$. (Este exemplo é apenas para fins ilustrativos. Não se pode obter uma boa estimativa de um vetor de parâmetros de cinco dimensões com apenas nove observações e nenhuma informação a priori.) Os dados estão na Tabela 7.1. Os dados faltantes são a altura $X_{4,1}$, o peso $X_{5,2}$ e a altura $X_{6,1}$. A log-verossimilhança de dados completos é a soma dos logaritmos de seis expressões da forma da Eq. (5.10.2) com cada uma das linhas da Tabela 7.1 substituída pelas variáveis fictícias (x_1, x_2) . Por exemplo, o termo correspondente à quarta linha da Tabela 7.1 é

$$\begin{aligned}
 & -\log(2\pi\sigma_1\sigma_2) - \frac{1}{2}\log(1-\rho^2) \\
 & - \frac{1}{2(1-\rho^2)} \left[\left(\frac{68-\mu_1}{\sigma_1} \right)^2 - 2\rho \left(\frac{68-\mu_1}{\sigma_1} \right) \left(\frac{X_{4,2}-\mu_2}{\sigma_2} \right) \right. \\
 & \quad \left. + \left(\frac{X_{4,2}-\mu_2}{\sigma_2} \right)^2 \right]. \quad (7.6.12)
 \end{aligned}$$

Como um vetor de parâmetros inicial, escolhemos uma estimativa ingênua calculada a partir dos dados observados:

$$\theta^{(0)} = (\mu_1^{(0)}, \mu_2^{(0)}, \sigma_1^{2(0)}, \sigma_2^{2(0)}, \rho^{(0)}) = (69.60, 194.75, 2.87, 14.82, 0.1764).$$

Isso consiste nos E.M.V.'s baseados nas distribuições marginais das duas coordenadas, juntamente com a correlação amostral calculada a partir das três observações completas.

Tabela 1: Alturas e pesos para o Exemplo 7.6.15. Os valores faltantes recebem nomes de variáveis aleatórias.

Altura	Peso
72	197
70	204
73	208
68	$X_{4,2}$
65	$X_{5,2}$
$X_{6,1}$	170

O passo E finge que $\theta = \theta^{(0)}$ e calcula a média condicional da log-verossimilhança de dados completos, dados os dados observados. Para a quarta linha da Tabela 7.1, a distribuição condicional de $X_{4,2}$ dados os dados observados e $\theta = \theta^{(0)}$ pode ser encontrada a partir do Teorema 5.10.4 como sendo a distribuição normal com média

$$194.75 + 0.1764 \times (14.82)^{1/2} \left(\frac{68 - 69.60}{2.87^{1/2}} \right) = 193.3$$

e variância $(1 - 0.1764^2)14.82^2 = 212.8$. A média condicional de $(X_{4,2} - \mu_2)^2$ seria então $212.8 + (193.3 - \mu_2)^2$. A média condicional da expressão em (7.6.12) seria então

$$\begin{aligned}
 & -\log(2\pi\sigma_1\sigma_2) - \frac{1}{2}\log(1-\rho^2) \\
 & - \frac{1}{2(1-\rho^2)} \left[\left(\frac{68-\mu_1}{\sigma_1} \right)^2 - 2\rho \left(\frac{68-\mu_1}{\sigma_1} \right) \left(\frac{193.3-\mu_2}{\sigma_2} \right) \right. \\
 & \quad \left. + \frac{(193.3-\mu_2)^2}{\sigma_2^2} + \frac{212.8}{\sigma_2^2} \right]. \quad (1)
 \end{aligned}$$

O ponto a notar sobre esta última expressão é que, exceto pelo último termo $212.8/\sigma_2^2$, é exatamente a contribuição para a log-verossimilhança que teríamos obtido se $X_{4,2}$ tivesse sido igual a 193.3, sua média condicional. Cálculos semelhantes podem ser feitos para as outras duas observações com coordenadas faltantes. Cada uma produzirá uma contribuição para a log-verossimilhança que é a variância condicional da coordenada faltante dividida por sua variância mais o que a log-verossimilhança teria sido se o valor faltante tivesse sido igual à sua média condicional. Isso torna o passo M quase idêntico a encontrar o E.M.V. para um conjunto de dados completamente observado. A única diferença das fórmulas no Exercício 24 é a seguinte: Para cada observação que está faltando X , adicione a variância condicional de X dado Y a $\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2$ tanto na fórmula para $\hat{\sigma}_1^2$ quanto na para $\hat{\rho}$. Da mesma forma, para cada observação que está faltando Y , adicione a variância condicional de Y dado X a $\sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y}_n)^2$ na fórmula para $\hat{\sigma}_2^2$ e $\hat{\rho}$.

Agora ilustramos a primeira iteração do algoritmo EM com os dados deste exemplo. Já temos $\theta^{(0)}$, e podemos calcular a função de log-verossimilhança a partir dos dados observados em $\theta^{(0)}$ como sendo -31.359 . Para iniciar o algoritmo, já calculamos a média condicional e a variância da segunda coordenada faltante da quarta linha da Tabela 7.1. As médias e variâncias condicionais correspondentes para a quinta e sexta linhas são 190.6 e 212.8 para a quinta linha e 68.76 e 7.98 para a sexta linha. Para o passo E, substituímos os dados faltantes por suas médias condicionais e adicionamos as variâncias condicionais às somas dos desvios quadrados. Para o passo M, inserimos os valores recém-calculados nas fórmulas do Exercício 24, conforme descrito acima. O novo vetor é

$$\theta^{(1)} = (69.46, 193.81, 2.88, 14.83, 0.3742),$$

e a log-verossimilhança é -31.03 . Após 32 iterações, a estimativa e a log-verossimilhança param de mudar. A estimativa final é

$$\theta^{(32)} = (68.86, 189.71, 3.15, 15.03, 0.8965),$$

com log-verossimilhança -29.66 . ▲

Exemplo 7.6.16 Mistura de Distribuições Normais. Um uso muito popular do algoritmo EM é no ajuste de distribuições de mistura. Sejam X_1, \dots, X_n variáveis aleatórias tais que cada uma é amostrada ou da distribuição normal com média μ_1 e variância σ^2 (com probabilidade p) ou da distribuição normal com média μ_2 e variância σ^2 (com probabilidade $1 - p$), onde $\mu_1 < \mu_2$. A restrição $\mu_1 < \mu_2$ é feita para tornar o modelo identificável no seguinte sentido. Se $\mu_1 = \mu_2$ for permitido, então todo valor de p leva à mesma distribuição conjunta dos dados observáveis. Além disso, se nenhuma das médias for restrita a estar abaixo da outra, então trocar as duas médias e mudar p para $1 - p$ produzirá a mesma distribuição conjunta para os dados observáveis. A restrição $\mu_1 < \mu_2$ garante que cada vetor de parâmetro distinto produza uma distribuição conjunta diferente para os dados observáveis. Os dados na Fig. 7.4 têm a aparência típica de uma distribuição que é uma mistura de duas normais com médias não muito distantes. Como assumimos que as variâncias das duas

distribuições são as mesmas, não teremos o problema que surgiu no Exemplo 7.5.10. A função de verossimilhança das observações $X_1 = x_1, \dots, X_n = x_n$ é

$$\prod_{i=1}^n \left[\frac{p}{(2\pi)^{1/2}\sigma} \exp\left(-\frac{(x_i - \mu_1)^2}{2\sigma^2}\right) + \frac{1-p}{(2\pi)^{1/2}\sigma} \exp\left(-\frac{(x_i - \mu_2)^2}{2\sigma^2}\right) \right]. \quad (7.6.13)$$

O vetor de parâmetros é $\theta = (\mu_1, \mu_2, \sigma^2, p)$, e maximizar a verossimilhança como está é um desafio. No entanto, podemos introduzir observações faltantes Y_1, \dots, Y_n onde $Y_i = 1$ se X_i foi amostrado da distribuição com média μ_1 e $Y_i = 0$ se X_i foi amostrado da distribuição com média μ_2 . A log-verossimilhança de dados completos pode ser escrita como a soma do logaritmo da f.p. marginal dos dados Y ausentes mais o logaritmo da f.d.p. condicional dos dados X observados, dados os dados Y . Ou seja,

$$\begin{aligned} \sum_{i=1}^n Y_i \log(p) + \left(n - \sum_{i=1}^n Y_i \right) \log(1-p) - \frac{n}{2} \log(2\pi\sigma^2) \\ - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^n [Y_i(x_i - \mu_1)^2 + (1 - Y_i)(x_i - \mu_2)^2]. \end{aligned} \quad (7.6.14)$$

No estágio j com estimativa $\theta^{(j)}$ de θ , o passo E primeiro encontra a distribuição condicional de Y_1, \dots, Y_n dados os dados observados e $\theta = \theta^{(j)}$. Como $(X_1, Y_1), \dots, (X_n, Y_n)$ são pares independentes, podemos encontrar a distribuição condicional separadamente para cada par. A distribuição conjunta de (X_i, Y_i) é uma distribuição mista com f.p./f.d.p.

$$\begin{aligned} f(x_i, y_i | \theta^{(j)}) = \frac{p^{y_i}(1-p)^{1-y_i}}{(2\pi)^{1/2}\sigma} \\ \times \exp\left(-\frac{1}{\sigma^{2(j)}} \left[y_i(x_i - \mu_1^{(j)})^2 + (1 - y_i)(x_i - \mu_2^{(j)})^2 \right] \right). \end{aligned} \quad (2)$$

A f.d.p. marginal de X_i é o i -ésimo fator em (7.6.13). É direto determinar que a distribuição condicional de Y_i dados os dados observados é a distribuição de Bernoulli com parâmetro

$$q_i^{(j)} = \frac{p^{(j)} \exp\left(-\frac{(x_i - \mu_1^{(j)})^2}{2\sigma^{2(j)}}\right)}{p^{(j)} \exp\left(-\frac{(x_i - \mu_1^{(j)})^2}{2\sigma^{2(j)}}\right) + (1 - p^{(j)}) \exp\left(-\frac{(x_i - \mu_2^{(j)})^2}{2\sigma^{2(j)}}\right)}. \quad (7.6.15)$$

Como a log-verossimilhança de dados completos é uma função linear dos Y_i 's, o passo E simplesmente substitui cada Y_i em (7.6.14) por $q_i^{(j)}$. O resultado é

$$\begin{aligned} \sum_{i=1}^n q_i^{(j)} \log(p) + \left(n - \sum_{i=1}^n q_i^{(j)} \right) \log(1-p) - \frac{n}{2} \log(2\pi\sigma^2) \\ - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^n \left[q_i^{(j)}(x_i - \mu_1)^2 + (1 - q_i^{(j)})(x_i - \mu_2)^2 \right]. \end{aligned} \quad (7.6.16)$$

Maximizar (7.6.16) é direto. Como p aparece apenas nos dois primeiros termos, vemos que $p^{(j+1)}$ é apenas a média dos $q_i^{(j)}$'s. Além disso, $\mu_1^{(j+1)}$ é a média ponderada dos x_i 's com pesos $q_i^{(j)}$. Da mesma forma, $\mu_2^{(j+1)}$ é a média ponderada dos x_i 's com pesos $1 - q_i^{(j)}$. Finalmente,

$$\sigma^{2(j+1)} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left[q_i^{(j)} (x_i - \mu_1^{(j+1)})^2 + (1 - q_i^{(j)}) (x_i - \mu_2^{(j+1)})^2 \right]. \quad (7.6.17)$$

Vamos ilustrar os primeiros passos E e M usando os dados do Exemplo 7.3.10. Para o vetor de parâmetros inicial $\theta^{(0)}$, vamos deixar $\mu_1^{(0)}$ ser a média das 10 menores observações e $\mu_2^{(0)}$ ser a média das 10 maiores observações. Definimos $p^{(0)} = 1/2$, e $\sigma^{2(0)}$ é a média da variância amostral das 10 menores observações e da variância amostral das 10 maiores observações. Isso resulta em

$$\theta^{(0)} = (\mu_1^{(0)}, \mu_2^{(0)}, \sigma^{2(0)}, p^{(0)}) = (-7.65, 7.36, 46.28, 0.5).$$

Para cada uma das 20 observações x_i , calculamos $q_i^{(0)}$. Por exemplo, $x_{10} = -4.0$. De acordo com (7.6.15),

$$q_{10}^{(0)} = \frac{0.5 \exp\left(-\frac{(-4.0+7.65)^2}{2 \times 46.28}\right)}{0.5 \exp\left(-\frac{(-4.0+7.65)^2}{2 \times 46.28}\right) + 0.5 \exp\left(-\frac{(-4.0-7.36)^2}{2 \times 46.28}\right)} = 0.7774. \quad (3)$$

Um cálculo similar para $x_8 = 9.0$ resulta em $q_8^{(0)} = 0.0489$. A log-verossimilhança inicial, calculada como o logaritmo de (7.6.13), é -75.98 . A média dos 20 valores de $q_i^{(0)}$ é $p^{(1)} = 0.4402$. A média ponderada dos valores dos dados usando os $q_i^{(0)}$'s como pesos é $\mu_1^{(1)} = -7.736$, e a média ponderada usando os $1 - q_i^{(0)}$'s é $\mu_2^{(1)} = 6.3068$. Usando (7.6.17), obtemos $\sigma^{2(1)} = 56.5491$. A log-verossimilhança sobe para -75.19 . Após 25 iterações, os resultados se estabilizam em $\theta^{(25)} = (-21.9715, 2.6802, 48.6864, 0.1037)$ com uma log-verossimilhança final de -72.84 . O histograma da Fig. 7.4 é reproduzido na Fig. 7.9 juntamente com a f.d.p. de uma observação da distribuição de mistura ajustada, a saber,

$$f(x) = \frac{0.1037}{(2\pi \times 48.6864)^{1/2}} \exp\left(-\frac{(x + 21.9715)^2}{2 \times 48.6864}\right) + \frac{1 - 0.1037}{(2\pi \times 48.6864)^{1/2}} \exp\left(-\frac{(x - 2.6802)^2}{2 \times 48.6864}\right). \quad (4)$$

Além disso, a f.d.p. ajustada baseada em uma única distribuição normal também é mostrada na Fig. 7.9. A média e a variância dessa única distribuição normal são 0.1250 e 110.6809, respectivamente. ▲

Figura 7.9 Histograma dos dados do Exemplo 7.3.10 juntamente com a f.d.p. ajustada do Exemplo 7.6.16 (curva sólida). A f.d.p. foi escalada para corresponder ao fato de que o histograma fornece contagens em vez de uma f.d.p. estimada. Além disso, a curva tracejada fornece a f.d.p. estimada para uma única distribuição normal.

Pode-se provar que a log-verossimilhança aumenta a cada iteração do algoritmo EM e que o algoritmo converge para um máximo local da função de verossimilhança. Assim como com outras rotinas de maximização numérica, é difícil garantir a convergência para um máximo global.

Planos de Amostragem

Suponha que um experimentador deseje fazer observações de uma distribuição para a qual a f.p. (função de probabilidade) ou a f.d.p. (função densidade de probabilidade) é $f(x|\theta)$ a fim de obter informações sobre o valor do parâmetro θ . O experimentador poderia simplesmente coletar uma amostra aleatória de um tamanho predeterminado. Em vez disso, no entanto, ele pode começar observando alguns valores aleatórios da distribuição e anotando o custo e o tempo gastos para fazer essas observações. Ele pode decidir observar mais alguns valores aleatórios da distribuição e estudar todos os valores obtidos até então. Em algum momento, o experimentador decidirá parar de fazer observações e estimará o valor de θ a partir de todos os valores observados que foram obtidos até aquele ponto. Ele pode decidir parar porque sente que tem informações suficientes para fazer uma boa estimativa de θ ou porque não pode mais arcar com o dinheiro ou o tempo para a amostragem.

Neste experimento, o número n de observações na amostra não é fixado de antemão. É uma variável aleatória cujo valor pode muito bem depender das magnitudes das observações à medida que são obtidas.

Suponha que um experimentador contemple o uso de um plano de amostragem no qual, para cada n , a decisão de parar ou não a amostragem após a coleta de n observações seja uma função das n observações vistas até então. Independentemente de o experimentador escolher tal plano de amostragem ou decidir fixar o valor de n antes que quaisquer observações sejam feitas, pode-se mostrar que a função de verossimilhança baseada nos valores observados é proporcional (como uma função de θ) a

$$f(x_1|\theta) \cdots f(x_n|\theta).$$

Em tal situação, o E.M.V. (Estimador de Máxima Verossimilhança) de θ dependerá apenas da função de verossimilhança e não do tipo de plano de amostragem utilizado. Em outras palavras, o valor de $\hat{\theta}$ depende apenas dos valores x_1, \dots, x_n que são realmente observados e não depende do plano (se houver algum) que foi usado pelo experimentador para decidir quando parar a amostragem.

Para ilustrar essa propriedade, suponha que os intervalos de tempo, em minutos, entre as chegadas de clientes sucessivos em uma determinada instalação

de serviço sejam variáveis aleatórias i.i.d. (independentes e identicamente distribuídas). Suponha também que cada intervalo tenha a distribuição exponencial com o parâmetro θ , e que um conjunto de intervalos observados X_1, \dots, X_n forme uma amostra aleatória dessa distribuição. Segue-se do Exercício 7 da Seção 7.5 que o E.M.V. de θ será $\hat{\theta} = 1/\bar{X}_n$. Além disso, como a média μ da distribuição exponencial é $1/\theta$, segue-se da propriedade de invariância do E.M.V. que $\hat{\mu} = \bar{X}_n$. Em outras palavras, o E.M.V. da média é a média das observações na amostra.

Considere agora os três seguintes planos de amostragem:

1. Um experimentador decide de antemão coletar exatamente 20 observações, e a média dessas 20 observações acaba sendo 6. Então o E.M.V. de μ é $\hat{\mu} = 6$.
2. Um experimentador decide coletar observações X_1, X_2, \dots até que ela obtenha um valor maior que 10. Ela descobre que $X_i < 10$ para $i = 1, \dots, 19$ e que $X_{20} > 10$. Portanto, a amostragem termina após 20 observações. Se a média dessas 20 observações for 6, então o E.M.V. é novamente $\hat{\mu} = 6$.
3. Um experimentador coleta observações uma de cada vez, sem nenhum plano em particular, até que seja forçada a parar de amostrar ou se canse de amostrar. Ela tem certeza de que nenhuma dessas causas (ser forçada a parar ou se cansar) depende de forma alguma de μ . Se, por qualquer uma dessas razões, ela parar assim que tiver coletado 20 observações e se a média dessas 20 observações for 6, então o E.M.V. é novamente $\hat{\mu} = 6$.

Às vezes, um experimento deste tipo deve ser encerrado durante um intervalo em que o experimentador está esperando o próximo cliente chegar. Se uma certa quantidade de tempo passou desde a chegada do último cliente, esse tempo deve ser omitido da amostra de dados, embora o intervalo completo até a chegada do próximo cliente não tenha sido observado. Suponha, por exemplo, que a média das primeiras 20 observações seja 6, o experimentador espere mais 15 minutos, mas nenhum outro cliente chegue, e então ela encerre o experimento. Neste caso, sabemos que o E.M.V. de μ teria que ser maior que 6, já que o valor da 21ª observação deve ser maior que 15, mesmo que seu valor exato seja desconhecido. O novo E.M.V. pode ser obtido multiplicando a função de verossimilhança para as primeiras 20 observações pela probabilidade de a 21ª observação ser maior que 15, a saber, $\exp(-15\theta)$, e encontrando o valor de θ que maximiza esta nova função de verossimilhança (ver Exercício 15).

Lembre-se que o E.M.V. é determinado pela função de verossimilhança. A única maneira pela qual o E.M.V. pode depender do plano de amostragem é através da função de verossimilhança. Se a decisão sobre quando parar de observar os dados for baseada unicamente nas observações vistas até o momento, então essa informação já foi incluída na função de verossimilhança. Se a decisão de parar for baseada em outra coisa, é preciso avaliar a probabilidade de que "outra coisa" ocorra, dado cada valor possível de θ , e incluir essa probabilidade na verossimilhança.

Outras propriedades dos E.M.V.'s serão discutidas posteriormente neste capítulo e no Capítulo 8.

1. Suponha que X_1, \dots, X_n formem uma amostra aleatória de uma distribuição com a f.d.p. (função densidade de probabilidade) dada no Exercício 10 da Seção 7.5. Encontre o E.M.V. (Estimador de Máxima Verossimilhança) de $e^{-1/\theta}$.
2. Suponha que X_1, \dots, X_n formem uma amostra aleatória de uma distribuição de Poisson para a qual a média é desconhecida. Determine o E.M.V. do desvio padrão da distribuição.
3. Suponha que X_1, \dots, X_n formem uma amostra aleatória de uma distribuição exponencial para a qual o valor do parâmetro β é desconhecido. Determine o E.M.V. da mediana da distribuição.
4. Suponha que o tempo de vida de um certo tipo de lâmpada tenha uma distribuição exponencial para a qual o valor do parâmetro β é desconhecido. Uma amostra aleatória de n lâmpadas deste tipo é testada por um período de T horas e o número X de lâmpadas que falham durante este período é observado, mas os momentos em que as falhas ocorreram não são anotados. Determine o E.M.V. de β com base no valor observado de X .
5. Suponha que X_1, \dots, X_n formem uma amostra aleatória da distribuição uniforme no intervalo $[a, b]$, onde ambos os extremos a e b são desconhecidos. Encontre o E.M.V. da média da distribuição.
6. Suponha que X_1, \dots, X_n formem uma amostra aleatória de uma distribuição normal para a qual tanto a média quanto a variância são desconhecidas. Encontre o E.M.V. do quantil 0.95 da distribuição, ou seja, do ponto θ tal que $\Pr(X < \theta) = 0.95$.
7. Para as condições do Exercício 6, encontre o E.M.V. de $v = \Pr(X > 2)$.
8. Suponha que X_1, \dots, X_n formem uma amostra aleatória de uma distribuição gama para a qual a f.d.p. é dada pela Eq. (7.6.2). Encontre o E.M.V. de $\Gamma'(\alpha)/\Gamma(\alpha)$.
9. Suponha que X_1, \dots, X_n formem uma amostra aleatória de uma distribuição gama para a qual ambos os parâmetros α e β são desconhecidos. Encontre o E.M.V. de α/β .
10. Suponha que X_1, \dots, X_n formem uma amostra aleatória de uma distribuição beta para a qual ambos os parâmetros α e β são desconhecidos. Mostre que os E.M.V.'s de α e β satisfazem a seguinte equação:

$$\frac{\Gamma'(\hat{\alpha})}{\Gamma(\hat{\alpha})} - \frac{\Gamma'(\hat{\beta})}{\Gamma(\hat{\beta})} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \log \frac{X_i}{1 - X_i}.$$

11. Suponha que X_1, \dots, X_n formem uma amostra aleatória de tamanho n da distribuição uniforme no intervalo $[0, \theta]$, onde o valor de θ é desconhecido. Mostre que a sequência de E.M.V.'s de θ é uma sequência consistente.
12. Suponha que X_1, \dots, X_n formem uma amostra aleatória de uma distribuição exponencial para a qual o valor do parâmetro β é desconhecido. Mostre que a sequência de E.M.V.'s de β é uma sequência consistente.
13. Suponha que X_1, \dots, X_n formem uma amostra aleatória de uma distribuição para a qual a f.d.p. é como especificado no Exercício 9 da Seção 7.5. Mostre que a sequência de E.M.V.'s de θ é uma sequência consistente.
14. Suponha que um cientista deseje estimar a proporção p de borboletas-monarca que possuem um tipo especial de marcação em suas asas.
 - (a) Suponha que ele capture borboletas-monarca uma de cada vez até encontrar cinco que tenham essa marcação especial. Se ele precisar capturar um total de 43 borboletas, qual é o E.M.V. de p ?
 - (b) Suponha que, ao final de um dia, o cientista tenha capturado 58 borboletas-monarca e tenha encontrado apenas três com a marcação especial. Qual é o E.M.V. de p ?
15. Suponha que 21 observações sejam coletadas aleatoriamente de uma distribuição exponencial para a qual a média μ é desconhecida ($\mu > 0$). A média de 20 dessas observações é 6 e, embora o valor exato da outra observação não pôde ser determinado, sabia-se que era maior que 15. Determine o E.M.V. de μ .
16. Suponha que cada um de dois estatísticos, A e B, deva estimar um certo parâmetro θ cujo valor é desconhecido ($\theta > 0$). O estatístico A pode observar o valor de uma variável aleatória X , que tem a distribuição gama com parâmetros α e β , onde $\alpha = 3$ e $\beta = \theta$; o estatístico B pode observar o valor de uma variável aleatória Y , que tem a distribuição de Poisson com média 2θ . Suponha que o valor observado pelo estatístico A é $X = 2$ e o valor observado pelo estatístico B é $Y = 3$. Mostre que as funções de verossimilhança determinadas por esses valores observados são proporcionais e encontre o valor comum do E.M.V. de θ obtido por cada estatístico.
17. Suponha que cada um de dois estatísticos, A e B, deva estimar um certo parâmetro p cujo valor é desconhecido ($0 < p < 1$). O estatístico A pode observar o valor de uma variável aleatória X , que tem a distribuição binomial com parâmetros $n = 10$ e p ; o estatístico B pode observar o valor de uma variável aleatória Y , que tem a distribuição binomial negativa com parâmetros $r = 4$ e p . Suponha que o valor observado pelo estatístico A é $X = 4$ e o valor observado pelo estatístico B é $Y = 6$. Mostre que as funções de verossimilhança determinadas por esses valores observados são proporcionais e encontre o valor comum do E.M.V. de p obtido por cada estatístico.

18. Prove que o estimador pelo método dos momentos para o parâmetro de uma distribuição de Bernoulli é o E.M.V.
19. Prove que o estimador pelo método dos momentos para o parâmetro de uma distribuição exponencial é o E.M.V.
20. Prove que o estimador pelo método dos momentos da média de uma distribuição de Poisson é o E.M.V.
21. Prove que os estimadores pelo método dos momentos da média e da variância de uma distribuição normal também são os E.M.V.'s.
22. Seja X_1, \dots, X_n uma amostra aleatória da distribuição uniforme no intervalo $[0, \theta]$.
 - (a) Encontre o estimador pelo método dos momentos de θ .
 - (b) Mostre que o estimador pelo método dos momentos não é o E.M.V.
23. Suponha que X_1, \dots, X_n formem uma amostra aleatória da distribuição beta com parâmetros α e β . Seja $\theta = (\alpha, \beta)$ o vetor de parâmetros.
 - (a) Encontre o estimador pelo método dos momentos para θ .
 - (b) Mostre que o estimador pelo método dos momentos não é o E.M.V.
24. Suponha que os vetores bidimensionais $(X_1, Y_1), (X_2, Y_2), \dots, (X_n, Y_n)$ formem uma amostra aleatória de uma distribuição normal bivariada para a qual as médias de X e Y , as variâncias de X e Y , e a correlação entre X e Y são desconhecidas. Mostre que os E.M.V.'s desses cinco parâmetros são os seguintes:

$$\begin{aligned}\hat{\mu}_1 &= \bar{X}_n \quad \text{e} \quad \hat{\mu}_2 = \bar{Y}_n, \\ \hat{\sigma}_1^2 &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2 \quad \text{e} \quad \hat{\sigma}_2^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y}_n)^2, \\ \hat{\rho} &= \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)(Y_i - \bar{Y}_n)}{[\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2]^{1/2} [\sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y}_n)^2]^{1/2}}.\end{aligned}$$

Dica: Primeiro, reescreva a f.d.p. conjunta de cada par (X_i, Y_i) como o produto da f.d.p. marginal de X_i e da f.d.p. condicional de Y_i dado X_i . Segundo, transforme os parâmetros para μ_1, σ_1^2 e

$$\begin{aligned}\alpha &= \mu_2 - \frac{\rho\sigma_2}{\sigma_1}\mu_1, \\ \beta &= \frac{\rho\sigma_2}{\sigma_1}, \\ \sigma_{2.1}^2 &= (1 - \rho^2)\sigma_2^2.\end{aligned}$$

Terceiro, maximize a função de verossimilhança como uma função dos novos parâmetros. Finalmente, aplique a propriedade de invariância dos E.M.V.'s para encontrar os E.M.V.'s dos parâmetros originais. A transformação acima simplifica muito a maximização da verossimilhança.

25. Considere novamente a situação descrita no Exercício 24. Desta vez, suponha que, por razões não relacionadas aos valores dos parâmetros, não podemos observar os valores de Y_{n-k+1}, \dots, Y_n . Ou seja, seremos capazes de observar todos os X_1, \dots, X_n e Y_1, \dots, Y_{n-k} , mas não os últimos k valores de Y . Usando a dica do Exercício 24, encontre os E.M.V.'s de $\mu_1, \mu_2, \sigma_1^2, \sigma_2^2$ e ρ .

7.7 Estatísticas Suficientes

Nas primeiras seis seções deste capítulo, apresentamos alguns métodos de inferência que se baseiam na distribuição a posteriori do parâmetro ou apenas na função de verossimilhança. Existem outros métodos de inferência que não se baseiam nem na distribuição a posteriori nem na função de verossimilhança. Esses métodos baseiam-se nas distribuições condicionais de várias funções dos dados (ou seja, estatísticas), dado o parâmetro. Existem muitas estatísticas disponíveis em um determinado problema, algumas mais úteis do que outras. As estatísticas suficientes acabam por ser as mais úteis em algum sentido.

Definição de uma Estatística Suficiente

Exemplo 7.7.1 Vida Útil de Componentes Eletrônicos. Nos Exemplos 7.4.8 e 7.5.2, calculamos estimativas do tempo médio de vida para componentes eletrônicos com base em uma amostra de tamanho três da distribuição de tempos de vida. As duas estimativas que calculamos foram uma estimativa de Bayes (Exemplo 7.4.8) e uma E.M.V. (Exemplo 7.5.2). Ambas as estimativas fizeram uso dos dados observados apenas através do valor da estatística $X_1 + X_2 + X_3$. Existe algo especial sobre esta estatística e, em caso afirmativo, existem tais estatísticas em outros problemas?

Em muitos problemas em que um parâmetro θ deve ser estimado, é possível encontrar uma E.M.V. ou um estimador de Bayes que seja adequado. Em alguns problemas, no entanto, nenhum desses estimadores pode ser adequado ou estar disponível. Pode não haver nenhuma E.M.V., ou pode haver mais de uma. Mesmo quando uma E.M.V. é única, pode não ser um estimador adequado, como no Exemplo 7.5.7, onde a E.M.V. sempre subestima o valor de θ . As razões pelas quais pode não haver um estimador de Bayes adequado foram apresentadas no final da Seção 7.4. Em tais problemas, a busca por um bom estimador deve ser estendida para além dos métodos que foram introduzidos até agora. Nesta seção, definiremos o conceito de uma estatística suficiente, que foi introduzido por R. A. Fisher em 1922, e mostraremos como esse conceito pode ser usado para simplificar a busca por um bom estimador em muitos problemas.

Suponha que, em um problema de estimação específico, dois estatísticos A e B devam estimar o valor do parâmetro θ . O estatístico A pode observar os valores das observações X_1, \dots, X_n em uma amostra aleatória, e o estatístico B não pode observar os valores individuais de X_1, \dots, X_n , mas pode saber o valor de uma certa estatística $T = r(X_1, \dots, X_n)$. Neste caso, o estatístico A

pode escolher qualquer função das observações X_1, \dots, X_n como um estimador de θ (incluindo uma função de T). Mas o estatístico B pode usar apenas uma função de T . Conclui-se que A geralmente será capaz de encontrar um estimador melhor do que B.

Em alguns problemas, no entanto, B será capaz de se sair tão bem quanto A. Em tal problema, a única função $T = r(X_1, \dots, X_n)$ irá, em certo sentido, resumir todas as informações contidas na amostra aleatória, e o conhecimento dos valores individuais de X_1, \dots, X_n será irrelevante na busca por um bom estimador de θ . Uma estatística T com esta propriedade é chamada de *estatística suficiente*. A definição formal de uma estatística suficiente baseia-se na seguinte condição. Suponha que se pudesse aprender T e então simular variáveis aleatórias X'_1, \dots, X'_n tais que, para todo θ , a distribuição conjunta de X'_1, \dots, X'_n fosse exatamente a mesma que a distribuição conjunta de X_1, \dots, X_n . Tal estatística T é suficiente no sentido de que se poderia, se sentisse necessidade, usar X'_1, \dots, X'_n da mesma forma que se teria usado X_1, \dots, X_n . O processo de simulação de X'_1, \dots, X'_n é chamado de *aleatorização auxiliar*.

Definição 7.7.1 *Estatística Suficiente*. Sejam X_1, \dots, X_n uma amostra aleatória de uma distribuição indexada por um parâmetro θ . Seja T uma estatística. Suponha que, para cada y e cada valor possível t de T , a distribuição conjunta condicional de X_1, \dots, X_n dado que $T = t$ (e θ) depende apenas de t , mas não de θ . Ou seja, para cada t , a distribuição condicional de X_1, \dots, X_n dado $T = t$ e θ é a mesma para todo θ . Então, dizemos que T é uma *estatística suficiente* para o parâmetro θ .

Retornemos agora à intuição introduzida logo antes da Definição 7.7.1. Quando se simula X'_1, \dots, X'_n de acordo com a distribuição conjunta condicional de X_1, \dots, X_n dado $T = t$, segue-se que para cada valor dado de $\theta \in \Omega$, a distribuição conjunta de T, X'_1, \dots, X'_n será a mesma que a distribuição conjunta de T, X_1, \dots, X_n . Ao integrar (ou somar) T da distribuição conjunta, vemos que a distribuição conjunta de X'_1, \dots, X'_n é a mesma que a distribuição conjunta de X_1, \dots, X_n . Portanto, se a estatística B pode observar o valor de uma estatística suficiente T , então ela pode gerar n variáveis aleatórias X'_1, \dots, X'_n que têm a mesma distribuição conjunta que a amostra aleatória original X_1, \dots, X_n . A propriedade que distingue uma estatística suficiente T de uma estatística que não é suficiente pode ser descrita da seguinte forma: A aleatorização auxiliar usada para gerar as variáveis aleatórias X'_1, \dots, X'_n depois que a estatística suficiente T foi observada não requer nenhum conhecimento sobre o valor de θ , uma vez que a distribuição conjunta condicional de X_1, \dots, X_n quando T é dado não depende do valor de θ . Se a estatística T não fosse suficiente, essa aleatorização auxiliar não poderia ser realizada, porque a distribuição conjunta condicional de X_1, \dots, X_n para um dado valor de T envolveria o valor de θ , e esse valor é desconhecido.

Se a estatística B está preocupada apenas com a distribuição do estimador que ela usa, podemos agora ver por que ela pode estimar θ tão bem quanto a estatística A, que observa os valores de X_1, \dots, X_n . Suponha que A planeja

usar um estimador particular $\delta(X_1, \dots, X_n)$ para estimar θ , e B observa o valor de T e gera X'_1, \dots, X'_n que têm a mesma distribuição conjunta que X_1, \dots, X_n . Se B usa o estimador $\delta(X'_1, \dots, X'_n)$, então se segue que a distribuição de probabilidade do estimador de B será a mesma que a distribuição de probabilidade do estimador de A. Esta discussão ilustra por que, ao procurar por um bom estimador, um estatístico pode restringir a busca a estimadores que são funções de uma estatística suficiente T . Retornaremos a este ponto na Seção 7.9.

Por outro lado, se a estatística B está interessada em basear seu estimador na distribuição a posteriori de θ , ainda não mostramos por que ela pode se sair tão bem quanto a estatística A. O próximo resultado (o critério de fatorização) mostra por que até mesmo isso é verdade. Uma estatística suficiente é suficiente para ser capaz de calcular a função de verossimilhança e, portanto, é suficiente para realizar qualquer inferência que dependa dos dados apenas através da função de verossimilhança. Os E.M.V.'s e qualquer coisa baseada em distribuições a posteriori dependem dos dados apenas através da função de verossimilhança.

O Critério de Fatorização

Imediatamente após o Exemplo 7.2.7 e os Teoremas 7.3.2 e 7.3.3, apontamos que uma estatística particular foi usada para calcular a distribuição a posteriori em discussão. Todas essas estatísticas tinham a propriedade de que eram tudo o que era necessário dos dados para poder calcular a função de verossimilhança. Esta propriedade é outra maneira de caracterizar estatísticas suficientes. Apresentaremos agora um método simples para encontrar uma estatística suficiente que pode ser aplicado em muitos problemas. Este método é baseado no seguinte resultado, que foi desenvolvido com generalidade crescente por R. A. Fisher em 1922, J. Neyman em 1935, e P. R. Halmos e L. J. Savage em 1949.

Teorema 7.7.1 *Critério de Fatorização.* Sejam X_1, \dots, X_n uma amostra aleatória de uma distribuição contínua ou discreta para a qual a f.d.p. ou a f.p. é $f(x|\theta)$, onde o valor de θ é desconhecido e pertence a um dado espaço de parâmetros Ω . Uma estatística $T = r(X_1, \dots, X_n)$ é uma estatística suficiente para θ se, e somente se, a f.d.p. conjunta ou a f.p. conjunta $f_n(\mathbf{x}|\theta)$ de X_1, \dots, X_n puder ser fatorada da seguinte forma para todos os valores de $\mathbf{x} = (x_1, \dots, x_n) \in \mathbb{R}^n$ e todos os valores de $\theta \in \Omega$:

$$f_n(\mathbf{x}|\theta) = u(\mathbf{x})v[r(\mathbf{x}), \theta]. \quad (7.7.1)$$

Aqui, as funções u e v são não-negativas, a função u pode depender de \mathbf{x} mas não depende de θ , e a função v dependerá de θ mas depende do valor observado \mathbf{x} apenas através do valor da estatística $r(\mathbf{x})$.

Prova Daremos a prova apenas para o caso em que o vetor aleatório $\mathbf{X} = (X_1, \dots, X_n)$ tem uma distribuição discreta, nesse caso

$$f_n(\mathbf{x}|\theta) = \Pr(\mathbf{X} = \mathbf{x}|\theta).$$

Suponha primeiro que $f_n(\mathbf{x}|\theta)$ possa ser fatorada como na Eq. (7.7.1) para todos os valores de $\mathbf{x} \in \mathbb{R}^n$ e $\theta \in \Omega$. Para cada valor possível t de T , seja $A(t)$ o conjunto de todos os pontos $\mathbf{x} \in \mathbb{R}^n$ tais que $r(\mathbf{x}) = t$. Para cada valor dado de $\theta \in \Omega$, determinaremos a distribuição condicional de \mathbf{X} dado que $T = t$. Para cada ponto $\mathbf{x} \in A(t)$,

$$\Pr(\mathbf{X} = \mathbf{x}|T = t, \theta) = \frac{\Pr(\mathbf{X} = \mathbf{x}|\theta)}{\Pr(T = t|\theta)} = \frac{f_n(\mathbf{x}|\theta)}{\sum_{\mathbf{y} \in A(t)} f_n(\mathbf{y}|\theta)}.$$

Como $r(\mathbf{y}) = t$ para cada ponto $\mathbf{y} \in A(t)$, e como $\mathbf{x} \in A(t)$, segue da Eq. (7.7.1) que

$$\Pr(\mathbf{X} = \mathbf{x}|T = t, \theta) = \frac{u(\mathbf{x})}{\sum_{\mathbf{y} \in A(t)} u(\mathbf{y})}. \quad (7.7.2)$$

Finalmente, para cada ponto \mathbf{x} que não pertence a $A(t)$,

$$\Pr(\mathbf{X} = \mathbf{x}|T = t, \theta) = 0. \quad (7.7.3)$$

Pode-se ver das Eqs. (7.7.2) e (7.7.3) que a distribuição condicional de \mathbf{X} não depende de θ . Portanto, T é uma estatística suficiente.

Reciprocamente, suponha que T é uma estatística suficiente. Então, para cada valor dado t de T , cada ponto $\mathbf{x} \in A(t)$, e cada valor de $\theta \in \Omega$, a probabilidade condicional $\Pr(\mathbf{X} = \mathbf{x}|T = t, \theta)$ não dependerá de θ e terá, portanto, a forma

$$\Pr(\mathbf{X} = \mathbf{x}|T = t, \theta) = u(\mathbf{x}).$$

Se fizermos $v(t, \theta) = \Pr(T = t|\theta)$, segue que

$$\begin{aligned} f_n(\mathbf{x}|\theta) &= \Pr(\mathbf{X} = \mathbf{x}|\theta) = \Pr(\mathbf{X} = \mathbf{x}|T = t, \theta) \Pr(T = t|\theta) \\ &= u(\mathbf{x})v(t, \theta). \end{aligned}$$

Portanto, $f_n(\mathbf{x}|\theta)$ foi fatorada na forma especificada na Eq. (7.7.1).

A prova para uma amostra aleatória X_1, \dots, X_n de uma distribuição contínua requer métodos um pouco diferentes e não será aqui apresentada. ■

Uma forma de ler o Teorema 7.7.1 é que $T = r(\mathbf{X})$ é suficiente se, e somente se, a função de verossimilhança é proporcional (como uma função de θ) a uma função que depende dos dados apenas através de $r(\mathbf{x})$. Essa função seria $v[r(\mathbf{x}), \theta]$. Ao usar a função de verossimilhança para encontrar distribuições a posteriori, vimos que qualquer fator que não dependa de θ (tal como $u(\mathbf{x})$ na Eq. (7.7.1)) pode ser removido da verossimilhança sem afetar o cálculo da distribuição a posteriori. Assim, temos o seguinte corolário para o Teorema 7.7.1.

Corolário 7.7.1

Uma estatística $T = r(\mathbf{X})$ é suficiente se, e somente se, não importa qual distribuição a priori usamos, a distribuição a posteriori de θ depende dos dados apenas através do valor de T . ■

Para cada valor de \mathbf{x} para o qual $f_n(\mathbf{x}|\theta) = 0$ para todos os valores de $\theta \in \Omega$, o valor da função $u(\mathbf{x})$ na Eq. (7.7.1) pode ser escolhido como 0. Portanto, quando o critério de fatorização está sendo aplicado, é suficiente verificar que uma fatorização da forma dada na Eq. (7.7.1) é satisfeita para cada valor de \mathbf{x} tal que $f_n(\mathbf{x}|\theta) > 0$ para pelo menos um valor de $\theta \in \Omega$.

Vamos agora ilustrar o uso do critério de fatorização, apresentando quatro exemplos.

Exemplo 7.7.2

Amostragem de uma Distribuição de Poisson. Suponha que $\mathbf{X} = (X_1, \dots, X_n)$ forme uma amostra aleatória de uma distribuição de Poisson para a qual o valor da média θ é desconhecido ($\theta > 0$). Seja $r(\mathbf{x}) = \sum_{i=1}^n x_i$. Mostraremos que $T = r(\mathbf{X}) = \sum_{i=1}^n X_i$ é uma estatística suficiente para θ .

Para cada conjunto de inteiros não-negativos x_1, \dots, x_n , a f.p. conjunta $f_n(\mathbf{x}|\theta)$ de X_1, \dots, X_n é a seguinte:

$$f_n(\mathbf{x}|\theta) = \prod_{i=1}^n \frac{e^{-\theta} \theta^{x_i}}{x_i!} = \left(\prod_{i=1}^n \frac{1}{x_i!} \right) e^{-n\theta} \theta^{r(\mathbf{x})}.$$

Seja $u(\mathbf{x}) = \prod_{i=1}^n (1/x_i!)$ e $v(t, \theta) = e^{-n\theta} \theta^t$. Vemos agora que $f_n(\mathbf{x}|\theta)$ foi fatorada como na Eq. (7.7.1). Segue-se que $T = \sum_{i=1}^n X_i$ é uma estatística suficiente para θ .

Exemplo 7.7.3

Aplicação do Critério de Fatorização a uma Distribuição Contínua. Suponha que $\mathbf{X} = (X_1, \dots, X_n)$ forme uma amostra aleatória de uma distribuição contínua com a seguinte f.d.p.:

$$f(x|\theta) = \begin{cases} \theta x^{\theta-1} & \text{para } 0 < x < 1, \\ 0 & \text{caso contrário.} \end{cases}$$

Assume-se que o valor do parâmetro θ é desconhecido ($\theta > 0$). Seja $r(\mathbf{X}) = \prod_{i=1}^n X_i$. Mostraremos que $T = r(\mathbf{X}) = \prod_{i=1}^n X_i$ é uma estatística suficiente para θ .

Para $0 < x_i < 1$ ($i = 1, \dots, n$), a f.d.p. conjunta $f_n(\mathbf{x}|\theta)$ de X_1, \dots, X_n é a seguinte:

$$f_n(\mathbf{x}|\theta) = \theta^n \left(\prod_{i=1}^n x_i \right)^{\theta-1} = \theta^n [r(\mathbf{x})]^{\theta-1}. \quad (7.7.4)$$

Além disso, se pelo menos um valor de x_i está fora do intervalo $0 < x < 1$, então $f_n(\mathbf{x}|\theta) = 0$ para todo valor de $\theta \in \Omega$. O lado direito da Eq. (7.7.4) depende de \mathbf{x} apenas através do valor de $r(\mathbf{x})$. Portanto, se fizermos $u(\mathbf{x}) = 1$ e $v(t, \theta) = \theta^n t^{\theta-1}$, então $f_n(\mathbf{x}|\theta)$ na Eq. (7.7.4) pode ser considerada fatorada na forma especificada na Eq. (7.7.1). Segue-se do critério de fatorização que a estatística $T = \prod_{i=1}^n X_i$ é uma estatística suficiente para θ .

Exemplo 7.7.4

Amostragem de uma Distribuição Normal. Suponha que $\mathbf{X} = (X_1, \dots, X_n)$

forme uma amostra aleatória de uma distribuição normal para a qual a média μ é desconhecida e a variância σ^2 é conhecida. Seja $r(\mathbf{x}) = \sum_{i=1}^n x_i$. Mostraremos que $T = r(\mathbf{X}) = \sum_{i=1}^n X_i$ é uma estatística suficiente para μ .

Para $-\infty < x_i < \infty$ ($i = 1, \dots, n$), a f.d.p. conjunta de \mathbf{X} é a seguinte:

$$f_n(\mathbf{x}|\mu) = \prod_{i=1}^n \frac{1}{(2\pi)^{1/2}\sigma} \exp \left[-\frac{(x_i - \mu)^2}{2\sigma^2} \right]. \quad (7.7.5)$$

Esta equação pode ser reescrita na forma

$$f_n(\mathbf{x}|\mu) = \frac{1}{(2\pi)^{n/2}\sigma^n} \exp \left(-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^n x_i^2 \right) \exp \left(\frac{\mu}{\sigma^2} \sum_{i=1}^n x_i - \frac{n\mu^2}{2\sigma^2} \right). \quad (7.7.6)$$

Seja $u(\mathbf{x})$ o fator constante e o primeiro fator exponencial na Eq. (7.7.6). Seja $v(t, \mu) = \exp(\mu t/\sigma^2 - n\mu^2/\sigma^2)$. Então $f_n(\mathbf{x}|\mu)$ foi agora fatorada como na Eq. (7.7.1). Segue-se do critério de fatorização que $T = \sum_{i=1}^n X_i$ é uma estatística suficiente para μ .

Como $\sum_{i=1}^n x_i = n\bar{x}_n$, podemos afirmar equivalentemente que o fator final na Eq. (7.7.6) depende de x_1, \dots, x_n apenas através do valor de \bar{x}_n . Portanto, no Exemplo 7.7.4, a estatística \bar{X}_n também é uma estatística suficiente para μ . De forma mais geral (ver Exercício 13 no final desta seção), toda função um-para-um de uma estatística suficiente é também uma estatística suficiente.

Exemplo 7.7.5

Amostragem de uma Distribuição Uniforme. Suponha que $\mathbf{X} = (X_1, \dots, X_n)$ forme uma amostra aleatória de uma distribuição uniforme no intervalo $[0, \theta]$, onde o valor do parâmetro θ é desconhecido ($\theta > 0$). Seja $r(\mathbf{x}) = \max\{x_1, \dots, x_n\}$. Mostraremos que $T = r(\mathbf{X})$ é uma estatística suficiente para θ .

A f.d.p. $f(x|\theta)$ de cada observação individual X_i é

$$f(x|\theta) = \begin{cases} \frac{1}{\theta} & \text{para } 0 \leq x \leq \theta, \\ 0 & \text{caso contrário.} \end{cases}$$

Portanto, a f.d.p. conjunta $f_n(\mathbf{x}|\theta)$ de X_1, \dots, X_n é

$$f_n(\mathbf{x}|\theta) = \begin{cases} \frac{1}{\theta^n} & \text{para } 0 \leq x_i \leq \theta, (i = 1, \dots, n), \\ 0 & \text{caso contrário.} \end{cases}$$

Pode-se ver que se $x_i < 0$ para pelo menos um valor de i ($i = 1, \dots, n$), então $f_n(\mathbf{x}|\theta) = 0$ para todo valor de $\theta > 0$. Portanto, é apenas necessário considerar a fatorização de $f_n(\mathbf{x}|\theta)$ para valores de $x_i \geq 0$ ($i = 1, \dots, n$).

Seja $v[t, \theta]$ definido da seguinte forma:

$$v[t, \theta] = \begin{cases} \frac{1}{\theta^n} & \text{se } t \leq \theta, \\ 0 & \text{se } t > \theta. \end{cases}$$

Note que $x_i \leq \theta$ para $i = 1, \dots, n$ se e somente se $\max\{x_1, \dots, x_n\} \leq \theta$. Portanto, para $x_i \geq 0$ ($i = 1, \dots, n$), podemos reescrever $f_n(\mathbf{x}|\theta)$ da seguinte forma:

$$f_n(\mathbf{x}|\theta) = v[r(\mathbf{x}), \theta]. \quad (7.7.7)$$

Fazendo $u(\mathbf{x}) = 1$, vemos que o lado direito da Eq. (7.7.7) está na forma da Eq. (7.7.1). Segue-se que $T = \max\{X_1, \dots, X_n\}$ é uma estatística suficiente para θ .

Resumo

Uma estatística $T = r(\mathbf{X})$ é suficiente se, para cada t , a distribuição condicional de \mathbf{X} dado $T = t$ e θ for a mesma para todos os valores de θ . Assim, se T é suficiente, e se observa apenas T em vez de \mathbf{X} , pode-se, em princípio, simular variáveis aleatórias \mathbf{X}' com a mesma distribuição conjunta que \mathbf{X} . Neste sentido, T é suficiente para obter tanta informação sobre θ quanto se poderia obter a partir dos dados \mathbf{X} . O critério de fatorização diz que $T = r(\mathbf{X})$ é suficiente se e somente se a f.p. ou f.d.p. conjunta pode ser fatorada como $f(\mathbf{x}|\theta) = u(\mathbf{x})v[r(\mathbf{x}), \theta]$ para algumas funções u e v . Esta é a maneira mais conveniente de identificar se uma estatística é ou não suficiente.

Exercícios

Instruções para os Exercícios 1 a 10: Em cada um destes exercícios, assuma que as variáveis aleatórias X_1, \dots, X_n formam uma amostra aleatória de tamanho n da distribuição especificada naquele exercício, e mostre que a estatística T especificada no exercício é uma estatística suficiente para o parâmetro.

1. A distribuição de Bernoulli com parâmetro p , que é desconhecido ($0 < p < 1$); $T = \sum_{i=1}^n X_i$.
2. A distribuição geométrica com parâmetro p , que é desconhecido ($0 < p < 1$); $T = \sum_{i=1}^n X_i$.
3. A distribuição binomial negativa com parâmetros r e p , onde r é conhecido e p é desconhecido ($0 < p < 1$); $T = \sum_{i=1}^n X_i$.
4. A distribuição normal para a qual a média μ é conhecida e a variância $\sigma^2 > 0$ é desconhecida; $T = \sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2$.
5. A distribuição gama com parâmetros α e β , onde o valor de α é conhecido e o valor de β é desconhecido ($\beta > 0$); $T = \bar{X}_n$.
6. A distribuição gama com parâmetros α e β , onde o valor de β é conhecido e o valor de α é desconhecido ($\alpha > 0$); $T = \prod_{i=1}^n X_i$.
7. A distribuição beta com parâmetros α e β , onde o valor de β é conhecido e o valor de α é desconhecido ($\alpha > 0$); $T = \prod_{i=1}^n X_i$.

8. A distribuição uniforme nos inteiros $1, 2, \dots, \theta$, como definido na Seção 3.1, onde o valor de θ é desconhecido ($\theta = 1, 2, \dots$); $T = \max\{X_1, \dots, X_n\}$.
9. A distribuição uniforme no intervalo $[a, b]$, onde o valor de a é conhecido e o valor de b é desconhecido ($b > a$); $T = \max\{X_1, \dots, X_n\}$.
10. A distribuição uniforme no intervalo $[a, b]$, onde o valor de b é conhecido e o valor de a é desconhecido ($a < b$); $T = \min\{X_1, \dots, X_n\}$.
11. Assuma que X_1, \dots, X_n formam uma amostra aleatória de uma distribuição que pertence a uma família exponencial de distribuições, conforme definido no Exercício 23 da Seção 7.3. Prove que $T = \sum_{i=1}^n d(X_i)$ é uma estatística suficiente para θ .
12. Suponha que uma amostra aleatória X_1, \dots, X_n seja extraída da distribuição de Pareto com parâmetros x_0 e α . (Ver Exercício 16 na Seção 5.7.)
 - a. Se x_0 é conhecido e $\alpha > 0$ é desconhecido, encontre uma estatística suficiente.
 - b. Se α é conhecido e x_0 é desconhecido, encontre uma estatística suficiente.
13. Suponha que X_1, \dots, X_n formem uma amostra aleatória de uma distribuição para a qual a f.d.p. é $f(x|\theta)$, onde o valor do parâmetro θ pertence a um dado espaço de parâmetros Ω . Suponha que $T = r(X_1, \dots, X_n)$ e $T' = r'(X_1, \dots, X_n)$ sejam duas estatísticas tais que T' é uma função um-para-um de T ; isto é, o valor de T' pode ser determinado a partir do valor de T sem conhecer os valores de X_1, \dots, X_n , e o valor de T pode ser determinado a partir do valor de T' sem conhecer os valores de X_1, \dots, X_n . Mostre que T' é uma estatística suficiente para θ se, e somente se, T é uma estatística suficiente para θ .
14. Suponha que X_1, \dots, X_n formem uma amostra aleatória da distribuição gama especificada no Exercício 6. Mostre que a estatística $T = \sum_{i=1}^n \log X_i$ é uma estatística suficiente para o parâmetro α .
15. Suponha que X_1, \dots, X_n formem uma amostra aleatória da distribuição beta com parâmetros α e β , onde o valor de α é conhecido e o valor de β é desconhecido ($\beta > 0$). Mostre que a seguinte estatística T é uma estatística suficiente para β :

$$T = \frac{1}{n} \left(\sum_{i=1}^n \log \frac{1}{1 - X_i} \right)^4.$$

16. Seja θ um parâmetro com espaço de parâmetros Ω igual a um intervalo de números reais (possivelmente ilimitado). Seja \mathbf{X} com f.d.p. ou f.p. $f_n(\mathbf{x}|\theta)$ condicional a θ . Seja $T = r(\mathbf{X})$ uma estatística. Assuma que T é

suficiente. Prove que, para toda f.d.p. a priori possível para θ , a f.d.p. a posteriori de θ dado $\mathbf{X} = \mathbf{x}$ depende de \mathbf{x} apenas através de $r(\mathbf{x})$.

17. Seja θ um parâmetro, e seja \mathbf{X} discreto com f.p. $f_n(\mathbf{x}|\theta)$ condicional a θ . Seja $T = r(\mathbf{X})$ uma estatística. Prove que T é suficiente se, e somente se, para todo t e todo \mathbf{x} tal que $t = r(\mathbf{x})$, a função de verossimilhança da observação $T = t$ é proporcional à função de verossimilhança da observação $\mathbf{X} = \mathbf{x}$.

★ 7.9 Melhorando um Estimador

Nesta seção, mostramos como melhorar um estimador que não é uma função de uma estatística suficiente, usando um estimador que é uma função da estatística suficiente.

O Erro Quadrático Médio de um Estimador

Exemplo 7.9.1 *Chegadas de Clientes.* O dono de uma loja está interessado na probabilidade p de que exatamente um cliente chegue durante uma hora típica. Ele modela as chegadas de clientes como um processo de Poisson com taxa θ por hora e observa quantos clientes chegam durante cada uma de n horas, X_1, \dots, X_n . Ele converte cada X_i para $Y_i = 1$ se $X_i = 1$ e $Y_i = 0$ se $X_i \neq 1$. Então Y_1, \dots, Y_n é uma amostra aleatória da distribuição de Bernoulli com parâmetro p . O dono da loja então estima p por $\bar{Y}_n = \sum_{i=1}^n Y_i/n$. Este é um bom estimador? Em particular, se o dono da loja quiser minimizar o erro quadrático médio, existe outro estimador que podemos mostrar que é melhor?

▲

Em geral, suponha que $\mathbf{X} = (X_1, \dots, X_n)$ forme uma amostra aleatória de uma distribuição para a qual a f.d.p. ou a f.p. é $f(\mathbf{x}|\theta)$, onde o parâmetro θ deve pertencer a algum espaço de parâmetros Ω . Nesta seção, θ pode ser um parâmetro unidimensional ou um vetor de parâmetros. Para cada variável aleatória $Z = g(X_1, \dots, X_n)$, denotaremos por $E_\theta(Z)$ a esperança de Z calculada em relação à f.d.p. ou f.p. conjunta $f_n(\mathbf{x}|\theta)$. Se estamos pensando em θ como uma variável aleatória, então $E_\theta(Z)$ é $E(Z|\theta)$. Por exemplo, se $f_n(\mathbf{x}|\theta)$ é uma f.d.p., então

$$E_\theta(Z) = \int_{-\infty}^{\infty} \cdots \int_{-\infty}^{\infty} g(\mathbf{x}) f_n(\mathbf{x}|\theta) dx_1 \cdots dx_n.$$

Vamos supor que o valor de θ é desconhecido e que queremos estimar alguma função $h(\theta)$. Se θ é um vetor, $h(\theta)$ pode ser uma das coordenadas ou uma função de todas as coordenadas, e assim por diante. Vamos assumir que a perda por erro quadrático deve ser usada. Além disso, para cada estimador $\delta(\mathbf{X})$ e cada valor dado de $\theta \in \Omega$, denotaremos por $R(\theta, \delta)$ o E.Q.M. (Erro Quadrático Médio) de δ calculado em relação ao valor dado de θ . Assim,

$$R(\theta, \delta) = E_\theta([\delta(\mathbf{X}) - h(\theta)]^2). \quad (7.9.1)$$

Se não atribuirmos uma distribuição a priori a θ , então se deseja encontrar um estimador δ para o qual o E.Q.M., $R(\theta, \delta)$, seja pequeno para todo valor de $\theta \in \Omega$, ou, pelo menos, para uma ampla gama de valores de θ .

Suponha agora que \mathbf{T} é um vetor de estatísticas conjuntamente suficientes para θ . No restante desta seção, vamos nos referir a \mathbf{T} simplesmente como a estatística suficiente T . Considere um estatístico A que planeja usar um estimador particular $\delta(\mathbf{X})$. Na Seção 7.7, observamos que outro estatístico B que conhece apenas o valor da estatística suficiente T pode gerar uma amostra \mathbf{X}' por meio de uma aleatorização auxiliar, e a estimação que será baseada em $\delta(\mathbf{X}')$ terá exatamente a mesma distribuição que $\delta(\mathbf{X})$ e, em particular, terá o mesmo erro quadrático médio que $\delta(\mathbf{X})$ para todo valor de $\theta \in \Omega$. Mostraremos agora que, mesmo sem usar uma aleatorização auxiliar, o estatístico B pode encontrar um estimador δ_0 que depende das observações \mathbf{X} apenas através da estatística suficiente T e é pelo menos tão bom quanto o estimador δ no sentido de que $R(\theta, \delta_0) \leq R(\theta, \delta)$, para todo valor de $\theta \in \Omega$.

Esperança Condicional Quando uma Estatística Suficiente é Conhecida

Definiremos o estimador $\delta_0(\mathbf{T})$ pela seguinte esperança condicional:

$$\delta_0(\mathbf{T}) = E_\theta[\delta(\mathbf{X})|\mathbf{T}]. \quad (7.9.2)$$

Como \mathbf{T} é uma estatística suficiente, a distribuição conjunta condicional de X_1, \dots, X_n para cada valor dado de \mathbf{T} é a mesma para todo valor de $\theta \in \Omega$. Portanto, para qualquer valor dado de \mathbf{T} , a esperança condicional da função $\delta(\mathbf{X})$ será a mesma para todo valor de $\theta \in \Omega$. Segue-se que a esperança condicional na Eq. (7.9.2) dependerá do valor de \mathbf{T} , mas na verdade não dependerá do valor de θ . Em outras palavras, a função $\delta_0(\mathbf{T})$ é de fato um estimador de θ porque depende apenas das observações \mathbf{X} e não depende do valor desconhecido de θ . Por essa razão, podemos omitir o subscrito θ no símbolo de esperança E na Eq. (7.9.2), e podemos escrever a relação da seguinte forma:

$$\delta_0(\mathbf{T}) = E[\delta(\mathbf{X})|\mathbf{T}]. \quad (7.9.3)$$

Podemos agora provar o seguinte teorema, que foi estabelecido independentemente por D. Blackwell e C. R. Rao no final da década de 1940.

Teorema 7.9.1

Seja $\delta(\mathbf{X})$ um estimador, seja \mathbf{T} uma estatística suficiente para θ , e seja o estimador $\delta_0(\mathbf{T})$ definido como na Eq. (7.9.3). Então, para todo valor de $\theta \in \Omega$,

$$R(\theta, \delta_0) \leq R(\theta, \delta). \quad (7.9.4)$$

Além disso, se $R(\theta, \delta) < \infty$, há desigualdade estrita em (7.9.4) a menos que $\delta(\mathbf{X})$ seja uma função de \mathbf{T} .

Prova

Se o E.Q.M. (Erro Quadrático Médio) $R(\theta, \delta)$ é infinito para um dado valor

de $\theta \in \Omega$, então a relação (7.9.4) é automaticamente satisfeita. Assumiremos, portanto, que $R(\theta, \delta) < \infty$. Segue-se da parte (a) do Exercício 4 na Seção 4.4 que

$$E_{\theta}([\delta(\mathbf{X}) - \theta]^2) \geq (E_{\theta}[\delta(\mathbf{X})] - \theta)^2,$$

e pode-se mostrar que essa mesma relação também deve ser válida se as esperanças forem substituídas por esperanças condicionais dado \mathbf{T} . Portanto,

$$E_{\theta}([\delta(\mathbf{X}) - \theta]^2 | \mathbf{T}) \geq (E_{\theta}[\delta(\mathbf{X}) | \mathbf{T}] - \theta)^2 = [\delta_0(\mathbf{T}) - \theta]^2. \quad (7.9.5)$$

Agora, segue-se da relação (7.9.5) que

$$\begin{aligned} R(\theta, \delta_0) &= E_{\theta}\{[\delta_0(\mathbf{T}) - \theta]^2\} \leq E_{\theta}\{E_{\theta}([\delta(\mathbf{X}) - \theta]^2 | \mathbf{T})\} \\ &= E_{\theta}[[\delta(\mathbf{X}) - \theta]^2] = R(\theta, \delta), \end{aligned}$$

onde a penúltima igualdade segue-se do Teorema 4.7.1, a lei da esperança total. Portanto, $R(\theta, \delta_0) \leq R(\theta, \delta)$ para todo valor de $\theta \in \Omega$.

Finalmente, suponha que $R(\theta, \delta) < \infty$ e que $\delta(\mathbf{X})$ não é uma função de \mathbf{T} . Ou seja, não há função $g(\mathbf{T})$ tal que $\Pr(\delta(\mathbf{X}) = g(\mathbf{T})) = 1$. Então a parte (b) do Exercício 4 na Seção 4.4 (condicional a \mathbf{T}) diz que há desigualdade estrita em (7.9.4). ■

Exemplo 7.9.2 *Chegadas de Clientes.* Retornemos agora ao Exemplo 7.9.1. Seja θ a taxa de chegadas de clientes por hora. Então X_i forma uma amostra aleatória da distribuição de Poisson com média θ . O Exemplo 7.7.2 nos mostra que uma estatística suficiente é $T = \sum_{i=1}^n X_i$. A distribuição de T é a distribuição de Poisson com média $n\theta$. Vamos agora calcular

$$\delta_0(T) = E[\delta(\mathbf{X}) | T],$$

onde $\delta(\mathbf{X}) = \sum_{j=1}^n Y_j/n$ foi definido no Exemplo 7.9.1. (Lembre-se que $Y_i = 1$ se $X_i = 1$ e $Y_i = 0$ se $X_i \neq 1$ de modo que $\delta(\mathbf{X})$ é a proporção de horas em que exatamente um cliente chega.) Para cada i e cada valor possível t de T , é fácil ver que

$$E(Y_i | T = t) = \Pr(Y_i = 1 | T = t) = \frac{\Pr(X_i = 1, T = t)}{\Pr(T = t)} = \frac{\Pr(X_i = 1, \sum_{j \neq i} X_j = t - 1)}{\Pr(T = t)}.$$

Para $t = 0$, $\Pr(X_i = 1 | T = 0) = 0$ trivialmente. Para $t > 0$, vemos que

$$\Pr(T = t) = \frac{e^{-n\theta} (n\theta)^t}{t!},$$

$$\Pr\left(X_i = 1, \sum_{j \neq i} X_j = t - 1\right) = e^{-\theta} \theta \times \frac{e^{-(n-1)\theta} [(n-1)\theta]^{t-1}}{(t-1)!} = \frac{e^{-n\theta} n^t \theta^t}{t!} \frac{t}{n} \left(1 - \frac{1}{n}\right)^{t-1}.$$

A razão dessas duas probabilidades é

$$E(Y_i | T = t) = \frac{t}{n} \left(1 - \frac{1}{n}\right)^{t-1}. \quad (7.9.6)$$

Segue-se que

$$\delta_0(t) = E[\delta_0(\mathbf{X})|T = t] = E\left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_i \middle| T = t\right] = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E(Y_i|T = t).$$

De acordo com a Eq. (7.9.6), todos os $E(Y_i|T = t)$ são iguais, então $\delta_0(t)$ é o lado direito da Eq. (7.9.6). Que $\delta_0(T)$ é melhor que $\delta(\mathbf{X})$ sob a perda por erro quadrático decorre do Teorema 7.9.1. ▲

Um resultado semelhante ao Teorema 7.9.1 é válido se $R(\theta, \delta)$ for definido como o E.A.M. (Erro Absoluto Médio) de um estimador para um dado valor de $\theta \in \Omega$ em vez do E.Q.M. (Erro Quadrático Médio) de δ . Em outras palavras, suponha que $R(\theta, \delta)$ seja definido como:

$$R(\theta, \delta) = E_\theta(|\delta(\mathbf{X}) - \theta|). \quad (7.9.7)$$

Então pode-se mostrar (ver Exercício 10 no final desta seção) que o Teorema 7.9.1 ainda é verdadeiro.

Definição 7.9.1

Inadmissível/Admissível/Domina. Suponha que $R(\theta, \delta)$ seja definido pela Eq. (7.9.1) ou pela Eq. (7.9.7). Diz-se que um estimador δ é *inadmissível* se existe outro estimador δ_0 tal que $R(\theta, \delta_0) \leq R(\theta, \delta)$ para todo valor de $\theta \in \Omega$ e há desigualdade estrita nesta relação para pelo menos um valor de $\theta \in \Omega$. Sob essas condições, também se diz que o estimador δ_0 *domina* o estimador δ . Um estimador δ_0 é *admissível* se não houver outro estimador que domine δ_0 .

Na terminologia da Definição 7.9.1, o Teorema 7.9.1 pode ser resumido da seguinte forma: Um estimador δ que não é uma função apenas da estatística suficiente \mathbf{T} deve ser inadmissível. O Teorema 7.9.1 também identifica explicitamente um estimador $\delta_0 = E(\delta(\mathbf{X})|\mathbf{T})$ que domina δ . No entanto, esta parte do teorema é um tanto menos útil em um problema prático, porque geralmente é muito difícil calcular a esperança condicional $E(\delta(\mathbf{X})|\mathbf{T})$. O Teorema 7.9.1 é valioso principalmente porque fornece forte evidência de que podemos restringir nossa busca por um bom estimador de θ àqueles estimadores que dependem das observações apenas através de uma estatística suficiente.

Exemplo 7.9.3

Estimando a Média de uma Distribuição Normal. Suponha que X_1, \dots, X_n formem uma amostra aleatória de uma distribuição normal para a qual a média μ é desconhecida e a variância é conhecida, e seja $Y_1 \leq \dots \leq Y_n$ as estatísticas de ordem da amostra, como definido na Seção 7.8. Se n é um número ímpar, então a observação do meio $Y_{(n+1)/2}$ é chamada de *mediana amostral*. Se n é um número par, então cada valor entre as duas observações do meio $Y_{n/2}$ e $Y_{(n/2)+1}$ é uma *mediana amostral*, mas o valor particular $\frac{1}{2}[Y_{n/2} + Y_{(n/2)+1}]$ é frequentemente referido como *a mediana amostral*.

Como a distribuição normal da qual a amostra é extraída é simétrica em relação ao ponto μ , a mediana da distribuição normal é μ . Portanto, poderia-

mos considerar o uso da mediana amostral, ou uma função simples da mediana amostral, como um estimador de μ . No entanto, foi mostrado no Exemplo 7.7.4 que a média amostral \bar{X}_n é uma estatística suficiente para μ . Segue-se do Teorema 7.9.1 que toda função da mediana amostral que possa ser usada como um estimador de μ será dominada por alguma outra função de \bar{X}_n . Ao procurar por um estimador de μ , precisamos considerar apenas funções de \bar{X}_n .

Exemplo 7.9.4

Estimando o Desvio Padrão de uma Distribuição Normal. Suponha que X_1, \dots, X_n formem uma amostra aleatória de uma distribuição normal para a qual tanto a média μ quanto a variância σ^2 são desconhecidas, e novamente, seja $Y_1 \leq \dots \leq Y_n$ as estatísticas de ordem da amostra. A diferença $Y_n - Y_1$ é chamada de *amplitude* da amostra, e podemos considerar o uso de alguma função simples da amplitude como um estimador do desvio padrão σ . No entanto, foi mostrado no Exemplo 7.8.2 que as estatísticas $\sum_{i=1}^n X_i$ e $\sum_{i=1}^n X_i^2$ são conjuntamente suficientes para os parâmetros μ e σ^2 . Portanto, toda função da amplitude que possa ser usada como um estimador de σ será dominada por uma função de $\sum_{i=1}^n X_i$ e $\sum_{i=1}^n X_i^2$.

Exemplo 7.9.5

Tempos de Falha de Rolamentos de Esferas. Suponha que desejamos estimar o tempo médio de falha dos rolamentos de esferas descrito no Exemplo 5.6.9 com base na amostra de 23 tempos de falha observados. Sejam Y_1, \dots, Y_{23} os tempos de falha observados (não os logaritmos). Poderíamos considerar o uso da média $\bar{Y}_n = \frac{1}{23} \sum_{i=1}^{23} Y_i$ como um estimador. Suponha que continuemos a modelar os logaritmos $X_i = \log(Y_i)$ como variáveis aleatórias normais com média θ e variância 0.25. Então Y_i tem a distribuição lognormal com parâmetros θ e 0.25. Da Eq. (5.6.15), a média de Y_i é $\exp(\theta + 0.125)$, o tempo médio de falha. No entanto, sabemos que \bar{X}_n é suficiente. Como \bar{Y}_n não é uma função de \bar{X}_n , existe uma função de \bar{X}_n que melhora \bar{Y}_n como um estimador do tempo médio de falha. Podemos de fato encontrar qual é essa função. Primeiro, escreva

$$E(\bar{Y}_n | \bar{X}_n) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E(Y_i | \bar{X}_n). \quad (7.9.8)$$

No Exercício 15 da Seção 5.10, você provou que a distribuição condicional de X_i dado $\bar{X}_n = \bar{x}_n$ é a distribuição normal com média \bar{x}_n e variância $0.25(1 - 1/n)$ para todo i . Segue-se que, para cada i , a distribuição condicional de Y_i dado \bar{X}_n é a distribuição lognormal com parâmetros \bar{x}_n e $0.25(1 - 1/n)$. Portanto, segue-se da Eq. (5.6.15) que a média condicional de Y_i dado \bar{X}_n é $\exp[\bar{X}_n + 0.125(1 - 1/n)]$ para todo i , e a Eq. (7.9.8) é igual a $\exp[\bar{X}_n + 0.125(1 - 1/n)]$ também.

Limitação do Uso de Estatísticas Suficientes

Quando a teoria precedente de estatísticas suficientes é aplicada em um problema estatístico, é importante ter em mente a seguinte limitação. A existência e a forma de uma estatística suficiente em um problema particular dependem

criticamente da forma da função assumida para a f.d.p. ou a f.p. Uma estatística que é suficiente quando se assume que a f.d.p. é $f(x|\theta)$ pode não ser uma estatística suficiente quando se assume que a f.d.p. é $g(x|\theta)$, mesmo que $g(x|\theta)$ possa ser bastante semelhante a $f(x|\theta)$ para todo valor de $\theta \in \Omega$. Suponha que um estatístico em um problema específico presuma, por conveniência, que a f.d.p. é $f(x|\theta)$; suponha também que a estatística \mathbf{T} seja uma estatística suficiente sob essa suposição. Por causa da incerteza do estatístico sobre a forma exata da f.d.p., ele pode desejar usar um estimador de θ que tenha um desempenho razoavelmente bom para uma ampla variedade de f.d.p.'s possíveis, mesmo que o estimador selecionado possa não atender ao requisito de que dependa das observações apenas através da estatística \mathbf{T} .

Um estimador que tem um desempenho razoavelmente bom para uma ampla variedade de f.d.p.'s possíveis, mesmo que não seja necessariamente o melhor estimador disponível para qualquer família particular de f.d.p.'s, é frequentemente chamado de um *estimador robusto*. Consideraremos estimadores robustos mais detalhadamente no Capítulo 10.

A discussão precedente também levanta outro ponto útil a ser lembrado. Na Seção 7.2, introduzimos a *análise de sensibilidade* como uma forma de estudar o efeito da escolha da distribuição a priori em uma inferência. A mesma ideia pode ser aplicada a qualquer característica de um modelo estatístico escolhido por um estatístico. Em particular, a distribuição para as observações dados os parâmetros, definida através de $f(x|\theta)$, é frequentemente escolhida por conveniência em vez de através de uma análise cuidadosa. Pode-se realizar uma inferência repetidamente usando diferentes distribuições para os dados observáveis. A comparação das inferências resultantes de cada escolha é outra forma de análise de sensibilidade.

Resumo

Suponha que \mathbf{T} é uma estatística suficiente, e estamos tentando estimar um parâmetro com perda por erro quadrático. Suponha que um estimador $\delta(\mathbf{X})$ não é uma função de \mathbf{T} . Então δ pode ser melhorado usando-se $\delta_0(\mathbf{T})$, a média condicional de $\delta(\mathbf{X})$ dado \mathbf{T} . Como $\delta_0(\mathbf{T})$ tem a mesma média que $\delta(\mathbf{X})$ e sua variância não é maior, segue-se que $\delta_0(\mathbf{T})$ tem um E.Q.M. (Erro Quadrático Médio) que não é maior que o de $\delta(\mathbf{X})$.

Exercícios

1. Suponha que as variáveis aleatórias X_1, \dots, X_n formem uma amostra aleatória de tamanho n ($n \geq 2$) da distribuição normal com média 0 e variância desconhecida θ . Suponha também que para todo estimador $\delta(X_1, \dots, X_n)$, o E.Q.M. $R(\theta, \delta)$ seja definido pela Eq. (7.9.1). Explique por que a variância amostral é um estimador inadmissível de θ .

2. Suponha que as variáveis aleatórias X_1, \dots, X_n formem uma amostra aleatória de tamanho n ($n \geq 2$) da distribuição uniforme no intervalo $[0, \theta]$, onde o valor do parâmetro θ é desconhecido ($\theta > 0$) e deve ser estimado. Suponha também que para todo estimador $\delta(X_1, \dots, X_n)$, o E.Q.M. $R(\theta, \delta)$ seja definido pela Eq. (7.9.1). Explique por que o estimador $\delta_1(X_1, \dots, X_n) = 2\bar{X}_n$ é inadmissível.
3. Considere novamente as condições do Exercício 2, e seja o estimador δ_1 definido naquele exercício. Determine o valor do E.Q.M. $R(\theta, \delta_1)$ para $\theta > 0$.
4. Considere novamente as condições do Exercício 2. Seja $Y_n = \max\{X_1, \dots, X_n\}$ e considere o estimador $\delta_2(X_1, \dots, X_n) = Y_n$.
 - a. Determine o E.Q.M. $R(\theta, \delta_2)$ para $\theta > 0$.
 - b. Mostre que para $n = 2$, $R(\theta, \delta_2) = R(\theta, \delta_1)$ para $\theta > 0$.
 - c. Mostre que para $n \geq 3$, o estimador δ_2 domina o estimador δ_1 .
5. Considere novamente as condições dos Exercícios 2 e 4. Mostre que existe uma constante c^* tal que o estimador c^*Y_n domina todo outro estimador que tenha a forma cY_n para $c \neq c^*$.
6. Suponha que X_1, \dots, X_n formem uma amostra aleatória de tamanho n ($n \geq 2$) da distribuição gama com parâmetros α e β , onde o valor de α é desconhecido ($\alpha > 0$) e o valor de β é conhecido. Explique por que \bar{X}_n é um estimador inadmissível da média desta distribuição quando a função de perda por erro quadrático é usada.
7. Suponha que X_1, \dots, X_n formem uma amostra aleatória de uma distribuição exponencial para a qual o valor do parâmetro β é desconhecido ($\beta > 0$) e deve ser estimado usando a função de perda por erro quadrático. Seja δ o estimador tal que $\delta(X_1, \dots, X_n) = 3$ para todos os valores possíveis de X_1, \dots, X_n .
 - a. Determine o valor do E.Q.M. $R(\beta, \delta)$ para $\beta > 0$.
 - b. Explique por que o estimador δ deve ser admissível.
8. Suponha que uma amostra aleatória de n observações seja retirada de uma distribuição de Poisson para a qual o valor da média θ é desconhecido ($\theta > 0$), e o valor de $\beta = e^{-\theta}$ deve ser estimado usando a função de perda por erro quadrático. Como β é igual à probabilidade de que uma observação desta distribuição de Poisson tenha o valor 0, um estimador natural de β é a proporção $\hat{\beta}$ de observações na amostra aleatória que têm o valor 0. Explique por que $\hat{\beta}$ é um estimador inadmissível de β .
9. Para toda variável aleatória X , mostre que $|E(X)| \leq E(|X|)$.

10. Sejam X_1, \dots, X_n uma amostra aleatória de uma distribuição para a qual a f.d.p. ou a f.p. é $f(x|\theta)$, onde $\theta \in \Omega$. Suponha que o valor de θ deva ser estimado, e que T seja uma estatística suficiente para θ . Seja δ um estimador arbitrário de θ , e seja δ_0 outro estimador definido pela relação $\delta_0 = E(\delta|T)$. Mostre que para todo valor de $\theta \in \Omega$,

$$E_\theta(|\delta_0 - \theta|) \leq E_\theta(|\delta - \theta|).$$

11. Suponha que as variáveis X_1, \dots, X_n formem uma amostra aleatória de uma distribuição para a qual a f.d.p. ou a f.p. é $f(x|\theta)$, onde $\theta \in \Omega$, e seja $\hat{\theta}$ o E.M.V. de θ . Suponha também que a estatística T seja uma estatística suficiente para θ , e seja o estimador δ_0 definido pela relação $\delta_0 = E(\hat{\theta}|T)$. Compare os estimadores $\hat{\theta}$ e δ_0 .
12. Suponha que X_1, \dots, X_n formem uma sequência de n ensaios de Bernoulli para os quais a probabilidade p de sucesso em qualquer ensaio é desconhecida ($0 \leq p \leq 1$), e seja $T = \sum_{i=1}^n X_i$. Determine a forma do estimador $E(X_1|T)$.
13. Suponha que X_1, \dots, X_n formem uma amostra aleatória de uma distribuição de Poisson para a qual o valor da média θ é desconhecido ($\theta > 0$). Seja $T = \sum_{i=1}^n X_i$, e para $i = 1, \dots, n$, seja a estatística Y_i definida da seguinte forma:

$$Y_i = \begin{cases} 1 & \text{se } X_i = 0, \\ 0 & \text{se } X_i > 0. \end{cases}$$

Determine a forma do estimador $E(Y_i|T)$.

14. Considere novamente as condições do Exercício 8. Determine a forma do estimador $E(\hat{\beta}|T)$. Você pode querer usar os resultados obtidos ao resolver o Exercício 13.
15. Encontre o E.M.V. de $\exp(\theta + 0.125)$ no Exemplo 7.9.5. Tanto o E.M.V. quanto o estimador no Exemplo 7.9.5 têm a forma $\exp(\bar{X}_n + c)$ para alguma constante c . Encontre o valor c tal que o estimador $\exp(\bar{X}_n + c)$ tenha o menor E.Q.M. possível.
16. No Exemplo 7.9.1, encontre a fórmula para p em termos de θ , a média de cada X_i . Encontre também o E.M.V. de p e mostre que o estimador $\delta_0(T)$ no Exemplo 7.9.2 é quase o mesmo que o E.M.V. se n for grande.

8.1 A Distribuição Amostral de uma Estatística

Uma estatística é uma função de algumas variáveis aleatórias observáveis e, portanto, é ela mesma uma variável aleatória com uma distribuição. Essa distribuição é a sua distribuição amostral, e nos diz quais valores a estatística provavelmente assumirá e quão provável é que ela assuma esses valores antes

de observarmos nossos dados. Quando a distribuição dos dados observáveis é indexada por um parâmetro, a distribuição amostral é especificada como a distribuição da estatística para um dado valor do parâmetro.

Exemplo 8.1.1 (Estatísticas e Estimadores)

Um Ensaio Clínico. No ensaio clínico introduzido pela primeira vez no Exemplo 2.1.4, seja θ a proporção de pacientes que não têm recaída entre todos os possíveis pacientes de imipramina. Poderíamos usar a proporção observada de pacientes sem recaída no grupo de imipramina para estimar θ . Antes de observar os dados, a proporção de pacientes amostrados sem recaída é uma variável aleatória T que possui uma distribuição e não será exatamente igual ao parâmetro θ . No entanto, esperamos que T esteja próximo de θ com alta probabilidade. Por exemplo, poderíamos tentar calcular a probabilidade de que $|T - \theta| < 0.1$. Tais cálculos exigem que conheçamos a distribuição da variável aleatória T . No ensaio clínico, modelamos as respostas dos 40 pacientes no grupo de imipramina como sendo condicionalmente (dado θ) variáveis aleatórias de Bernoulli i.i.d. com parâmetro θ . Segue-se que a distribuição condicional de $40T$ dado θ é a distribuição binomial com parâmetros 40 e θ . A distribuição de T pode ser derivada facilmente a partir disso. De fato, T tem a seguinte f.p. (função de probabilidade) dado θ :

$$f(t|\theta) = \binom{40}{40t} \theta^{40t} (1 - \theta)^{40(1-t)}, \quad \text{para } t = 0, \frac{1}{40}, \dots, \frac{39}{40}, 1,$$

e $f(t|\theta) = 0$ caso contrário.

A distribuição no final do Exemplo 8.1.1 é chamada de *distribuição amostral* da estatística T , e podemos usá-la para ajudar a responder a questões como o quão próximo esperamos que T esteja de θ antes de observar os dados. Também podemos usar a distribuição amostral de T para ajudar a determinar o quanto aprenderemos sobre θ ao observar T . Se estivermos tentando decidir qual de duas estatísticas diferentes usar como um estimador, suas distribuições amostrais podem ser úteis para nos ajudar a compará-las. O conceito de distribuição amostral se aplica a uma classe maior de variáveis aleatórias do que apenas estatísticas.

Definição 8.1.1 (Distribuição Amostral)

Suponha que as variáveis aleatórias $X = (X_1, \dots, X_n)$ formem uma amostra aleatória de uma distribuição envolvendo um parâmetro θ cujo valor é desconhecido. Seja T uma função de X e possivelmente θ . Isto é, $T = r(X_1, \dots, X_n, \theta)$. A distribuição de T (dado θ) é chamada de *distribuição amostral* de T . Usaremos a notação $E_\theta(T)$ para denotar a média de T calculada a partir de sua distribuição amostral.

O nome “distribuição amostral” vem do fato de que T depende de uma amostra aleatória e, portanto, sua distribuição é derivada da distribuição da amostra.

Muitas vezes, a variável aleatória T na Definição 8.1.1 não dependerá de θ , e portanto será uma estatística como definido na Definição 7.1.4. Em particular, se T é um estimador de θ (como definido na Definição 7.4.1), então T também é uma estatística porque é uma função de X . Portanto, em princípio, é possível derivar a distribuição amostral de cada estimador de θ . De fato, as distribuições de muitos estimadores e estatísticas já foram encontradas em partes anteriores deste livro.

Exemplo 8.1.2 (Distribuição Amostral do E.M.V. da Média de uma Distribuição Normal)

Suponha que X_1, \dots, X_n formem uma amostra aleatória de uma distribuição normal com média μ e variância σ^2 . Encontramos nos Exemplos 7.5.5 e 7.5.6 que a média amostral \bar{X}_n é o E.M.V. (Estimador de Máxima Verossimilhança) de μ . Além disso, foi encontrado no Corolário 5.6.2 que a distribuição de \bar{X}_n é a distribuição normal com média μ e variância σ^2/n .

Neste capítulo, iremos derivar, para amostras aleatórias de uma distribuição normal, a distribuição da variância amostral e as distribuições de várias funções da média amostral e da variância amostral. Essas derivações nos levarão às definições de algumas novas distribuições que desempenham papéis importantes em problemas de inferência estatística. Adicionalmente, estudaremos certas propriedades gerais de estimadores e suas distribuições amostrais.

Propósito da Distribuição Amostral

Exemplo 8.1.3 (Tempos de Vida de Componentes Eletrônicos)

Considere a empresa do Exemplo 7.1.1 que vende componentes eletrônicos. Eles modelam os tempos de vida desses componentes como variáveis aleatórias exponenciais i.i.d. com parâmetro θ , condicionais a θ . Eles modelam θ como tendo a distribuição gama com parâmetros 1 e 2. Agora, suponha que eles estão prestes a observar $n = 3$ tempos de vida, e que usarão a média a posteriori de θ como um estimador. De acordo com o Teorema 7.3.4, a distribuição a posteriori de θ será a distribuição gama com parâmetros $1 + 3 = 4$ e $2 + \sum_{i=1}^3 X_i$. A média a posteriori será então $\hat{\theta} = 4/(2 + \sum_{i=1}^3 X_i)$. Antes de observar os três tempos de vida, a empresa pode querer saber quão provável é que $\hat{\theta}$ esteja próximo de θ . Por exemplo, eles podem querer computar $\Pr(|\hat{\theta} - \theta| < 0.1)$. Além disso, outras partes interessadas, como clientes, podem estar interessadas no quão próximo o estimador estará de θ . Mas esses outros podem não desejar

atribuir a mesma distribuição a priori para θ . De fato, alguns deles podem desejar não atribuir nenhuma distribuição a priori. Veremos em breve que todas essas pessoas acharão útil determinar a distribuição amostral de $\hat{\theta}$. O que eles farão com essa distribuição amostral irá diferir, mas todos eles serão capazes de fazer uso da distribuição amostral.

No Exemplo 8.1.3, depois que a empresa observa os três tempos de vida, eles estarão interessados apenas na distribuição a posteriori de θ . Eles poderiam então computar a probabilidade a posteriori de que $|\hat{\theta} - \theta| < 0.1$. No entanto, antes que a amostra seja coletada, tanto $\hat{\theta}$ quanto θ são aleatórios e $\Pr(|\hat{\theta} - \theta| < 0.1)$ envolve a distribuição conjunta de $\hat{\theta}$ e θ . A distribuição amostral é meramente a distribuição condicional de $\hat{\theta}$ dado θ . Portanto, a lei da probabilidade total diz que

$$\Pr(|\hat{\theta} - \theta| < 0.1) = E \left[\Pr(|\hat{\theta} - \theta| < 0.1 | \theta) \right].$$

Dessa forma, a empresa faz uso da distribuição amostral de $\hat{\theta}$ como um cálculo intermediário no caminho para computar $\Pr(|\hat{\theta} - \theta| < 0.1)$.

Exemplo 8.1.4 (Tempos de Vida de Componentes Eletrônicos)

No Exemplo 8.1.3, a distribuição amostral de $\hat{\theta}$ não tem um nome, mas é fácil ver que $\hat{\theta}$ é uma função monotônica da estatística $T = \sum_{i=1}^3 X_i$, que tem a distribuição gama com parâmetros 3 e θ (condicional a θ). Assim, podemos computar a f.d.a. (função de distribuição acumulada) $F(\cdot | \theta)$ para a distribuição amostral de $\hat{\theta}$ a partir da f.d.a. $G(\cdot | \theta)$ da distribuição de T . Argumenta-se como se segue. Para $t > 0$,

$$\begin{aligned} F(t | \theta) &= \Pr(\hat{\theta} \leq t | \theta) \\ &= \Pr\left(\frac{4}{2+T} \leq t \mid \theta\right) \\ &= \Pr\left(T \geq \frac{4}{t} - 2 \mid \theta\right) \\ &= 1 - G\left(\frac{4}{t} - 2 \mid \theta\right). \end{aligned}$$

Para $t \leq 0$, $F(t | \theta) = 0$. A maioria dos pacotes estatísticos computacionais inclui a função G , que é a f.d.a. de uma distribuição gama. A empresa pode agora computar, para cada θ ,

$$\Pr(|\hat{\theta} - \theta| < 0.1 | \theta) = F(\theta + 0.1 | \theta) - F(\theta - 0.1 | \theta). \quad (5)$$

A Figura 8.1 mostra um gráfico dessa probabilidade como uma função de θ . Para completar o cálculo de $\Pr(|\hat{\theta} - \theta| < 0.1)$, devemos integrar a Equação (5)

com respeito à distribuição de θ , ou seja, a distribuição gama com parâmetros 1 e 2. Essa integral não pode ser resolvida de forma fechada e requer uma aproximação numérica. Uma tal aproximação seria uma simulação, que será discutida no Capítulo 12. Neste exemplo, a aproximação resulta em $\Pr(|\hat{\theta} - \theta| < 0.1) \approx 0.478$.

Também incluído na Fig. 8.1 está o cálculo de $\Pr(|\hat{\theta} - \theta| \leq 0.1|\theta)$ usando $\hat{\theta} = 3/T$, o E.M.V. de θ . A distribuição amostral do E.M.V. pode ser derivada no Exercício 9 no final desta seção. Note que a média a posteriori tem maior probabilidade de estar próxima de θ do que o E.M.V. quando θ está próximo da média da distribuição a priori. Quando θ está longe da média a priori, o E.M.V. tem maior probabilidade de estar próximo de θ .

Outro caso em que a distribuição amostral de um estimador é necessária é quando o estatístico deve decidir qual de dois ou mais experimentos disponíveis deve ser realizado a fim de obter o melhor estimador de θ . Por exemplo, se ela tiver que escolher o tamanho da amostra a ser usado em um experimento, ela tipicamente baseará sua decisão nas distribuições amostrais dos diferentes estimadores que poderiam ser usados para cada tamanho de amostra.

Como mencionado no final do Exemplo 8.1.3, existem estatísticos que não desejam atribuir uma distribuição a priori para θ . Esses estatísticos não seriam capazes de calcular uma distribuição a posteriori para θ . Em vez disso, eles baseariam todas as suas inferências estatísticas na distribuição amostral de quaisquer estimadores que escolhessem. Por exemplo, um estatístico que escolhesse usar o E.M.V. de θ no Exemplo 8.1.4 precisaria lidar com toda a curva na Fig. 8.1 correspondente ao E.M.V. a fim de decidir quão provável é que o E.M.V. esteja mais próximo de θ do que 0.1. Alternativamente, ela poderia escolher uma medida diferente de quão próximo o E.M.V. está de θ .

Exemplo 8.1.5 (Tempos de Vida de Componentes Eletrônicos)

Suponha que uma estatística escolha estimar θ pelo E.M.V., $\hat{\theta} = 3/T$, em vez da média a posteriori do Exemplo 8.1.4. Esta estatística pode não achar o gráfico da Fig. 8.1 muito útil, a menos que consiga decidir quais valores de θ são mais importantes a considerar. Em vez de calcular $\Pr(|\hat{\theta} - \theta| < 0.1|\theta)$, ela poderia computar

$$\Pr\left(\left|\frac{\hat{\theta}}{\theta} - 1\right| < 0.1 \mid \theta\right). \quad (6)$$

Esta é a probabilidade de que $\hat{\theta}$ esteja a menos de 10% do valor de θ . A probabilidade em (6) poderia ser computada a partir da distribuição amostral do E.M.V. Alternativamente, pode-se notar que $\hat{\theta}/\theta = 3/(\theta T)$, e a distribuição de θT é a distribuição gama com parâmetros 3 e 1. Portanto, $\hat{\theta}/\theta$ tem uma distribuição que não depende de θ . Segue-se que $\Pr(|\hat{\theta}/\theta - 1| < 0.1|\theta)$ é o mesmo número para todo θ . Na notação do Exemplo 8.1.4, a f.d.a. de θT é

$G(\cdot|1)$, e portanto

$$\begin{aligned}\Pr\left(\left|\frac{\hat{\theta}}{\theta} - 1\right| < 0.1 \middle| \theta\right) &= \Pr\left(\left|\frac{3}{\theta T} - 1\right| < 0.1 \middle| \theta\right) \\ &= \Pr\left(0.9 < \frac{3}{\theta T} < 1.1 \middle| \theta\right) \\ &= \Pr(2.73 < \theta T < 3.33 | \theta) \\ &= G(3.33|1) - G(2.73|1) = 0.134.\end{aligned}$$

A estatística pode agora afirmar que a probabilidade de o E.M.V. de θ estar a menos de 10% do valor de θ é 0.134, não importa qual seja o valor de θ .

A variável aleatória $\hat{\theta}/\theta$ no Exemplo 8.1.5 é um exemplo de uma *quantidade pivotal*, que será definida e usada extensivamente na Seção 8.5.

Exemplo 8.1.6 (Um Ensaio Clínico)

No Exemplo 8.1.1, encontramos a distribuição amostral de T , a proporção de pacientes sem recaída no grupo de imipramina. Usando essa distribuição, podemos desenhar um gráfico similar ao da Fig. 8.1. Isto é, para cada θ , podemos computar $\Pr(|T - \theta| < 0.1|\theta)$. O gráfico aparece na Fig. 8.2. Os saltos e a natureza cíclica do gráfico são devidos à natureza discreta da distribuição de T . A menor probabilidade é 0.7318 em $\theta = 0.5$. (Os pontos isolados que aparecem abaixo da parte principal do gráfico em θ igual a cada múltiplo de $1/40$ apareceriam igualmente distantes acima da parte principal do gráfico, se tivéssemos plotado $\Pr(|T - \theta| \leq 0.1|\theta)$ em vez de $\Pr(|T - \theta| < 0.1|\theta)$.)

Resumo

A distribuição amostral de um estimador $\hat{\theta}$ é a distribuição condicional do estimador dado o parâmetro. A distribuição amostral pode ser usada como um cálculo intermediário na avaliação das propriedades de um estimador de Bayes antes da observação dos dados. Mais comumente, a distribuição amostral é usada por aqueles estatísticos que preferem não usar distribuições a priori e a posteriori. Por exemplo, antes da amostra ser coletada, o estatístico pode usar a distribuição amostral de $\hat{\theta}$ para calcular a probabilidade de que $\hat{\theta}$ estará próximo de θ . Se essa probabilidade for alta para todo valor possível de θ , então o estatístico pode se sentir confiante de que o valor observado de $\hat{\theta}$ estará próximo de θ . Depois que os dados são observados e uma estimativa particular é obtida, o estatístico gostaria de continuar se sentindo confiante de que a estimativa particular tem probabilidade de estar próxima de θ , mesmo que probabilidades a posteriori explícitas não possam ser dadas. Não é sempre seguro tirar tal conclusão, no entanto, como ilustraremos ao final do Exemplo 8.5.11.

Exercícios

1. Suponha que uma amostra aleatória X_1, \dots, X_n seja retirada de uma distribuição uniforme no intervalo $[0, \theta]$ e que θ seja desconhecido. Quão grande deve ser a amostra aleatória para que

$$\Pr(|\max\{X_1, \dots, X_n\} - \theta| \leq 0.1\theta) \geq 0.95,$$

para todo θ possível?

2. Suponha que uma amostra aleatória seja retirada de uma distribuição normal com média desconhecida θ e desvio padrão 2. Quão grande deve ser a amostra aleatória para que $E_\theta(|\bar{X}_n - \theta|^2) \leq 0.1$ para todo valor possível de θ ?
3. Para as condições do Exercício 2, quão grande deve ser a amostra aleatória para que $E_\theta(|\bar{X}_n - \theta|) \leq 0.1$ para todo valor possível de θ ?
4. Para as condições do Exercício 2, quão grande deve ser a amostra aleatória para que $\Pr(|\bar{X}_n - \theta| \leq 0.1) \geq 0.95$ para todo valor possível de θ ?
5. Suponha que uma amostra aleatória seja retirada da distribuição de Bernoulli com parâmetro desconhecido p . Suponha também que se acredita que o valor de p está na vizinhança de 0.2. Quão grande deve ser a amostra aleatória para que $\Pr(|\bar{X}_n - p| \leq 0.1) \geq 0.75$ quando $p = 0.2$?
6. Para as condições do Exercício 5, use o teorema do limite central da Seção 6.3 para encontrar aproximadamente o tamanho de uma amostra aleatória que deve ser retirada para que $\Pr(|\bar{X}_n - p| \leq 0.1) \geq 0.95$ quando $p = 0.2$.
7. Para as condições do Exercício 5, quão grande deve ser a amostra aleatória para que $E_p(|\bar{X}_n - p|^2) \leq 0.01$ quando $p = 0.2$?
8. Para as condições do Exercício 5, quão grande deve ser a amostra aleatória para que $E_p(|\bar{X}_n - p|^2) \leq 0.01$ para todo valor possível de p ($0 \leq p \leq 1$)?
9. Seja X_1, \dots, X_n uma amostra aleatória da distribuição exponencial com parâmetro θ . Encontre a f.d.a. para a distribuição amostral do E.M.V. de θ . (O próprio E.M.V. foi encontrado no Exercício 7 da Seção 7.5.)

8.2 As Distribuições Qui-Quadrado

A família de distribuições qui-quadrado (χ^2) é uma subcoleção da família de distribuições gama. Essas distribuições gama especiais surgem como distribuições amostrais de estimadores de variância baseados em amostras aleatórias de uma distribuição normal.

Definição das Distribuições

Exemplo 8.2.1 (E.M.V. da Variância de uma Distribuição Normal)

Suponha que X_1, \dots, X_n formem uma amostra aleatória de uma distribuição normal com média conhecida μ e variância desconhecida σ^2 . O E.M.V. de σ^2 é encontrado no Exercício 6 da Seção 7.5. Ele é

$$\hat{\sigma}_0^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2.$$

As distribuições de $\hat{\sigma}_0^2$ e $\hat{\sigma}_0^2/\sigma^2$ são úteis em vários problemas estatísticos, e nós as derivaremos nesta seção.

Nesta seção, introduziremos e discutiremos uma classe particular de distribuições gama conhecidas como distribuições qui-quadrado (χ^2). Essas distribuições, que estão intimamente relacionadas a amostras aleatórias de uma distribuição normal, são amplamente aplicadas no campo da estatística. No restante deste livro, veremos como elas são aplicadas em muitos problemas importantes de inferência estatística. Nesta seção, apresentaremos a definição das distribuições χ^2 e algumas de suas propriedades matemáticas básicas.

Definição 8.2.1 (Distribuições χ^2)

Para cada número positivo m , a distribuição gama com parâmetros $\alpha = m/2$ e $\beta = 1/2$ é chamada de *distribuição χ^2 com m graus de liberdade*. (Veja a Definição 5.7.2 para a definição da distribuição gama com parâmetros α e β .)

É comum restringir os graus de liberdade m na Definição 8.2.1 a um número inteiro. No entanto, existem situações em que será útil que os graus de liberdade não sejam inteiros, então não faremos essa restrição.

Se uma variável aleatória X tem a distribuição χ^2 com m graus de liberdade, segue da Eq. (5.7.13) que a f.d.p. de X para $x > 0$ é

$$f(x) = \frac{1}{2^{m/2}\Gamma(m/2)} x^{(m/2)-1} e^{-x/2}. \quad (7)$$

Além disso, $f(x) = 0$ para $x \leq 0$.

Uma pequena tabela de quantis para a distribuição χ^2 para vários valores de p e vários graus de liberdade é fornecida no final deste livro. A maioria dos pacotes de software estatístico inclui funções para calcular a f.d.a. e a função de quantil de uma distribuição χ^2 arbitrária.

Segue-se da Definição 8.2.1, e pode ser visto na Eq. (7), que a distribuição χ^2 com dois graus de liberdade é a distribuição exponencial com parâmetro $1/2$ ou, equivalentemente, a distribuição exponencial para a qual a média é 2.

Assim, as três distribuições a seguir são todas a mesma: a distribuição gama com parâmetros $\alpha = 1$ e $\beta = 1/2$, a distribuição χ^2 com dois graus de liberdade, e a distribuição exponencial para a qual a média é 2.

Propriedades das Distribuições

As médias e variâncias das distribuições χ^2 seguem imediatamente do Teorema 5.7.5, e são dadas aqui sem prova.

Teorema 8.2.1 (Média e Variância)

Se uma variável aleatória X tem a distribuição χ^2 com m graus de liberdade, então $E(X) = m$ e $\text{Var}(X) = 2m$.

Além disso, segue da função geradora de momentos dada na Eq. (5.7.15) que a f.g.m. de X é

$$\psi(t) = \left(\frac{1}{1-2t} \right)^{m/2} \quad \text{para } t < \frac{1}{2}.$$

A propriedade da aditividade da distribuição χ^2 , que é apresentada sem prova no próximo teorema, segue diretamente do Teorema 5.7.7.

Teorema 8.2.2

Se as variáveis aleatórias X_1, \dots, X_k são independentes e se X_i tem a distribuição χ^2 com m_i graus de liberdade ($i = 1, \dots, k$), então a soma $X_1 + \dots + X_k$ tem a distribuição χ^2 com $m_1 + \dots + m_k$ graus de liberdade.

Vamos agora estabelecer a relação básica entre as distribuições χ^2 e a distribuição normal padrão.

Teorema 8.2.3

Seja X uma variável aleatória com a distribuição normal padrão. Então a variável aleatória $Y = X^2$ tem a distribuição χ^2 com um grau de liberdade.

Prova. Sejam $f(y)$ e $F(y)$ denotando, respectivamente, a f.d.p. e a f.d.a. de Y . Além disso, como X tem a distribuição normal padrão, vamos denotar por $\phi(x)$ e $\Phi(x)$ a f.d.p. e a f.d.a. de X . Então, para $y > 0$,

$$\begin{aligned} F(y) &= \Pr(Y \leq y) = \Pr(X^2 \leq y) = \Pr(-y^{1/2} \leq X \leq y^{1/2}) \\ &= \Phi(y^{1/2}) - \Phi(-y^{1/2}). \end{aligned}$$

Como $f(y) = F'(y)$ e $\phi(x) = \Phi'(x)$, segue-se da regra da cadeia para derivadas que

$$f(y) = \phi(y^{1/2}) \left(\frac{1}{2} y^{-1/2} \right) + \phi(-y^{1/2}) \left(\frac{1}{2} y^{-1/2} \right).$$

Além disso, como $\phi(y^{1/2}) = \phi(-y^{1/2}) = (2\pi)^{-1/2} e^{-y/2}$, segue-se agora que

$$f(y) = \frac{1}{(2\pi)^{1/2}} y^{-1/2} e^{-y/2} \quad \text{para } y > 0.$$

Comparando esta equação com a Eq. (8.2.1), vê-se que a f.d.p. de Y é de fato a f.d.p. da distribuição χ^2 com um grau de liberdade. ■

Podemos agora combinar o Teorema 8.2.3 com o Teorema 8.2.2 para obter o seguinte resultado, que fornece a principal razão pela qual a distribuição χ^2 é importante em estatística.

Corolário 8.2.1

Se as variáveis aleatórias X_1, \dots, X_m são i.i.d. com a distribuição normal padrão, então a soma dos quadrados $X_1^2 + \dots + X_m^2$ tem a distribuição χ^2 com m graus de liberdade. ■

Exemplo 8.2.2 (E.M.V. da Variância de uma Distribuição Normal)

No Exemplo 8.2.1, as variáveis aleatórias $Z_i = (X_i - \mu)/\sigma$ para $i = 1, \dots, n$ formam uma amostra aleatória da distribuição normal padrão. Segue-se do Corolário 8.2.1 que a distribuição de $\sum_{i=1}^n Z_i^2$ é a distribuição χ^2 com n graus de liberdade. É fácil ver que $\sum_{i=1}^n Z_i^2$ é precisamente o mesmo que $n\hat{\sigma}_0^2/\sigma^2$, que aparece no Exemplo 8.2.1. Portanto, a distribuição de $n\hat{\sigma}_0^2/\sigma^2$ é a distribuição χ^2 com n graus de liberdade. O leitor também deve ser capaz de ver que a distribuição de $\hat{\sigma}_0^2$ em si é a distribuição gama com parâmetros $n/2$ e $n/(2\sigma^2)$ (Exercício 13).

Exemplo 8.2.3 (Concentração de Ácido em Queijo)

Moore e McCabe (1999, p. D-1) descrevem um experimento conduzido na Austrália para estudar a relação entre o sabor e a composição química do queijo. Um químico cuja concentração pode afetar o sabor é o ácido láctico. Fabricantes de queijo que desejam uma base de clientes leais gostariam que o sabor fosse aproximadamente o mesmo cada vez que um cliente compra o queijo. A variação nas concentrações de químicos como o ácido láctico pode levar à variação no sabor do queijo. Suponha que modelemos a concentração de ácido láctico em vários pedaços de queijo como variáveis aleatórias normais

independentes com média μ e variância σ^2 . Estamos interessados em o quanto essas concentrações diferem do valor médio μ . Sejam X_1, \dots, X_k as concentrações em k pedaços, e seja $Z_i = (X_i - \mu)/\sigma$. Então

$$Y = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k |X_i - \mu|^2 = \frac{\sigma^2}{k} \sum_{i=1}^k Z_i^2$$

é uma medida de o quanto as k concentrações diferem de μ . Suponha que uma diferença de u ou mais na concentração de ácido láctico seja suficiente para causar uma diferença perceptível no sabor. Podemos então desejar calcular $\Pr(Y \leq u^2)$. De acordo com o Corolário 8.2.1, a distribuição de $W = kY/\sigma^2$ é χ^2 com k graus de liberdade. Portanto, $\Pr(Y \leq u^2) = \Pr(W \leq ku^2/\sigma^2)$.

Por exemplo, suponha que $\sigma^2 = 0.09$, e estamos interessados em $k = 10$ pedaços de queijo. Além disso, suponha que $u = 0.3$ é a diferença crítica de interesse. Podemos escrever

$$\Pr(Y \leq 0.3^2) = \Pr\left(W \leq \frac{10 \times 0.09}{0.09}\right) = \Pr(W \leq 10). \quad (8)$$

Usando a tabela de quantis da distribuição χ^2 com 10 graus de liberdade, vemos que 10 está entre os quantis 0.5 e 0.6. De fato, a probabilidade na Eq. (8.2.2) pode ser encontrada por software de computador como sendo igual a 0.56, então há uma chance de 44 por cento de que a diferença quadrática média entre a concentração de ácido láctico e a concentração média em 10 pedaços seja maior do que a quantidade desejada. Se essa probabilidade for muito grande, o fabricante pode desejar investir algum esforço na redução da variância da concentração de ácido láctico.

Resumo

A distribuição qui-quadrado com m graus de liberdade é a mesma que a distribuição gama com parâmetros $m/2$ e $1/2$. É a distribuição da soma dos quadrados de uma amostra de m variáveis aleatórias normais padrão independentes. A média da distribuição χ^2 com m graus de liberdade é m , e a variância é $2m$.

Exercícios

1. Suponha que amostremos 20 pedaços de queijo no Exemplo 8.2.3. Seja $T = \sum_{i=1}^{20} (X_i - \mu)^2/20$, onde X_i é a concentração de ácido láctico no i -ésimo pedaço. Suponha que $\sigma^2 = 0.09$. Qual número c satisfaz $\Pr(T \leq c) = 0.9$?
2. Encontre a moda da distribuição χ^2 com m graus de liberdade ($m = 1, 2, \dots$).

3. Esboce a f.d.p. da distribuição χ^2 com m graus de liberdade para cada um dos seguintes valores de m . Localize a média, a mediana e a moda em cada esboço. (a) $m = 1$; (b) $m = 2$; (c) $m = 3$; (d) $m = 4$.
4. Suponha que um ponto (X, Y) seja escolhido ao acaso no plano xy , onde X e Y são variáveis aleatórias independentes e cada uma tem a distribuição normal padrão. Se um círculo for desenhado no plano xy com seu centro na origem, qual é o raio do menor círculo que pode ser escolhido para que haja uma probabilidade de 0.99 de que o ponto (X, Y) esteja dentro do círculo?
5. Suponha que um ponto (X, Y, Z) seja escolhido ao acaso no espaço tridimensional, onde X , Y e Z são variáveis aleatórias independentes e cada uma tem a distribuição normal padrão. Qual é a probabilidade de que a distância da origem ao ponto seja menor que 1 unidade?
6. Quando o movimento de uma partícula microscópica em um líquido ou gás é observado, percebe-se que o movimento é irregular porque a partícula colide frequentemente com outras partículas. O modelo de probabilidade para esse movimento, que é chamado de *movimento Browniano*, é o seguinte: Um sistema de coordenadas é escolhido no líquido ou gás. Suponha que a partícula esteja na origem deste sistema de coordenadas no tempo $t = 0$, e sejam (X, Y, Z) as coordenadas da partícula em qualquer tempo $t > 0$. As variáveis aleatórias X , Y e Z são i.i.d., e cada uma delas tem a distribuição normal com média 0 e variância $\sigma^2 t$. Encontre a probabilidade de que no tempo $t = 2$ a partícula esteja dentro de uma esfera cujo centro está na origem e cujo raio é 4σ .
7. Suponha que as variáveis aleatórias X_1, \dots, X_n são independentes, e cada variável aleatória X_i tem uma f.d.a. contínua F_i . Além disso, seja a variável aleatória Y definida pela relação $Y = -2 \sum_{i=1}^n \log F_i(X_i)$. Mostre que Y tem a distribuição χ^2 com $2n$ graus de liberdade.
8. Suponha que X_1, \dots, X_n formem uma amostra aleatória da distribuição uniforme no intervalo $[0, 1]$, e seja W a amplitude da amostra, como definido no Exemplo 3.9.7. Além disso, seja $g_n(x)$ a f.d.p. da variável aleatória $2n(1 - W)$, e seja $g(x)$ a f.d.p. da distribuição χ^2 com quatro graus de liberdade. Mostre que

$$\lim_{n \rightarrow \infty} g_n(x) = g(x) \quad \text{para } x > 0.$$

9. Suponha que X_1, \dots, X_n formem uma amostra aleatória da distribuição normal com média μ e variância σ^2 . Encontre a distribuição de

$$\frac{n(\bar{X}_n - \mu)^2}{\sigma^2}.$$

10. Suponha que seis variáveis aleatórias X_1, \dots, X_6 formem uma amostra aleatória da distribuição normal padrão, e seja

$$Y = (X_1 + X_2 + X_3)^2 + (X_4 + X_5 + X_6)^2.$$

Determine um valor de c tal que a variável aleatória cY terá uma distribuição χ^2 .

11. Se uma variável aleatória X tem a distribuição χ^2 com m graus de liberdade, então a distribuição de $X^{1/2}$ é chamada de *distribuição qui* (χ) com m graus de liberdade. Determine a média desta distribuição.
12. Considere novamente a situação descrita no Exemplo 8.2.3. Quão pequeno precisaria ser σ^2 para que $\Pr(Y \leq 0.09) \geq 0.9$?
13. Prove que a distribuição de $\hat{\sigma}_0^2$ nos Exemplos 8.2.1 e 8.2.2 é a distribuição gama com parâmetros $n/2$ e $n/(2\sigma^2)$.

8.3 Distribuição Conjunta da Média Amostral e Variância Amostral

Suponha que nossos dados formem uma amostra aleatória de uma distribuição normal. A média amostral $\hat{\mu}$ e a variância amostral $\hat{\sigma}^2$ são estatísticas importantes que são calculadas a fim de estimar os parâmetros da distribuição normal. Suas distribuições marginais nos ajudam a entender quão bom cada um deles é como um estimador do parâmetro correspondente. No entanto, a distribuição marginal de $\hat{\mu}$ depende de σ . A distribuição conjunta de $\hat{\mu}$ e $\hat{\sigma}^2$ nos permitirá fazer inferências sobre μ sem referência a σ .

Suponha que X_1, \dots, X_n formem uma amostra aleatória de uma distribuição normal com média desconhecida μ e variância desconhecida σ^2 . Então, como foi mostrado no Exemplo 7.5.6, os E.M.V.'s de μ e σ^2 são a média amostral \bar{X}_n e a variância amostral $(1/n) \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2$. Nesta seção, derivaremos a distribuição conjunta desses dois estimadores.

Já sabemos, pelo Corolário 5.6.2, que a média amostral em si tem a distribuição normal com média μ e variância σ^2/n . Estabeleceremos a propriedade notável de que a média amostral e a variância amostral são variáveis aleatórias independentes, embora ambas sejam funções das mesmas variáveis aleatórias X_1, \dots, X_n . Além disso, mostraremos que, exceto por um fator de escala, a variância amostral tem a distribuição χ^2 com $n - 1$ graus de liberdade. Mais precisamente, mostraremos que a variável aleatória $\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2 / \sigma^2$ tem a distribuição χ^2 com $n - 1$ graus de liberdade. Este resultado é também uma propriedade bastante surpreendente de amostras aleatórias de uma distribuição normal, como indica a discussão a seguir.

Como as variáveis aleatórias X_1, \dots, X_n são independentes, e como cada uma tem a distribuição normal com média μ e variância σ^2 , as variáveis aleatórias $(X_1 - \mu)/\sigma, \dots, (X_n - \mu)/\sigma$ também são independentes, e cada uma dessas

variáveis tem a distribuição normal padrão. Segue-se do Corolário 8.2.1 que a soma de seus quadrados $\sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2 / \sigma^2$ tem a distribuição χ^2 com n graus de liberdade. Portanto, a propriedade surpreendente mencionada no parágrafo anterior é que, se a média populacional μ for substituída pela média amostral \bar{X}_n nesta soma de quadrados, o efeito é simplesmente reduzir os graus de liberdade na distribuição χ^2 de n para $n - 1$. Em resumo, estabeleceremos o seguinte teorema.

Independência da Média Amostral e da Variância Amostral

Exemplo 8.3.1 (Chuva de Nuvens Semeadas)

Simpson, Olsen e Eden (1975) descrevem um experimento no qual uma amostra aleatória de 26 nuvens foi semeada com nitrato de prata para ver se elas produziam mais chuva do que nuvens não semeadas. Suponha que, em uma escala logarítmica, as nuvens não semeadas produziam tipicamente uma chuva média de 4. Ao comparar a média das nuvens semeadas com a média não semeada, pode-se naturalmente ver o quão distante a precipitação logarítmica média das nuvens semeadas, $\hat{\mu}$, está de 4. Mas a variação na precipitação dentro da amostra também é importante. Por exemplo, se alguém comparasse duas amostras diferentes de nuvens semeadas, esperaria que as precipitações médias nas duas amostras fossem diferentes apenas devido à variação entre as nuvens. Para ter confiança de que a semeadura das nuvens realmente produziu mais chuva, gostaríamos que a precipitação logarítmica média excedesse 4 por uma grande quantidade em comparação com a variação entre as amostras, que está intimamente relacionada à variação dentro das amostras. Como não conhecemos a variância para nuvens semeadas, calculamos a variância amostral $\hat{\sigma}^2$. Comparar $\hat{\mu} - 4$ com $\hat{\sigma}^2$ requer que consideremos a distribuição conjunta da média amostral e da variância amostral.

Teorema 8.3.1

Suponha que X_1, \dots, X_n formem uma amostra aleatória de uma distribuição normal com média μ e variância σ^2 . Então a média amostral \bar{X}_n e a variância amostral $(1/n) \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2$ são variáveis aleatórias independentes, \bar{X}_n tem a distribuição normal com média μ e variância σ^2/n , e $\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2 / \sigma^2$ tem a distribuição χ^2 com $n - 1$ graus de liberdade.

Além disso, pode-se mostrar que a média amostral e a variância amostral são independentes *apenas* quando a amostra aleatória é retirada de uma distribuição normal. Não consideraremos este resultado adiante neste livro. No entanto, ele

ênfatiza o fato de que a independência da média amostral e da variância amostral é de fato uma propriedade notável de amostras de uma distribuição normal.

A prova do Teorema 8.3.1 faz uso de transformações de várias variáveis, como descrito na Seção 3.9, e das propriedades de matrizes ortogonais. A prova aparece no final desta seção.

Exemplo 8.3.2 (Chuva de Nuvens Semeadas)

A Figura 8.3 é um histograma dos logaritmos das precipitações das nuvens semeadas no Exemplo 8.3.1. Suponha que esses logaritmos X_1, \dots, X_{26} sejam modelados como variáveis aleatórias normais i.i.d. com média μ e variância σ^2 . Se estivermos interessados em quanta variação existe na precipitação entre as nuvens semeadas, podemos calcular a variância amostral $\hat{\sigma}^2 = \sum_{i=1}^{26} (X_i - \bar{X}_n)^2 / 26$. A distribuição de $U = 26\hat{\sigma}^2 / \sigma^2$ é a distribuição χ^2 com 25 graus de liberdade. Podemos usar essa distribuição para nos dizer quão provável é que $\hat{\sigma}^2$ superestime ou subestime σ^2 em várias quantidades. Por exemplo, a tabela de χ^2 neste livro diz que o quantil 0.25 da distribuição χ^2 com 25 graus de liberdade é 19.94, então $\Pr(U \leq 19.94) = 0.25$.

Segue-se que

$$0.25 = \Pr\left(\frac{\hat{\sigma}^2}{\sigma^2} \leq \frac{19.94}{26}\right) = \Pr(\hat{\sigma}^2 \leq 0.77\sigma^2). \quad (9)$$

Isto é, há uma probabilidade de 0.25 de que $\hat{\sigma}^2$ subestime σ^2 em 23 por cento ou mais. O valor observado de $\hat{\sigma}^2$ é 2.460 neste exemplo. A probabilidade calculada na Eq. (8.3.1) não tem nada a ver com o quão longe 2.460 está de σ^2 . A Eq. (8.3.1) nos diz a probabilidade (antes de observar os dados) de que $\hat{\sigma}^2$ estaria pelo menos 23% abaixo de σ^2 .

Estimação da Média e do Desvio Padrão

Assumiremos que X_1, \dots, X_n formam uma amostra aleatória de uma distribuição normal com média desconhecida μ e desvio padrão desconhecido σ . Além disso, como de costume, denotaremos os E.M.V.'s de μ e σ por $\hat{\mu}$ e $\hat{\sigma}$. Assim,

$$\hat{\mu} = \bar{X}_n \quad \text{e} \quad \hat{\sigma} = \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2 \right)^{1/2}.$$

Note que $\hat{\sigma}^2 = \hat{\sigma}^2$, o E.M.V. de σ^2 . No restante deste livro, ao nos referirmos ao E.M.V. de σ^2 , usaremos o que for mais conveniente, $\hat{\sigma}^2$ ou $\hat{\sigma}^2$. Como uma ilustração da aplicação do Teorema 8.3.1, vamos agora determinar o menor tamanho de amostra possível n tal que a seguinte relação será satisfeita:

$$\Pr\left(|\hat{\mu} - \mu| \leq \frac{1}{5}\sigma \quad \text{e} \quad |\hat{\sigma} - \sigma| \leq \frac{1}{5}\sigma\right) \geq \frac{1}{2}. \quad (10)$$

Em outras palavras, determinaremos o tamanho mínimo de amostra n para o qual a probabilidade será de pelo menos $1/2$ de que nem $\hat{\mu}$ nem $\hat{\sigma}$ difiram do valor desconhecido que está estimando por mais de $(1/5)\sigma$.

Devido à independência de $\hat{\mu}$ e $\hat{\sigma}$, a relação (8.3.2) pode ser reescrita da seguinte forma:

$$\Pr\left(|\hat{\mu} - \mu| < \frac{1}{5}\sigma\right) \Pr\left(|\hat{\sigma} - \sigma| < \frac{1}{5}\sigma\right) \geq \frac{1}{2}. \quad (11)$$

Se denotarmos por p_1 a primeira probabilidade do lado esquerdo da relação (8.3.3), e seja U uma variável aleatória com a distribuição normal padrão, essa probabilidade pode ser escrita da seguinte forma:

$$p_1 = \Pr\left(\frac{\sqrt{n}|\hat{\mu} - \mu|}{\sigma} < \frac{1}{5}\sqrt{n}\right) = \Pr\left(|U| < \frac{1}{5}\sqrt{n}\right).$$

Similarmente, se denotarmos por p_2 a segunda probabilidade do lado esquerdo da relação (8.3.3), e seja $V = n\hat{\sigma}^2/\sigma^2$, esta probabilidade pode ser escrita da seguinte forma:

$$\begin{aligned} p_2 &= \Pr\left(0.8 < \frac{\hat{\sigma}}{\sigma} < 1.2\right) = \Pr\left(0.64n < \frac{n\hat{\sigma}^2}{\sigma^2} < 1.44n\right) \\ &= \Pr(0.64n < V < 1.44n). \end{aligned}$$

Pelo Teorema 8.3.1, a variável aleatória V tem a distribuição χ^2 com $n - 1$ graus de liberdade.

Para cada valor específico de n , os valores de p_1 e p_2 podem ser encontrados, pelo menos aproximadamente, a partir da tabela da distribuição normal padrão e da tabela da distribuição χ^2 fornecidas no final deste livro. Em particular, depois de vários valores de n terem sido tentados, será encontrado que para $n = 21$ os valores de p_1 e p_2 são $p_1 = 0.64$ e $p_2 = 0.78$. Portanto, $p_1 p_2 = 0.50$, e segue-se que a relação (8.3.2) será satisfeita para $n = 21$.

Prova do Teorema 8.3.1

Já sabíamos, pelo Corolário 5.6.2, que a distribuição da média amostral é a indicada no Teorema 8.3.1. O que resta provar é a distribuição declarada da variância amostral e a independência da média amostral e da variância amostral.

Matrizes Ortogonais

Começamos com algumas propriedades de matrizes ortogonais que são essenciais para a prova.

Definição 8.3.1 (Matriz Ortogonal)

Diz-se que uma matriz $n \times n$ A é *ortogonal* se $A^{-1} = A'$, onde A' é a transposta de A .

Em outras palavras, uma matriz A é ortogonal se e somente se $AA' = A'A = I$, onde I é a matriz identidade $n \times n$. Segue-se desta propriedade que uma matriz é ortogonal se e somente se a soma dos quadrados dos elementos em cada linha é 1 e a soma dos produtos dos elementos correspondentes em cada par de linhas distintas é 0. Alternativamente, uma matriz é ortogonal se e somente se a soma dos quadrados dos elementos em cada coluna é 1 e a soma dos produtos dos elementos correspondentes em cada par de colunas distintas é 0.

Propriedades das Matrizes Ortogonais Vamos agora derivar duas propriedades importantes de matrizes ortogonais.

Teorema 8.3.2

O determinante é 1. Se A é ortogonal, então $|\det A| = 1$.

Prova. Para provar este resultado, deve-se recordar que $\det A = \det A'$ para toda matriz quadrada A . Recorde-se também que $\det(AB) = (\det A)(\det B)$ para matrizes quadradas A e B . Portanto,

$$\det(AA') = (\det A)(\det A') = (\det A)^2.$$

Além disso, se A é ortogonal, então $AA' = I$, e segue que

$$\det(AA') = \det I = 1.$$

Logo, $(\det A)^2 = 1$ ou, equivalentemente, $|\det A| = 1$. ■

Teorema 8.3.3

O Comprimento ao Quadrado é Preservado. Considere dois vetores aleatórios n -dimensionais

$$X = \begin{bmatrix} X_1 \\ \vdots \\ X_n \end{bmatrix} \quad \text{e} \quad Y = \begin{bmatrix} Y_1 \\ \vdots \\ Y_n \end{bmatrix},$$

e suponha que $Y = AX$, onde A é uma matriz ortogonal. Então

$$\sum_{i=1}^n Y_i^2 = \sum_{i=1}^n X_i^2.$$

Prova. Este resultado segue do fato de que $A'A = I$, porque

$$\sum_{i=1}^n Y_i^2 = Y'Y = (X'A')AX = X'X = \sum_{i=1}^n X_i^2. \quad \blacksquare$$

A multiplicação de um vetor X por uma matriz ortogonal A corresponde a uma rotação de X no espaço n -dimensional, possivelmente seguida pela troca dos sinais de algumas coordenadas. Nenhuma dessas operações pode alterar o comprimento do vetor original X , e esse comprimento é igual a $(\sum_{i=1}^n X_i^2)^{1/2}$.

Juntas, essas duas propriedades de matrizes ortogonais implicam que se um vetor aleatório Y é obtido de um vetor aleatório X por uma transformação linear ortogonal $Y = AX$, então o valor absoluto do Jacobiano da transformação é 1 e $\sum_{i=1}^n Y_i^2 = \sum_{i=1}^n X_i^2$. Combinamos os Teoremas 8.3.2 e 8.3.3 para obter um fato útil sobre transformações ortogonais de uma amostra aleatória de variáveis aleatórias normais padrão.

Teorema 8.3.4

Suponha que as variáveis aleatórias X_1, \dots, X_n sejam i.i.d. e cada uma tenha a distribuição normal padrão. Suponha também que A seja uma matriz ortogonal $n \times n$, e $Y = AX$. Então as variáveis aleatórias Y_1, \dots, Y_n também são i.i.d., cada uma também tem a distribuição normal padrão, e $\sum_{i=1}^n X_i^2 = \sum_{i=1}^n Y_i^2$.

Prova. A f.d.p. conjunta de X_1, \dots, X_n é a seguinte, para $-\infty < x_i < \infty$ ($i = 1, \dots, n$):

$$f_n(\mathbf{x}) = \frac{1}{(2\pi)^{n/2}} \exp\left(-\frac{1}{2} \sum_{i=1}^n x_i^2\right).$$

Se A é uma matriz ortogonal $n \times n$, e as variáveis aleatórias Y_1, \dots, Y_n são definidas pela relação $Y = AX$, onde os vetores X e Y são como especificado na Eq. (8.3.4), esta é uma transformação linear, então a f.d.p. conjunta de Y_1, \dots, Y_n é obtida da Eq. (3.9.20) e é igual a

$$g_n(\mathbf{y}) = \frac{1}{|\det A|} f_n(A^{-1}\mathbf{y}).$$

Seja $\mathbf{x} = A^{-1}\mathbf{y}$. Como A é ortogonal, $|\det A| = 1$ e $\sum_{i=1}^n y_i^2 = \sum_{i=1}^n x_i^2$, como acabamos de provar. Então,

$$g_n(\mathbf{y}) = \frac{1}{(2\pi)^{n/2}} \exp\left(-\frac{1}{2} \sum_{i=1}^n y_i^2\right).$$

Pode-se ver pela Eq. (8.3.7) que a f.d.p. conjunta de Y_1, \dots, Y_n é exatamente a mesma que a f.d.p. conjunta de X_1, \dots, X_n . ■

Prova do Teorema 8.3.1

Amostras Aleatórias da Distribuição Normal Padrão Começaremos provando o Teorema 8.3.1 sob a suposição de que X_1, \dots, X_n formam uma

amostra aleatória da distribuição normal padrão. Considere o vetor linha n -dimensional \mathbf{u} , no qual cada um dos n componentes tem o valor $1/\sqrt{n}$:

$$\mathbf{u} = \left[\frac{1}{\sqrt{n}} \cdots \frac{1}{\sqrt{n}} \right].$$

Como a soma dos quadrados dos n componentes do vetor \mathbf{u} é 1, é possível construir uma matriz ortogonal A tal que os componentes do vetor \mathbf{u} formem a primeira linha de A . Esta construção, chamada de *método de Gram-Schmidt*, é descrita em livros didáticos sobre álgebra linear, como Cullen (1972), e não será discutida aqui. Assumiremos que tal matriz A foi construída, e definiremos novamente as variáveis aleatórias Y_1, \dots, Y_n pela transformação $Y = AX$.

Como os componentes de \mathbf{u} formam a primeira linha de A , segue que

$$Y_1 = \mathbf{u}X = \sum_{i=1}^n \frac{1}{\sqrt{n}} X_i = \sqrt{n} \bar{X}_n.$$

Além disso, pelo Teorema 8.3.4, $\sum_{i=1}^n X_i^2 = \sum_{i=1}^n Y_i^2$. Portanto,

$$\sum_{i=2}^n Y_i^2 = \sum_{i=1}^n Y_i^2 - Y_1^2 = \sum_{i=1}^n X_i^2 - n\bar{X}_n^2 = \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2.$$

Obtivemos assim a relação

$$\sum_{i=2}^n Y_i^2 = \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2.$$

Sabe-se do Teorema 8.3.4 que as variáveis aleatórias Y_1, \dots, Y_n são independentes. Portanto, as duas variáveis aleatórias Y_1 e $\sum_{i=2}^n Y_i^2$ são independentes, e segue-se das Eqs. (8.3.9) e (8.3.10) que \bar{X}_n e $\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2$ são independentes. Além disso, sabe-se do Teorema 8.3.4 que as $n-1$ variáveis aleatórias Y_2, \dots, Y_n são i.i.d., e que cada uma dessas variáveis aleatórias tem a distribuição normal padrão. Portanto, pelo Corolário 8.2.1, a variável aleatória $\sum_{i=2}^n Y_i^2$ tem a distribuição χ^2 com $n-1$ graus de liberdade. Segue-se da Eq. (8.3.10) que $\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2$ também tem a distribuição χ^2 com $n-1$ graus de liberdade.

Amostras Aleatórias de uma Distribuição Normal Arbitrária Até agora, na prova do Teorema 8.3.1, consideramos apenas amostras aleatórias da distribuição normal padrão. Suponha agora que as variáveis aleatórias X_1, \dots, X_n formem uma amostra aleatória de uma distribuição normal arbitrária com média μ e variância σ^2 .

Se definirmos $Z_i = (X_i - \mu)/\sigma$ para $i = 1, \dots, n$, então as variáveis aleatórias Z_1, \dots, Z_n são independentes, e cada uma tem a distribuição normal padrão. Em outras palavras, a distribuição conjunta de Z_1, \dots, Z_n é a mesma que a distribuição conjunta de uma amostra aleatória da distribuição normal padrão. Segue-se dos resultados que acabamos de obter que \bar{Z}_n e $\sum_{i=1}^n (Z_i - \bar{Z}_n)^2$ são

independentes, e $\sum_{i=1}^n (Z_i - \bar{Z}_n)^2$ tem a distribuição χ^2 com $n - 1$ graus de liberdade. No entanto, $\bar{Z}_n = (\bar{X}_n - \mu)/\sigma$ e

$$\sum_{i=1}^n (Z_i - \bar{Z}_n)^2 = \frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2.$$

Concluimos agora que a média amostral \bar{X}_n e a variância amostral $(1/n) \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2$ são independentes, e que a variável aleatória no lado direito da Eq. (8.3.11) tem a distribuição χ^2 com $n - 1$ graus de liberdade. Todos os resultados declarados no Teorema 8.3.1 foram agora estabelecidos.

Resumo

Seja X_1, \dots, X_n uma amostra aleatória da distribuição normal com média μ e variância σ^2 . Então a média amostral $\hat{\mu} = \bar{X}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$ e a variância amostral $\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2$ são variáveis aleatórias independentes. Além disso, $\hat{\mu}$ tem a distribuição normal com média μ e variância σ^2/n , e $n\hat{\sigma}^2/\sigma^2$ tem uma distribuição qui-quadrado com $n - 1$ graus de liberdade.

Exercícios

1. Assuma que X_1, \dots, X_n formam uma amostra aleatória de uma distribuição normal com média μ e variância σ^2 . Mostre que $\hat{\sigma}^2$ tem a distribuição gama com parâmetros $(n - 1)/2$ e $n/(2\sigma^2)$.

2. Determine se cada uma das cinco matrizes a seguir é ortogonal ou não:

$$\text{a. } \begin{bmatrix} 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \\ 1 & 0 & 0 \end{bmatrix} \quad \text{b. } \begin{bmatrix} 0.8 & 0 & 0.6 \\ -0.6 & 0 & 0.8 \\ 0 & -1 & 0 \end{bmatrix} \quad \text{c. } \begin{bmatrix} 0.8 & 0 & 0.6 \\ -0.6 & 0 & 0.8 \\ 0 & 0.5 & 0 \end{bmatrix}$$

$$\text{d. } \begin{bmatrix} -1/\sqrt{3} & 1/\sqrt{3} & 1/\sqrt{3} \\ 1/\sqrt{3} & -1/\sqrt{3} & 1/\sqrt{3} \\ 1/\sqrt{3} & 1/\sqrt{3} & -1/\sqrt{3} \end{bmatrix} \quad \text{e. } \begin{bmatrix} 1/2 & 1/2 & 1/2 & 1/2 \\ -1/2 & -1/2 & 1/2 & 1/2 \\ -1/2 & 1/2 & -1/2 & 1/2 \\ -1/2 & 1/2 & 1/2 & -1/2 \end{bmatrix}$$

3. **a.** Construa uma matriz ortogonal 2×2 para a qual a primeira linha é a seguinte:

$$[1/\sqrt{2} \quad 1/\sqrt{2}].$$

- b.** Construa uma matriz ortogonal 3×3 para a qual a primeira linha é a seguinte:

$$[1/\sqrt{3} \quad 1/\sqrt{3} \quad 1/\sqrt{3}].$$

4. Suponha que as variáveis aleatórias X_1, X_2 e X_3 sejam i.i.d., e que cada uma tenha a distribuição normal padrão. Além disso, suponha que

$$\begin{aligned} Y_1 &= 0.8X_1 + 0.6X_2, \\ Y_2 &= \sqrt{2}(0.3X_1 - 0.4X_2 - 0.5X_3), \\ Y_3 &= \sqrt{2}(0.3X_1 - 0.4X_2 + 0.5X_3). \end{aligned}$$

Encontre a distribuição conjunta de Y_1, Y_2 e Y_3 .

5. Suponha que as variáveis aleatórias X_1 e X_2 são independentes, e que cada uma tem a distribuição normal com média μ e variância σ^2 . Prove que as variáveis aleatórias $X_1 + X_2$ e $X_1 - X_2$ são independentes.

6. Suponha que X_1, \dots, X_n formem uma amostra aleatória da distribuição normal com média μ e variância σ^2 . Assumindo que o tamanho da amostra n é 16, determine os valores das seguintes probabilidades:

- a. $\Pr \left[\frac{1}{2}\sigma^2 \leq \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2 \leq 2\sigma^2 \right]$
- b. $\Pr \left[\frac{1}{2}\sigma^2 \leq \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2 \leq 2\sigma^2 \right]$

7. Suponha que X_1, \dots, X_n formem uma amostra aleatória da distribuição normal com média μ e variância σ^2 , e seja $\hat{\sigma}^2$ a variância amostral. Determine os menores valores de n para os quais as seguintes relações são satisfeitas:

- a. $\Pr \left(\frac{\hat{\sigma}^2}{\sigma^2} \leq 1.5 \right) \geq 0.95$
- b. $\Pr (|\hat{\sigma}^2 - \sigma^2| \leq \frac{1}{2}\sigma^2) \geq 0.8$

8. Suponha que X tenha a distribuição χ^2 com 200 graus de liberdade. Explique por que o teorema do limite central pode ser usado para determinar o valor aproximado de $\Pr(160 < X < 240)$ e encontre este valor aproximado.

9. Suponha que cada um de dois estatísticos, A e B , independentemente, colete uma amostra aleatória de 20 observações de uma distribuição normal com média desconhecida μ e variância conhecida 4. Suponha também que o estatístico A encontre a variância amostral em sua amostra aleatória como sendo 3.8, e o estatístico B encontre a variância amostral em sua amostra aleatória como sendo 9.4. Para qual amostra aleatória a média amostral tem maior probabilidade de estar mais próxima do valor desconhecido de μ ?

8.4 As Distribuições t

Quando nossos dados são uma amostra da distribuição normal com média μ e variância σ^2 , a distribuição de $Z = n^{1/2}(\hat{\mu} - \mu)/\sigma$ é a distribuição normal padrão, onde $\hat{\mu}$ é a média amostral. Se σ^2 é desconhecido, podemos substituir σ

por um estimador (similar ao E.M.V.) na fórmula para Z . A variável aleatória resultante tem a distribuição t com $n - 1$ graus de liberdade e é útil para fazer inferências apenas sobre μ mesmo quando ambos μ e σ^2 são desconhecidos.

Definição das Distribuições

Exemplo 8.4.1 (Chuva de Nuvens Semeadas)

Considere a mesma amostra de medições de log-precipitação de 26 nuvens semeadas do Exemplo 8.3.2. Suponha agora que estamos interessados em quão longe a média amostral \bar{X}_n dessas medições está da média μ . Sabemos que $n^{1/2}(\bar{X}_n - \mu)/\sigma$ tem a distribuição normal padrão, mas não conhecemos σ . Se substituirmos σ por um estimador $\hat{\sigma}$, como o E.M.V., ou algo similar, qual é a distribuição de $n^{1/2}(\bar{X}_n - \mu)/\hat{\sigma}$, e como podemos usar essa variável aleatória para fazer inferências sobre μ ?

Nesta seção, introduziremos e discutiremos outra família de distribuições, chamadas de distribuições t , que estão intimamente relacionadas a amostras aleatórias de uma distribuição normal. As distribuições t , assim como as distribuições χ^2 , têm sido amplamente aplicadas em importantes problemas de inferência estatística. As distribuições t também são conhecidas como distribuições de Student (ver Student, 1908), em homenagem a W. S. Gosset, que publicou seus estudos desta distribuição em 1908 sob o pseudônimo de "Student". As distribuições são definidas da seguinte forma.

Definição 8.4.1 (Distribuições t)

Considere duas variáveis aleatórias independentes Y e Z , tais que Y tem a distribuição χ^2 com m graus de liberdade e Z tem a distribuição normal padrão. Suponha que uma variável aleatória X é definida pela equação

$$X = \frac{Z}{(Y/m)^{1/2}}. \quad (12)$$

Então a distribuição de X é chamada de *distribuição t* com m graus de liberdade.

A derivação da f.d.p. (função densidade de probabilidade) da distribuição t com m graus de liberdade faz uso dos métodos da Seção 3.9 e será dada no final desta seção. Mas enunciamos o resultado aqui.

Teorema 8.4.1 (Função Densidade de Probabilidade)

A f.d.p. da distribuição t com m graus de liberdade é

$$\frac{\Gamma\left(\frac{m+1}{2}\right)}{(m\pi)^{1/2}\Gamma\left(\frac{m}{2}\right)} \left(1 + \frac{x^2}{m}\right)^{-(m+1)/2} \quad \text{para } -\infty < x < \infty. \quad (13)$$

Momentos das Distribuições t

Embora a média da distribuição t não exista quando $m \leq 1$, a média existe para todo valor de $m > 1$. Obviamente, sempre que a média existe, seu valor é 0 por causa da simetria da distribuição t .

Em geral, se uma variável aleatória X tem a distribuição t com m graus de liberdade ($m > 1$), então pode-se mostrar que $E(|X|^k) < \infty$ para $k < m$ e que $E(|X|^k) = \infty$ para $k \geq m$. Se m é um inteiro, os primeiros $m - 1$ momentos de X existem, mas nenhum momento de ordem superior existe. Segue-se, portanto, que a f.g.m. (função geradora de momentos) de X não existe.

Pode-se mostrar (veja o Exercício 1 no final desta seção) que se X tem a distribuição t com m graus de liberdade ($m > 2$), então $\text{Var}(X) = m/(m - 2)$.

Relação com Amostras Aleatórias de uma Distribuição Normal

Exemplo 8.4.2 (Chuva de Nuvens Semeadas)

Retorne ao Exemplo 8.4.1. Já vimos que $Z = n^{1/2}(\bar{X}_n - \mu)/\sigma$ tem a distribuição normal padrão. Além disso, o Teorema 8.3.1 diz que \bar{X}_n (e, portanto, Z) é independente de $Y = n\hat{\sigma}^2/\sigma^2$, que tem a distribuição χ^2 com $n - 1$ graus de liberdade. Segue-se que $Z/(Y/[n - 1])^{1/2}$ tem a distribuição t com $n - 1$ graus de liberdade. Mostraremos como usar este fato após enunciar a versão geral deste resultado.

Teorema 8.4.2

Suponha que X_1, \dots, X_n formem uma amostra aleatória de uma distribuição normal com média μ e variância σ^2 . Seja \bar{X}_n a média amostral, e defina

$$\sigma' = \left[\frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2}{n - 1} \right]^{1/2}. \quad (14)$$

Então $n^{1/2}(\bar{X}_n - \mu)/\sigma'$ tem a distribuição t com $n - 1$ graus de liberdade.

Prova. Defina $S_n^2 = \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2$. Em seguida, defina $Z = n^{1/2}(\bar{X}_n - \mu)/\sigma$ e $Y = S_n^2/\sigma^2$. Segue-se do Teorema 8.3.1 que Y e Z são independentes, Y tem a distribuição χ^2 com $n - 1$ graus de liberdade, e Z tem a distribuição normal padrão. Finalmente, defina U por

$$U = \frac{Z}{\left(\frac{Y}{n-1}\right)^{1/2}}.$$

Segue-se da definição da distribuição t que U tem a distribuição t com $n - 1$ graus de liberdade. É facilmente visto que U pode ser reescrito como

$$U = \frac{n^{1/2}(\bar{X}_n - \mu)}{\left(\frac{S_n^2}{n-1}\right)^{1/2}}.$$

O denominador da expressão do lado direito da Eq. (8.4.4) é facilmente reconhecido como σ' definido na Eq. (8.4.3). ■

A primeira prova rigorosa do Teorema 8.4.2 foi dada por R. A. Fisher em 1923.

Um aspecto importante da Eq. (8.4.4) é que nem o valor de U nem a distribuição de U dependem do valor da variância σ^2 . No Exemplo 8.4.1, tentamos substituir σ na variável aleatória $Z = n^{1/2}(\bar{X}_n - \mu)/\sigma$ por $\hat{\sigma}$. Em vez disso, o Teorema 8.4.2 sugere que devemos substituir σ por σ' definido na Eq. (8.4.3). Se substituirmos σ por σ' , produzimos a variável aleatória U na Eq. (8.4.4) que não envolve σ e também tem uma distribuição que não depende de σ .

O leitor deve notar que σ' difere do E.M.V. $\hat{\sigma}$ de σ por um fator constante,

$$\sigma' = \left[\frac{S_n^2}{n-1}\right]^{1/2} = \left(\frac{n}{n-1}\right)^{1/2} \hat{\sigma}. \quad (15)$$

Pode-se ver da Eq. (8.4.5) que para grandes valores de n os estimadores σ' e $\hat{\sigma}$ estarão muito próximos um do outro. O estimador σ' será discutido adiante na Seção 8.7.

Se o tamanho da amostra n é grande, a probabilidade de que o estimador σ' esteja próximo de σ é alta. Portanto, substituir σ por σ' na variável aleatória Z não alterará muito a distribuição normal padrão de Z . Por essa razão, é plausível que a distribuição t com $n - 1$ graus de liberdade deva estar próxima da distribuição normal padrão se n for grande. Retornaremos a este ponto formalmente mais adiante nesta seção.

Exemplo 8.4.3 (Chuva de Nuvens Semeadas)

Retorne ao Exemplo 8.4.2. Sob a suposição de que as observações X_1, \dots, X_n (log-precipitações) são independentes com uma distribuição normal comum, a distribuição de $U' = n^{1/2}(\bar{X}_n - \mu)/\sigma'$ é a distribuição t com $n - 1$ graus de liberdade. Com $n = 26$, a tabela

da distribuição t nos diz que o quantil 0.9 da distribuição t com 25 graus de liberdade é 1.316, então $\Pr(U \leq 1.316) = 0.9$. Segue-se que

$$\Pr(\bar{X}_n \leq \mu + 0.2581\sigma') = 0.9,$$

porque $1.316/(26)^{1/2} = 0.2581$. Isto é, a probabilidade é 0.9 de que \bar{X}_n não será mais do que 0.2581 vezes σ' acima de μ . Claro, σ' é uma variável aleatória assim como \bar{X}_n , então este resultado não é tão informativo quanto poderíamos ter esperado. Nas Seções 8.5 e 8.6, mostraremos como fazer uso da distribuição t para fazer algumas inferências padrão sobre a média desconhecida μ .

Relação com a Distribuição de Cauchy e com a Distribuição Normal Padrão

Pode ser visto da Eq. (8.4.2) (e Fig. 8.4) que a f.d.p. $g(x)$ é uma função simétrica, em forma de sino, com seu valor máximo em $x = 0$. Assim, sua forma geral é similar à da f.d.p. de uma distribuição normal com média 0. No entanto, à medida que $x \rightarrow \infty$ ou $x \rightarrow -\infty$, as caudas da f.d.p. $g(x)$ se aproximam de 0 muito mais lentamente do que as caudas da f.d.p. de uma distribuição normal. De fato, pode ser visto da Eq. (8.4.2) que a distribuição t com um grau de liberdade é a distribuição de Cauchy, que foi definida no Exemplo 4.1.8. A f.d.p. da distribuição de Cauchy foi esboçada na Fig. 4.3. Foi mostrado no Exemplo 4.1.8 que a média da distribuição de Cauchy não existe, porque a integral que especifica o valor da média não é absolutamente convergente. Segue-se que, embora a f.d.p. da distribuição t com um grau de liberdade seja simétrica em relação ao ponto $x = 0$, a média desta distribuição não existe.

Também pode ser mostrado da Eq. (8.4.2) que, à medida que $n \rightarrow \infty$, a f.d.p. $g(x)$ converge para a f.d.p. $\phi(x)$ da distribuição normal padrão para todo valor de x ($-\infty < x < \infty$). Isso segue do Teorema 5.3.3 e do seguinte resultado:

$$\lim_{m \rightarrow \infty} \frac{\Gamma(m + \frac{1}{2})}{\Gamma(m)m^{1/2}} = 1. \quad (16)$$

(Veja o Exercício 7 para uma forma de provar o resultado acima.) Portanto, quando n é grande, a distribuição t com n graus de liberdade pode ser aproximada pela distribuição normal padrão. A Figura 8.4 mostra a f.d.p. da distribuição normal padrão juntamente com as f.d.p.'s das distribuições t com 1, 5 e 20 graus de liberdade, para que o leitor possa ver como as distribuições t se aproximam da normal à medida que os graus de liberdade aumentam.

Uma pequena tabela de quantis p para a distribuição t com m graus de liberdade para vários valores de p e m é fornecida no final deste livro. As probabilidades na primeira linha da tabela, correspondentes a $m = 1$, são aquelas para a distribuição de Cauchy. As probabilidades na última linha da tabela,

correspondentes a $m = \infty$, são aquelas para a distribuição normal padrão. A maioria dos pacotes estatísticos inclui uma função para calcular a f.d.a. e a função de quantil de uma distribuição t arbitrária.

Derivação da f.d.p.

Suponha que a distribuição conjunta de Y e Z seja como especificado na Definição 8.4.1. Então, como Y e Z são independentes, a sua f.d.p. conjunta é igual ao produto $f_1(y)f_2(z)$, onde $f_1(y)$ é a f.d.p. da distribuição χ^2 com m graus de liberdade e $f_2(z)$ é a f.d.p. da distribuição normal padrão. Seja X definido pela Eq. (8.4.1) e, como um artifício conveniente, seja $W = Y$. Determinaremos primeiro a f.d.p. conjunta de X e W . Das definições de X e W ,

$$Z = X \left(\frac{W}{m} \right)^{1/2} \quad \text{e} \quad Y = W. \quad (17)$$

O Jacobiano da transformação (8.4.7) de X e W para Y e Z é $(W/m)^{1/2}$. A f.d.p. conjunta $f(x, w)$ de X e W pode ser obtida a partir da f.d.p. conjunta $f_1(y)f_2(z)$ substituindo y e z pelas expressões dadas em (8.4.7) e, em seguida, multiplicando pelo Jacobiano $(w/m)^{1/2}$. Descobre-se então que o valor de $f(x, w)$ é o seguinte, para $-\infty < x < \infty$ e $w > 0$:

$$\begin{aligned} f(x, w) &= f_1(w)f_2\left(x \left[\frac{w}{m} \right]^{1/2}\right) \left(\frac{w}{m} \right)^{1/2} \\ &= cw^{(m+1)/2-1} \exp \left[-\frac{1}{2} \left(1 + \frac{x^2}{m} \right) w \right], \end{aligned} \quad (18)$$

onde

$$c = \left[2^{(m+1)/2} (m\pi)^{1/2} \Gamma \left(\frac{m}{2} \right) \right]^{-1}.$$

A f.d.p. marginal $g(x)$ de X pode ser obtida da Eq. (8.4.8) usando a relação

$$\begin{aligned} g(x) &= \int f(x, w) dw \\ &= c \int_0^\infty w^{(m+1)/2-1} \exp[-wh(x)] dw, \end{aligned}$$

onde $h(x) = [1 + x^2/m]/2$. Segue-se da Eq. (5.7.10) que

$$g(x) = c \frac{\Gamma((m+1)/2)}{h(x)^{(m+1)/2}}.$$

Substituir a fórmula de c nisso resulta na função em (8.4.2).

Resumo

Seja X_1, \dots, X_n uma amostra aleatória da distribuição normal com média μ e variância σ^2 . Seja $\bar{X}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$ e $\sigma' = \left(\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2 \right)^{1/2}$. Então a distribuição de $n^{1/2}(\bar{X}_n - \mu)/\sigma'$ é a distribuição t com $n-1$ graus de liberdade.

Exercícios

- Suponha que X tenha a distribuição t com m graus de liberdade ($m > 2$). Mostre que $\text{Var}(X) = m/(m-2)$. *Dica:* Para avaliar $E(X^2)$, restrinja a integral à metade positiva da reta real e mude a variável de x para

$$y = \frac{x^2/m}{1 + x^2/m}.$$

Compare a integral com a f.d.p. de uma distribuição beta. Alternativamente, use o Exercício 21 da Seção 5.7.

- Suponha que X_1, \dots, X_n formem uma amostra aleatória de uma distribuição normal com média desconhecida μ e desvio padrão desconhecido σ , e sejam $\hat{\mu}$ e $\hat{\sigma}$ os E.M.V.'s de μ e σ . Para o tamanho de amostra $n = 17$, encontre um valor de k tal que $\Pr(\hat{\mu} > \mu + k\hat{\sigma}) = 0.95$.
- Suponha que as cinco variáveis aleatórias X_1, \dots, X_5 são i.i.d. e que cada uma tem a distribuição normal padrão. Determine uma constante c tal que a variável aleatória

$$\frac{c(X_1 + X_2)}{(X_3^2 + X_4^2 + X_5^2)^{1/2}}$$

terá uma distribuição t .

- Usando a tabela da distribuição t fornecida no final deste livro, determine o valor da integral

$$\int_{-\infty}^{2.5} \frac{dx}{(12 + x^2)^2}.$$

- Suponha que as variáveis aleatórias X_1 e X_2 são independentes e que cada uma tem a distribuição normal com média 0 e variância σ^2 . Determine o valor de

$$\Pr \left[\frac{(X_1 + X_2)^2}{(X_1 - X_2)^2} < 4 \right].$$

Dica:

$$(X_1 - X_2)^2 = 2 \left[\left(X_1 - \frac{X_1 + X_2}{2} \right)^2 + \left(X_2 - \frac{X_1 + X_2}{2} \right)^2 \right].$$

- No Exemplo 8.2.3, suponha que observaremos $n = 20$ pedaços de queijo com concentrações de ácido láctico X_1, \dots, X_{20} . Encontre um número c tal que $\Pr(\bar{X}_{20} \leq \mu + c\sigma') = 0.95$.
- Prove a fórmula limite da Eq. (8.4.6). *Dica:* Use o Teorema 5.7.4.
- Seja X uma variável aleatória com a distribuição normal padrão, e seja Y uma variável aleatória com a distribuição t com cinco graus de liberdade. Explique por que $c = 1.63$ fornece o maior valor da diferença $\Pr(-c < X < c) - \Pr(-c < Y < c)$. *Dica:* Comece olhando para a Fig. 8.4.

8.5 Intervalos de Confiança

Intervalos de confiança fornecem um método de adicionar mais informação a um estimador $\hat{\theta}$ quando desejamos estimar um parâmetro desconhecido θ . Podemos encontrar um intervalo (A, B) que achamos ter alta probabilidade de conter θ . O comprimento de tal intervalo nos dá uma ideia de quão proximamente podemos estimar θ .

Intervalos de Confiança para a Média de uma Distribuição Normal

Exemplo 8.5.1 (Chuva de Nuvens Semeadas)

No Exemplo 8.3.2, a média das $n = 26$ log-precipitações das nuvens semeadas é \bar{X}_n . Este pode ser um estimador sensato de μ , a média da log-precipitação de uma nuvem semeada, mas não dá nenhuma ideia de quanta confiança devemos depositar no estimador. O desvio padrão de \bar{X}_n é $\sigma/(26)^{1/2}$, e poderíamos estimar σ por um estimador como σ' da Eq. (8.4.3). Existe uma maneira sensata de combinar esses dois estimadores em uma inferência que nos diga tanto o que devemos estimar para μ quanto quanta confiança devemos depositar no estimador?

Assuma que X_1, \dots, X_n formam uma amostra aleatória da distribuição normal com média μ e variância σ^2 . Construa os estimadores \bar{X}_n de μ e σ' de σ . Mostraremos agora como fazer uso da variável aleatória

$$U = \frac{n^{1/2}(\bar{X}_n - \mu)}{\sigma'} \quad (19)$$

da Eq. (8.4.4) para abordar a questão no final do Exemplo 8.5.1. Sabemos que U tem a distribuição t com $n - 1$ graus de liberdade. Portanto, podemos calcular a f.d.a. (função de distribuição acumulada) de U e/ou quantis de U usando software estatístico ou tabelas como as no final deste livro. Em particular, podemos calcular $\Pr(-c < U < c)$ para todo $c > 0$. As desigualdades $-c < U < c$ podem ser traduzidas em desigualdades envolvendo μ fazendo uso da fórmula para U na Eq. (8.5.1). Álgebra simples mostra que $-c < U < c$ é equivalente a

$$\bar{X}_n - \frac{c\sigma'}{n^{1/2}} < \mu < \bar{X}_n + \frac{c\sigma'}{n^{1/2}}. \quad (20)$$

Qualquer probabilidade que possamos atribuir ao evento $\{-c < U < c\}$ também podemos atribuir ao evento que a Eq. (8.5.2) se verifica. Por exemplo, se $\Pr(-c < U < c) = \gamma$, então

$$\Pr\left(\bar{X}_n - \frac{c\sigma'}{n^{1/2}} < \mu < \bar{X}_n + \frac{c\sigma'}{n^{1/2}}\right) = \gamma. \quad (21)$$

Deve-se ter cuidado para entender a declaração de probabilidade na Eq. (8.5.3) como sendo uma declaração sobre a distribuição conjunta das variáveis aleatórias \bar{X}_n e σ' para valores fixos de μ e σ . Ou seja, é uma declaração sobre a distribuição amostral de \bar{X}_n e σ' , e é condicional em μ e σ . Em particular, *não* é uma declaração sobre μ , mesmo se tratarmos μ como uma variável aleatória.

A versão mais popular do cálculo acima é escolher γ e então descobrir qual deve ser o valor de c para tornar (8.5.3) verdadeira. Ou seja, qual valor de c faz $\Pr(-c < U < c) = \gamma$? Seja T_{n-1} a f.d.a. da distribuição t com $n - 1$ graus de liberdade. Então

$$\gamma = \Pr(-c < U < c) = T_{n-1}(c) - T_{n-1}(-c).$$

Como as distribuições t são simétricas em torno de 0, $T_{n-1}(-c) = 1 - T_{n-1}(c)$, então $\gamma = 2T_{n-1}(c) - 1$ ou, equivalentemente, $c = T_{n-1}^{-1}([1 + \gamma]/2)$. Ou seja, c deve ser o quantil $(1 + \gamma)/2$ da distribuição t com $n - 1$ graus de liberdade.

Exemplo 8.5.2 (Chuva de Nuvens Semeadas)

No Exemplo 8.3.2, temos $n = 26$. Se queremos $\gamma = 0.95$ na Eq. (8.5.3), então precisamos que c seja o quantil $1.95/2 = 0.975$ da distribuição t com 25 graus de liberdade. Isso pode ser encontrado na tabela de quantis da distribuição t no final do livro, sendo $c = 2.060$. Podemos substituir este valor na Eq. (8.5.3) e combinar as constantes $c/n^{1/2} = 2.060/26^{1/2} = 0.404$. Então a Eq. (8.5.3) afirma que, independentemente dos valores desconhecidos de μ e σ , a probabilidade é 0.95 de que as duas variáveis aleatórias $A = \bar{X}_n - 0.404\sigma'$ e $B = \bar{X}_n + 0.404\sigma'$ estarão em lados opostos de μ .

O intervalo (A, B) , cujos extremos foram calculados no final do Exemplo 8.5.2, é chamado de *intervalo de confiança*.

Definição 8.5.1 (Intervalo de Confiança)

Seja $\mathbf{X} = (X_1, \dots, X_n)$ uma amostra aleatória de uma distribuição que depende de um parâmetro (ou vetor de parâmetros) θ . Seja $g(\theta)$ uma função de valor real de θ . Sejam $A \leq B$ duas estatísticas que têm a propriedade de que para todos os valores de θ ,

$$\Pr(A < g(\theta) < B) \geq \gamma. \quad (22)$$

Então o intervalo aleatório (A, B) é chamado de um *intervalo de confiança com coeficiente γ* para $g(\theta)$ ou um *intervalo de confiança de 100γ por cento* para $g(\theta)$. Se a desigualdade " $\geq \gamma$ " na Eq. (22) é uma igualdade para todo θ , o intervalo de confiança é chamado de *exato*. Após os valores das variáveis aleatórias X_1, \dots, X_n na amostra aleatória terem sido observados, os valores de $A = a$ e $B = b$ são computados, e o intervalo (a, b) é chamado de o *valor observado* do intervalo de confiança.

No Exemplo 8.5.2, $\theta = (\mu, \sigma^2)$, e o intervalo (A, B) encontrado naquele exemplo é um intervalo de confiança exato de 95% para $g(\theta) = \mu$.

Com base na discussão que precede a Definição 8.5.1, estabelecemos o seguinte. **Teorema 8.5.1**

Intervalo de Confiança para a Média de uma Distribuição Normal. Seja X_1, \dots, X_n uma amostra aleatória da distribuição normal com média μ e variância σ^2 . Para cada $0 < \gamma < 1$, o intervalo (A, B) com os seguintes extremos é um intervalo de confiança exato com coeficiente γ para μ :

$$A = \bar{X}_n - T_{n-1}^{-1} \left(\frac{1+\gamma}{2} \right) \frac{\sigma'}{n^{1/2}},$$

$$B = \bar{X}_n + T_{n-1}^{-1} \left(\frac{1+\gamma}{2} \right) \frac{\sigma'}{n^{1/2}}.$$

■

Exemplo 8.5.3 (Chuva de Nuvens Semeadas)

No Exemplo 8.5.2, a média das 26 log-precipitações das nuvens semeadas é $\bar{X}_n = 5.134$. O valor observado de σ' é 1.600. Os valores observados de A e B são, respectivamente, $a = 5.134 - 0.404 \times 1.600 = 4.488$ e $b = 5.134 + 0.404 \times 1.600 = 5.780$. O valor observado do intervalo de confiança de 95% é então $(4.488, 5.780)$. Para comparação, o nível médio não semeado de 4 está um pouco abaixo do extremo inferior deste intervalo.

Interpretação de Intervalos de Confiança

A interpretação do intervalo de confiança (A, B) definido na Definição 8.5.1 é direta, desde que se lembre que $\Pr(A < g(\theta) < B) = \gamma$ é uma declaração de probabilidade sobre a distribuição conjunta das duas variáveis aleatórias A e B dado um valor particular de θ . Uma vez que computamos os valores observados a e b , o intervalo observado (a, b) não é tão fácil de interpretar. Por exemplo, algumas pessoas gostariam de interpretar o intervalo no Exemplo 8.5.3 como significando que estamos 95% confiantes de que μ está entre 4.488 e 5.780. Mais adiante nesta seção, mostraremos por que tal interpretação não é segura em geral. Antes de observar os dados, podemos estar 95% confiantes de que o intervalo aleatório (A, B) conterá μ , mas após observar os dados, a interpretação mais segura é que (a, b) é simplesmente o valor observado do intervalo aleatório (A, B) . Uma maneira de pensar sobre o intervalo aleatório (A, B) é imaginar que a amostra que observamos é uma das muitas amostras possíveis que poderíamos

ter observado (ou que ainda poderemos observar no futuro). Cada uma dessas amostras nos permitiria computar um intervalo observado. Antes de observar as amostras, esperaríamos que 95% dos intervalos contivessem μ . Mesmo se observássemos muitos desses intervalos, não saberíamos quais contêm μ e quais não contêm. A Figura 8.5 contém um gráfico de 100 valores observados de intervalos de confiança, cada um calculado a partir de uma amostra de tamanho $n = 26$ de uma distribuição normal com média $\mu = 5.1$ e desvio padrão $\sigma = 1.6$. Neste exemplo, 94 dos 100 intervalos contêm o valor de μ .

Exemplo 8.5.4 (Concentração de Ácido em Queijo)

No Exemplo 8.2.3, discutimos uma amostra aleatória de 10 medições de ácido láctico de queijo. Suponha que desejamos calcular um intervalo de confiança de 90% para μ , a média desconhecida da concentração de ácido láctico. O número c que precisamos na Eq. (8.5.3) quando $n = 10$ e $\gamma = 0.9$ é o quantil $(1 + 0.9)/2 = 0.95$ da distribuição t com nove graus de liberdade, $c = 1.833$. De acordo com a Eq. (8.5.3), os extremos serão \bar{X}_n mais e menos $1.833\sigma'/(10)^{1/2}$. Suponha que observamos as seguintes 10 concentrações de ácido láctico conforme relatado por Moore e McCabe (1999, p. D-1):

0.86, 1.53, 1.57, 1.81, 0.99, 1.09, 1.29, 1.78, 1.29, 1.58.

A média desses 10 valores é $\bar{X}_n = 1.379$, e o valor de σ' é 0.3277. Os extremos do valor observado do nosso intervalo de confiança de 90% são então $1.379 - 1.833 \times 0.3277/(10)^{1/2} = 1.189$ e $1.379 + 1.833 \times 0.3277/(10)^{1/2} = 1.569$.

Nota: Definições Alternativas de Intervalo de Confiança. Muitos autores definem intervalos de confiança precisamente como fizemos aqui. Alguns outros definem o intervalo de confiança como sendo o que chamamos de valor observado do intervalo de confiança, ou seja, (a, b) , e eles precisam de outro nome para o intervalo aleatório (A, B) . Ao longo deste livro, manteremos a definição que demos, mas o leitor que estudar estatística mais a fundo pode encontrar a outra definição em uma data posterior. Além disso, alguns autores definem intervalos de confiança como sendo intervalos fechados em vez de intervalos abertos.

Intervalos de Confiança Unilaterais

Exemplo 8.5.5 (Chuva de Nuvens Semeadas)

Suponha que estejamos interessados apenas em obter um limite inferior para μ , a média da log-precipitação de nuvens semeadas. No espírito dos intervalos de confiança, poderíamos então procurar uma variável aleatória A tal que $\Pr(A < \mu) = \gamma$. Se fizermos $B = \infty$ na

Definição 8.5.1, vemos que (A, ∞) é então um intervalo de confiança com coeficiente γ para μ .

Para um dado coeficiente de confiança γ , é possível construir muitos intervalos de confiança diferentes para μ . Por exemplo, sejam $\gamma_2 > \gamma_1$ dois números tais que $\gamma_2 - \gamma_1 = \gamma$, e seja U como na Eq. (8.5.1). Então

$$\Pr(T_{n-1}^{-1}(\gamma_1) < U < T_{n-1}^{-1}(\gamma_2)) = \gamma,$$

e as seguintes estatísticas são os extremos de um intervalo de confiança com coeficiente γ para μ :

$$A = \bar{X}_n + T_{n-1}^{-1}(\gamma_1) \frac{\sigma'}{n^{1/2}} \quad \text{e} \quad B = \bar{X}_n + T_{n-1}^{-1}(\gamma_2) \frac{\sigma'}{n^{1/2}}.$$

Entre todos esses intervalos de confiança com coeficiente γ , o intervalo simétrico com $\gamma_1 = 1 - \gamma_2$ é o mais curto.

No entanto, existem casos, como o Exemplo 8.5.5, nos quais um intervalo de confiança assimétrico é útil. Em geral, é uma questão simples estender a Definição 8.5.1 para permitir $A = -\infty$ ou $B = \infty$, de modo que o intervalo de confiança tenha a forma $(-\infty, B)$ ou (A, ∞) .

Definição 8.5.2 (Intervalos/Limites de Confiança Unilaterais)

Seja $\mathbf{X} = (X_1, \dots, X_n)$ uma amostra aleatória de uma distribuição que depende de um parâmetro (ou vetor de parâmetros) θ . Seja $g(\theta)$ uma função de valor real de θ . Seja A uma estatística que tenha a propriedade de que para todos os valores de θ ,

$$\Pr(A < g(\theta)) \geq \gamma. \quad (23)$$

Então o intervalo aleatório (A, ∞) é chamado de um *intervalo de confiança unilateral com coeficiente γ* para $g(\theta)$ ou um *intervalo de confiança unilateral de 100γ por cento* para $g(\theta)$. Além disso, A é chamado de um *limite de confiança inferior com coeficiente γ* para $g(\theta)$ ou um *limite de confiança inferior de 100γ por cento* para $g(\theta)$. Similarmente, se B é uma estatística tal que

$$\Pr(g(\theta) < B) \geq \gamma, \quad (24)$$

então $(-\infty, B)$ é um *intervalo de confiança unilateral com coeficiente γ* para $g(\theta)$ ou um *intervalo de confiança unilateral de 100γ por cento* para $g(\theta)$ e B é um *limite de confiança superior com coeficiente γ* para $g(\theta)$ ou um *limite de confiança superior de 100γ por cento* para $g(\theta)$. Se a desigualdade " $\geq \gamma$ " em qualquer uma das Eqs. (23) ou (24) for uma igualdade para todo θ , o intervalo de confiança e o limite de confiança correspondentes são chamados de *exatos*.

O resultado a seguir segue de maneira muito semelhante ao Teorema 8.5.1.

Teorema 8.5.2

Intervalos de Confiança Unilaterais para a Média de uma Distribuição Normal. Seja X_1, \dots, X_n uma amostra aleatória da distribuição normal com média μ e variância σ^2 . Para cada $0 < \gamma < 1$, as seguintes estatísticas são, respectivamente, limites de confiança γ exatos, inferior e superior, para μ :

$$A = \bar{X}_n - T_{n-1}^{-1}(\gamma) \frac{\sigma'}{n^{1/2}},$$

$$B = \bar{X}_n + T_{n-1}^{-1}(\gamma) \frac{\sigma'}{n^{1/2}}.$$

■

Exemplo 8.5.6 (Chuva de Nuvens Semeadas)

No Exemplo 8.5.5, suponha que queiramos um limite de confiança inferior de 90% para μ . Encontramos $T_{25}^{-1}(0.9) = 1.316$. Usando os dados observados do Exemplo 8.5.3, calculamos o limite de confiança inferior observado como

$$a = 5.134 - 1.316 \frac{1.600}{26^{1/2}} = 4.727.$$

Intervalos de Confiança para Outros Parâmetros

Exemplo 8.5.7 (Tempos de Vida de Componentes Eletrônicos)

Lembre-se da empresa do Exemplo 8.1.3 que está estimando a taxa de falha θ de componentes eletrônicos com base em uma amostra de $n = 3$ tempos de vida observados X_1, X_2, X_3 . A estatística $T = \sum_{i=1}^3 X_i$ foi usada nos Exemplos 8.1.4 e 8.1.5 para fazer algumas inferências. Podemos usar a distribuição de T para construir intervalos de confiança para θ . Lembre-se do Exemplo 8.1.5 que θT tem a distribuição gama com parâmetros 3 e 1 para todo θ . Seja G a f.d.a. (função de distribuição acumulada) desta distribuição gama. Então $\Pr(\theta T < G^{-1}(\gamma)) = \gamma$ para todo θ . Segue-se que $\Pr(\theta < G^{-1}(\gamma)/T) = \gamma$ para todo θ , e $G^{-1}(\gamma)/T$ é um limite de confiança superior exato com coeficiente γ para θ . Por exemplo, se a empresa gostaria de ter uma variável aleatória B tal que eles possam estar 98% confiantes de que a taxa de falha θ é limitada superiormente por B , eles podem encontrar $G^{-1}(0.98) = 7.516$. Então $B = 7.516/T$ é o limite de confiança superior desejado.

No Exemplo 8.5.7, a variável aleatória θT tem a propriedade de que sua distribuição é a mesma para todo θ . A variável aleatória U na Eq. (8.5.1) tem a propriedade de que sua distribuição é a mesma para todo μ e σ . Tais variáveis aleatórias facilitam muito a construção de intervalos de confiança.

Definição 8.5.3 (Pivotal)

Seja $\mathbf{X} = (X_1, \dots, X_n)$ uma amostra aleatória de uma distribuição que depende de um parâmetro (ou vetor de parâmetros) θ . Seja $V(\mathbf{X}, \theta)$ uma variável aleatória cuja distribuição é a mesma para todo θ . Então V é chamada de uma *quantidade pivotal* (ou simplesmente um *pivotal*).

Para ser capaz de usar um pivotal para construir um intervalo de confiança para $g(\theta)$, é preciso ser capaz de "inverter" o pivotal. Isto é, é necessária uma função $r(v, \mathbf{x})$ tal que

$$r(V(\mathbf{X}, \theta), \mathbf{X}) = g(\theta). \quad (25)$$

Se tal função existir, então pode-se usá-la para construir intervalos de confiança.

Teorema 8.5.3

Intervalo de Confiança a partir de um Pivotal. Seja $\mathbf{X} = (X_1, \dots, X_n)$ uma amostra aleatória de uma distribuição que depende de um parâmetro (ou vetor de parâmetros) θ . Suponha que um pivotal V exista. Seja G a f.d.a. de V , e suponha que G é contínua. Suponha que uma função r exista como na Eq. (8.5.7), e suponha que $r(v, \mathbf{x})$ é estritamente crescente em v para cada \mathbf{x} . Seja $0 < \gamma < 1$ e sejam $\gamma_2 > \gamma_1$ tais que $\gamma_2 - \gamma_1 = \gamma$. Então as seguintes estatísticas são os extremos de um intervalo de confiança exato com coeficiente γ para $g(\theta)$:

$$\begin{aligned} A &= r(G^{-1}(\gamma_1), \mathbf{X}), \\ B &= r(G^{-1}(\gamma_2), \mathbf{X}). \end{aligned}$$

Se $r(v, \mathbf{x})$ é estritamente decrescente em v para cada \mathbf{x} , então troque as definições de A e B .

Prova. Se $r(v, \mathbf{x})$ é estritamente crescente em v para cada \mathbf{x} , temos

$$V(\mathbf{X}, \theta) < c \quad \text{se e somente se} \quad g(\theta) < r(c, \mathbf{X}). \quad (26)$$

Seja $c = G^{-1}(\gamma_i)$ na Eq. (26) para cada $i = 1, 2$ para obter

$$\begin{aligned} \Pr(g(\theta) < A) &= \gamma_1. \\ \Pr(g(\theta) < B) &= \gamma_2. \end{aligned} \quad (27)$$

Como V tem uma distribuição contínua e r é estritamente crescente,

$$\Pr(A = g(\theta)) = \Pr(V(\mathbf{X}, \theta) = G^{-1}(\gamma_1)) = 0.$$

Similarmente, $\Pr(B = g(\theta)) = 0$. As duas equações em (27) combinam-se para fornecer $\Pr(A < g(\theta) < B) = \gamma$. A prova quando r é estritamente decrescente é similar e é deixada para o leitor. ■ **Exemplo 8.5.8 (Pivotal para Estimar**

a Variância de uma Distribuição Normal)

Seja X_1, \dots, X_n uma amostra aleatória da distribuição normal com média μ e variância σ^2 . No Teorema 8.3.1, descobrimos que a variável aleatória $V(\mathbf{X}, \theta) = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2}{\sigma^2}$ tem a distribuição χ^2 com $n - 1$ graus de liberdade para todo $\theta = (\mu, \sigma^2)$. Isso torna V um pivotal. O leitor pode usar este pivotal no Exercício 5 desta seção para encontrar um intervalo de confiança para $g(\theta) = \sigma^2$.

Às vezes, pivotaes não existem. Isso é comum quando os dados têm uma distribuição discreta.

Exemplo 8.5.9 (Um Ensaio Clínico)

Considere o grupo de tratamento com imipramina no ensaio clínico do Exemplo 2.1.4. Seja θ a proporção de sucessos entre uma população muito grande de pacientes de imipramina. Suponha que os médicos desejem uma variável aleatória A tal que, para todo θ , $\Pr(A < \theta) \geq 0.9$. Ou seja, eles querem ter 90% de confiança de que a proporção de sucesso é pelo menos A . Os dados observáveis consistem no número X de sucessos em uma amostra aleatória de $n = 40$ pacientes. Não existe pivotal neste exemplo, e intervalos de confiança são mais difíceis de construir. No Exemplo 9.1.16, veremos um método que se aplica a este caso.

Mesmo com dados discretos, se o tamanho da amostra for grande o suficiente para aplicar o teorema do limite central, pode-se encontrar intervalos de confiança aproximados.

Exemplo 8.5.10 (Intervalo de Confiança Aproximado para a Média de Poisson)

Suponha que X_1, \dots, X_n tenham a distribuição de Poisson com média desconhecida θ . Suponha que n é grande o suficiente para que \bar{X}_n tenha aproximadamente uma distribuição normal. No Exemplo 6.3.8 na página 365, descobrimos que

$$\Pr(|2\bar{X}_n^{1/2} - 2\theta^{1/2}| < c) \approx 2\Phi(cn^{1/2}) - 1. \quad (28)$$

Depois que observamos $\bar{X}_n = x$, a Eq. (8.5.10) diz que

$$(-c + 2x^{1/2}, c + 2x^{1/2}) \quad (29)$$

é o valor observado de um intervalo de confiança aproximado para $2\theta^{1/2}$ com coeficiente $2\Phi(cn^{1/2}) - 1$. Por exemplo, se $c = 0.196$ e $n = 100$, então $2\Phi(cn^{1/2}) - 1 = 0.95$. A inversa de $g(\theta) = 2\theta^{1/2}$ é $g^{-1}(y) = y^2/4$, que é uma função crescente de y para $y \geq 0$. Se ambos os extremos de (8.5.11) são não negativos, então sabemos que $2\theta^{1/2}$ está no intervalo (8.5.11) se e somente se θ está no intervalo

$$\left(\frac{1}{4}[-c + 2x^{1/2}]^2, \frac{1}{4}[c + 2x^{1/2}]^2 \right). \quad (30)$$

Se $-c + 2x^{1/2} < 0$, os extremos esquerdos de (8.5.11) e (8.5.12) devem ser substituídos por 0. Com esta modificação, (8.5.12) é o valor observado de um intervalo de confiança aproximado com coeficiente $2\Phi(cn^{1/2}) - 1$ para θ .

Deficiência dos Intervalos de Confiança

Interpretação de Intervalos de Confiança Seja (A, B) um intervalo de confiança com coeficiente γ para um parâmetro θ , e seja (a, b) o valor observado do intervalo. É importante entender que *não* é correto dizer que θ está no intervalo (a, b) com *probabilidade* γ . Explicaremos este ponto adiante aqui. *Antes* que os valores das estatísticas $A(X_1, \dots, X_n)$ e $B(X_1, \dots, X_n)$ sejam observados, essas estatísticas são variáveis aleatórias. Segue-se, portanto, da Definição 8.5.1 que θ estará no intervalo aleatório com extremos $A(X_1, \dots, X_n)$ e $B(X_1, \dots, X_n)$ com probabilidade γ . *Depois* que os valores específicos $A(X_1, \dots, X_n) = a$ e $B(X_1, \dots, X_n) = b$ foram observados, não é possível atribuir uma probabilidade ao evento de que θ esteja no intervalo específico (a, b) sem considerar θ como uma variável aleatória, que ela própria tem uma distribuição de probabilidade. Para calcular a probabilidade de que θ esteja no intervalo (a, b) , é necessário primeiro atribuir uma distribuição a priori para θ e, em seguida, usar a distribuição a posteriori resultante. Em vez de atribuir uma distribuição a priori ao parâmetro θ , muitos estatísticos preferem afirmar que há *confiança* γ , em vez de probabilidade γ , de que θ esteja no intervalo (a, b) . Por causa dessa distinção entre confiança e probabilidade, o significado e a relevância dos intervalos de confiança na prática estatística são um tópico um tanto controverso.

Informação Pode Ser Ignorada De acordo com a explicação precedente, a interpretação de um coeficiente de confiança γ para um intervalo de confiança é a seguinte: Antes de uma amostra ser coletada, há uma probabilidade γ de que o intervalo que será construído a partir da amostra incluirá o valor desconhecido de θ . Depois que os valores da amostra são observados, no entanto,

pode haver informações adicionais sobre se o intervalo formado a partir desses valores particulares realmente inclui ou não θ . Como ajustar o coeficiente de confiança γ à luz dessa informação é outro tópico controverso.

Exemplo 8.5.11 (Uniformes em um Intervalo de Comprimento Um)

Suponha que duas observações X_1 e X_2 sejam retiradas ao acaso da distribuição uniforme no intervalo $[\theta - \frac{1}{2}, \theta + \frac{1}{2}]$, onde o valor de θ é desconhecido ($-\infty < \theta < \infty$). Se fizermos $Y_1 = \min(X_1, X_2)$ e $Y_2 = \max(X_1, X_2)$, então

$$\begin{aligned} \Pr(Y_1 < \theta < Y_2) &= \Pr(X_1 < \theta < X_2) + \Pr(X_2 < \theta < X_1) \\ &= \Pr(X_1 < \theta)\Pr(X_2 > \theta) + \Pr(X_2 < \theta)\Pr(X_1 > \theta) \\ &= (1/2)(1/2) + (1/2)(1/2) = 1/2. \end{aligned} \quad (31)$$

Segue-se da Eq. (31) que (Y_1, Y_2) é um intervalo de confiança para θ com coeficiente de confiança $1/2$. No entanto, a análise pode ser levada adiante.

Como ambas as observações X_1 e X_2 devem ser pelo menos $\theta - \frac{1}{2}$, e ambas devem ser no máximo $\theta + \frac{1}{2}$, sabemos com certeza que $Y_1 \geq \theta - \frac{1}{2}$ e $Y_2 \leq \theta + \frac{1}{2}$. Em outras palavras, sabemos com certeza que

$$Y_2 - \frac{1}{2} \leq \theta \leq Y_1 + \frac{1}{2}. \quad (32)$$

Suponha agora que $Y_1 = y_1$ e $Y_2 = y_2$ são observados de tal forma que $(y_2 - y_1) > 1/2$. Então $y_1 < y_2 - \frac{1}{2}$, e segue-se da Eq. (32) que $y_1 < \theta$. Além disso, como $y_1 + \frac{1}{2} < y_2$, também segue-se da Eq. (32) que $\theta < y_2$. Assim, se $(y_2 - y_1) > 1/2$, então $y_1 < \theta < y_2$. Em outras palavras, se $(y_2 - y_1) > 1/2$, então sabemos com certeza que o valor observado (y_1, y_2) do intervalo de confiança inclui o valor desconhecido de θ , embora o coeficiente de confiança deste intervalo seja apenas $1/2$.

De fato, mesmo quando $(y_2 - y_1) \leq 1/2$, quanto mais próximo o valor de $(y_2 - y_1)$ está de $1/2$, mais certos nos sentimos de que o intervalo (y_1, y_2) inclui θ . Além disso, quanto mais próximo o valor de $(y_2 - y_1)$ está de 0, mais certos nos sentimos de que o intervalo (y_1, y_2) não inclui θ . No entanto, o coeficiente de confiança permanece necessariamente $1/2$ e não depende dos valores observados y_1 e y_2 .

Este exemplo também ajuda a ilustrar a declaração de cautela feita no final da Seção 8.1. Neste problema, pode parecer natural estimar θ por $\bar{X}_2 = 0.5(X_1 + X_2)$. Usando os métodos da Seção 3.9, podemos encontrar a f.d.p. de \bar{X}_2 :

$$g(x) = \begin{cases} 4x - 4\theta + 2 & \text{se } \theta - \frac{1}{2} < x \leq \theta, \\ 4\theta + 2 - 4x & \text{se } \theta < x < \theta + \frac{1}{2}, \\ 0 & \text{caso contrário.} \end{cases}$$

A Figura 8.6 mostra a f.d.p. g , que é triangular. Isso torna razoavelmente simples calcular a probabilidade de que \bar{X}_2 esteja próximo de θ :

$$\Pr(|\bar{X}_2 - \theta| < c) = 4c(1 - c),$$

para $0 < c < 1/2$, e a probabilidade é 1 para $c \geq 1/2$. Por exemplo, se $c = 0.3$, $\Pr(|\bar{X}_2 - \theta| < 0.3) = 0.84$. No entanto, a variável aleatória $Z = Y_2 - Y_1$ contém informação útil que não é considerada neste cálculo. De fato, a distribuição condicional de \bar{X}_2 dado $Z = z$ é uniforme no intervalo $[\theta - \frac{1}{2}(1 - z), \theta + \frac{1}{2}(1 - z)]$. Vemos que quanto maior o valor observado de z , menor o intervalo de valores possíveis para \bar{X}_2 . Em particular, a probabilidade condicional de que \bar{X}_2 esteja próximo de θ dado $Z = z$ é

$$\Pr(|\bar{X}_2 - \theta| < c | Z = z) = \begin{cases} \frac{2c}{1-z} & \text{se } c \leq (1 - z)/2, \\ 1 & \text{se } c > (1 - z)/2. \end{cases} \quad (33)$$

Por exemplo, se $z = 0.1$, então $\Pr(|\bar{X}_2 - \theta| < 0.3 | Z = 0.1) = 0.6667$, o que é um bocado menor do que a probabilidade marginal de 0.84. Isso ilustra por que não é sempre seguro assumir que nossa estimativa está próxima do parâmetro apenas porque a distribuição amostral do estimador tinha alta probabilidade de estar próxima. Pode haver outra informação disponível que nos sugira que a estimativa não está tão próxima quanto a distribuição amostral sugere, ou que está mais próxima do que a distribuição amostral sugere. (O leitor deve calcular $\Pr(|\bar{X}_2 - \theta| < 0.3 | Z = 0.9)$ para o outro extremo.)

Na próxima seção, discutiremos métodos Bayesianos para analisar uma amostra aleatória de uma distribuição normal para a qual tanto a média μ quanto a variância σ^2 são desconhecidas. Atribuiremos uma distribuição a priori conjunta para μ e σ^2 , e então calcularemos a probabilidade a posteriori de que μ pertença a qualquer intervalo dado (a, b) . Pode-se mostrar [veja, e.g., DeGroot (1970)] que se a f.d.p. a priori conjunta de μ e σ^2 for razoavelmente suave e não atribuir alta probabilidade a nenhum conjunto pequeno particular de valores de μ e σ^2 , e se o tamanho da amostra n for grande, então o coeficiente de confiança atribuído a um intervalo de confiança particular (A, B) para a média μ será aproximadamente igual à probabilidade a posteriori de que μ esteja no intervalo observado (a, b) . Um exemplo dessa igualdade aproximada está incluído na próxima seção. Portanto, sob essas condições, as diferenças entre os resultados obtidos pela aplicação prática de métodos baseados em intervalos de confiança e métodos baseados em probabilidades a priori serão pequenas. No entanto, as interpretações desses métodos diferirão. Como um aparte, uma análise Bayesiana do Exemplo 8.5.11 levará necessariamente em conta a informação extra contida na variável aleatória Z . Veja o Exercício 10 para um exemplo.

Resumo

Seja X_1, \dots, X_n uma amostra aleatória de variáveis aleatórias independentes da distribuição normal com média μ e variância σ^2 . Sejam os valores observados

x_1, \dots, x_n . Seja $\bar{X}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$ e $\sigma'^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2$. O intervalo $(\bar{X}_n - c\sigma'/n^{1/2}, \bar{X}_n + c\sigma'/n^{1/2})$ é um intervalo de confiança com coeficiente γ para μ , onde c é o quantil $(1 + \gamma)/2$ da distribuição t com $n - 1$ graus de liberdade.

Exercícios

- Suponha que X_1, \dots, X_n formem uma amostra aleatória da distribuição normal com média desconhecida μ e variância conhecida σ^2 . Seja Φ a f.d.a. da distribuição normal padrão, e seja Φ^{-1} sua inversa. Mostre que o seguinte intervalo é um intervalo de confiança com coeficiente γ para μ se \bar{X}_n for a média observada dos valores dos dados:

$$\left(\bar{X}_n - \Phi^{-1} \left(\frac{1 + \gamma}{2} \right) \frac{\sigma}{n^{1/2}}, \bar{X}_n + \Phi^{-1} \left(\frac{1 + \gamma}{2} \right) \frac{\sigma}{n^{1/2}} \right).$$

- Suponha que uma amostra aleatória de oito observações seja retirada da distribuição normal com média desconhecida μ e variância desconhecida σ^2 , e que os valores observados sejam 3.1, 3.5, 2.6, 3.4, 3.8, 3.0, 2.9, e 2.2. Encontre o intervalo de confiança mais curto para μ com cada um dos três coeficientes de confiança a seguir: **(a)** 0.90, **(b)** 0.95, e **(c)** 0.99.
- Suponha que X_1, \dots, X_n formem uma amostra aleatória da distribuição normal com média desconhecida μ e variância desconhecida σ^2 , e seja L a variável aleatória que denota o comprimento do intervalo de confiança mais curto para μ que pode ser construído a partir dos valores observados na amostra. Encontre o valor de $E(L^2)$ para os seguintes valores do tamanho da amostra n e do coeficiente de confiança γ :
 - $n = 5, \gamma = 0.95$
 - $n = 10, \gamma = 0.95$
 - $n = 30, \gamma = 0.95$
 - $n = 8, \gamma = 0.90$
 - $n = 8, \gamma = 0.95$
 - $n = 8, \gamma = 0.99$
- Suponha que X_1, \dots, X_n formem uma amostra aleatória da distribuição normal com média desconhecida μ e variância desconhecida σ^2 . Quão grande deve ser a amostra aleatória para que exista um intervalo de confiança para μ com coeficiente de confiança 0.95 e comprimento inferior a 0.01σ ?
- Suponha que X_1, \dots, X_n formem uma amostra aleatória da distribuição normal com média desconhecida μ e variância desconhecida σ^2 . Descreva um método para construir um intervalo de confiança para σ^2 com um

coeficiente de confiança especificado γ ($0 < \gamma < 1$). *Dica:* Determine constantes c_1 e c_2 tais que

$$\Pr \left[c_1 < \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2}{\sigma^2} < c_2 \right] = \gamma.$$

6. Suponha que X_1, \dots, X_n formem uma amostra aleatória da distribuição exponencial com média desconhecida μ . Descreva um método para construir um intervalo de confiança para μ com um coeficiente de confiança especificado γ ($0 < \gamma < 1$). *Dica:* Determine constantes c_1 e c_2 tais que $\Pr[c_1 < (1/\mu) \sum_{i=1}^n X_i < c_2] = \gamma$.
7. Na edição de junho de 1986 da *Consumer Reports*, são fornecidos alguns dados sobre o conteúdo calórico de cachorros-quentes de carne bovina. Aqui estão os números de calorias em 20 marcas diferentes de cachorro-quente:

186, 181, 176, 149, 184, 190, 158, 139, 175, 148,
152, 111, 141, 153, 190, 157, 131, 149, 135, 132.

Suponha que esses números sejam os valores observados de uma amostra aleatória de vinte variáveis aleatórias normais independentes com média μ e variância σ^2 , ambas desconhecidas. Encontre um intervalo de confiança de 90% para o número médio de calorias μ .

8. No final do Exemplo 8.5.11, calcule a probabilidade de que $|\bar{X}_2 - \theta| < 0.3$ dado $Z = 0.9$. Por que ela é tão grande?
9. Na situação do Exemplo 8.5.11, suponha que observemos $X_1 = 4.7$ e $X_2 = 5.3$.
 - a. Encontre o intervalo de confiança de 50% descrito no Exemplo 8.5.11.
 - b. Encontre o intervalo de valores possíveis de θ que são consistentes com os dados observados.
 - c. O intervalo de confiança de 50% é maior ou menor que o conjunto de valores possíveis de θ ?
 - d. Calcule o valor da variável aleatória $Z = Y_2 - Y_1$ como descrito no Exemplo 8.5.11.
 - e. Use a Eq. (8.5.15) para calcular a probabilidade condicional de que $|\bar{X}_2 - \theta| < 0.1$ dado Z igual ao valor calculado na parte (d).
10. Na situação do Exercício 9, suponha que uma distribuição a priori seja usada para θ com f.d.p. $\xi(\theta) = 0.1 \exp(-0.1\theta)$ para $\theta > 0$. (Esta é a distribuição exponencial com parâmetro 0.1.)

- a. Prove que a f.d.p. a posteriori de θ dados os dados observados no Exercício 9 é

$$\xi(\theta|\mathbf{x}) = \begin{cases} 4.122 \exp(-0.1\theta) & \text{se } 4.8 < \theta < 5.2, \\ 0 & \text{caso contrário.} \end{cases}$$

- b. Calcule a probabilidade a posteriori de que $|\theta - \bar{x}_2| < 0.1$, onde \bar{x}_2 é a média observada dos valores dos dados.
- c. Calcule a probabilidade a posteriori de que θ esteja no intervalo de confiança encontrado na parte (a) do Exercício 9.
- d. Você pode explicar por que a resposta da parte (b) é tão próxima da resposta da parte (e) do Exercício 9? *Dica:* Compare a f.d.p. a posteriori na parte (a) com a função na Eq. (8.5.15).
11. Suponha que X_1, \dots, X_n formem uma amostra aleatória da distribuição de Bernoulli com parâmetro p . Seja \bar{X}_n a média amostral. Use a transformação estabilizadora de variância encontrada no Exercício 5 da Seção 6.5 para construir um intervalo de confiança aproximado com coeficiente γ para p .
12. Complete a prova do Teorema 8.5.3 tratando do caso em que $r(v, \mathbf{x})$ é estritamente decrescente em v para cada \mathbf{x} .

8.6 Análise Bayesiana de Amostras de uma Distribuição Normal

Quando estamos interessados em construir uma distribuição a priori para os parâmetros μ e σ^2 de uma distribuição normal, é mais conveniente trabalhar com $\tau = 1/\sigma^2$, chamada de precisão. Uma família conjugada de distribuições a priori é introduzida para μ e τ , e a distribuição a posteriori é derivada. Estimativas intervalares de μ podem ser construídas a partir da a posteriori e estas são similares em forma aos intervalos de confiança, mas são interpretadas de forma diferente.

A Precisão de uma Distribuição Normal

Exemplo 8.6.1 (Chuva de Nuvens Semeadas)

No Exemplo 8.3.1, mencionamos que era de interesse saber se a média da log-precipitação μ de nuvens semeadas excedia a média da log-precipitação de nuvens não semeadas, a saber, 4. Embora tenhamos conseguido encontrar um estimador de μ e construir um intervalo de confiança para μ , ainda não abordamos diretamente a questão de se $\mu > 4$ ou quão provável é que $\mu > 4$. Se construirmos uma distribuição a priori conjunta para μ e σ^2 , podemos então

encontrar a distribuição a posteriori de μ e, finalmente, fornecer respostas diretas a essas perguntas.

Suponha que X_1, \dots, X_n formem uma amostra aleatória da distribuição normal com média desconhecida μ e variância desconhecida σ^2 . Nesta seção, consideraremos a atribuição de uma distribuição a priori conjunta aos parâmetros μ e σ^2 e estudaremos a distribuição a posteriori que é então derivada dos valores observados na amostra. Manipular distribuições a priori e a posteriori para os parâmetros de uma distribuição normal acaba sendo mais simples se reparametrizarmos de μ e σ^2 para μ e $\tau = 1/\sigma^2$.

Definição 8.6.1 (Precisão de uma Distribuição Normal)

A precisão τ de uma distribuição normal é definida como o recíproco da variância; isto é, $\tau = 1/\sigma^2$.

Se uma variável aleatória tem a distribuição normal com média μ e precisão τ , então sua f.d.p. $f(x|\mu, \tau)$ é especificada como se segue, para $-\infty < x < \infty$:

$$f(x|\mu, \tau) = \left(\frac{\tau}{2\pi}\right)^{1/2} \exp\left[-\frac{1}{2}\tau(x - \mu)^2\right].$$

Similarmente, se X_1, \dots, X_n formam uma amostra aleatória da distribuição normal com média μ e precisão τ , então sua f.d.p. conjunta $f_n(\mathbf{x}|\mu, \tau)$ é a seguinte, para $-\infty < x_i < \infty (i = 1, \dots, n)$:

$$f_n(\mathbf{x}|\mu, \tau) = \left(\frac{\tau}{2\pi}\right)^{n/2} \exp\left[-\frac{1}{2}\tau \sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2\right].$$

Uma Família Conjugada de Distribuições a Priori

Descreveremos agora uma família conjugada de distribuições a priori conjuntas para μ e τ . Especificaremos a distribuição conjunta de μ e τ especificando tanto a distribuição condicional de μ dado τ quanto a distribuição marginal de τ . Em particular, assumiremos que a distribuição condicional de μ para cada valor dado de τ é uma distribuição normal para a qual a precisão é proporcional ao valor dado de τ , e também que a distribuição marginal de τ é uma distribuição gama. A família de todas as distribuições conjuntas deste tipo é uma família conjugada de distribuições a priori conjuntas. Se a distribuição a priori conjunta de μ e τ pertence a esta família, então para cada conjunto possível de valores observados na amostra aleatória, a distribuição a posteriori conjunta de μ e τ também pertencerá à família. Este resultado é estabelecido no Teorema 8.6.1. Usaremos a seguinte notação no teorema e no restante desta seção:

$$\bar{X}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i, \quad s_n^2 = \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{X}_n)^2.$$

Teorema 8.6.1

Suponha que X_1, \dots, X_n formem uma amostra aleatória da distribuição normal com média desconhecida μ e precisão desconhecida τ ($-\infty < \mu < \infty$ e $\tau > 0$). Suponha também que a distribuição a priori conjunta de μ e τ é a seguinte: A distribuição condicional de μ dado τ é a distribuição normal com média μ_0 e precisão $\lambda_0\tau$ ($-\infty < \mu_0 < \infty$ e $\lambda_0 > 0$), e a distribuição marginal de τ é a distribuição gama com parâmetros α_0 e β_0 ($\alpha_0 > 0$ e $\beta_0 > 0$). Então a distribuição a posteriori conjunta de μ e τ , dado que $X_i = x_i$ para $i = 1, \dots, n$, é a seguinte: A distribuição condicional de μ dado τ é a distribuição normal com média μ_1 e precisão $\lambda_1\tau$, onde

$$\mu_1 = \frac{\lambda_0\mu_0 + n\bar{x}_n}{\lambda_0 + n} \quad \text{e} \quad \lambda_1 = \lambda_0 + n, \quad (34)$$

e a distribuição marginal de τ é a distribuição gama com parâmetros α_1 e β_1 , onde

$$\alpha_1 = \alpha_0 + \frac{n}{2} \quad \text{e} \quad \beta_1 = \beta_0 + \frac{1}{2}s_n^2 + \frac{n\lambda_0(\bar{x}_n - \mu_0)^2}{2(\lambda_0 + n)}. \quad (35)$$

Prova. A f.d.p. a priori conjunta $\xi(\mu, \tau)$ de μ e τ pode ser encontrada multiplicando a f.d.p. condicional $\xi_1(\mu|\tau)$ de μ dado τ pela f.d.p. marginal $\xi_2(\tau)$ de τ . Pelas condições do teorema, temos, para $-\infty < \mu < \infty$ e $\tau > 0$,

$$\xi_1(\mu|\tau) \propto \tau^{1/2} \exp \left[-\frac{1}{2}\lambda_0\tau(\mu - \mu_0)^2 \right]$$

e

$$\xi_2(\tau) \propto \tau^{\alpha_0-1} e^{-\beta_0\tau}.$$

Um fator constante envolvendo nem μ nem τ foi descartado do lado direito de cada uma dessas relações.

A f.d.p. a posteriori conjunta $\xi(\mu, \tau|\mathbf{x})$ para μ e τ satisfaz a relação

$$\begin{aligned} \xi(\mu, \tau|\mathbf{x}) &\propto f_n(\mathbf{x}|\mu, \tau) \xi_1(\mu|\tau) \xi_2(\tau) \\ &\propto \tau^{\alpha_0+(n+1)/2-1} \exp \left[-\frac{\tau}{2} \left(\lambda_0[\mu - \mu_0]^2 + \sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2 \right) - \beta_0\tau \right]. \end{aligned} \quad (36)$$

Adicionando e subtraindo \bar{x}_n dentro dos termos $(x_i - \mu)^2$, podemos provar que

$$\sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2 = s_n^2 + n(\bar{x}_n - \mu)^2. \quad (37)$$

Em seguida, combine o último termo na Eq. (37) com o termo $\lambda_0(\mu - \mu_0)^2$ em (36) completando o quadrado (veja Exercício 24 na Seção 5.6) para obter

$$n(\bar{x}_n - \mu)^2 + \lambda_0(\mu - \mu_0)^2 = (\lambda_0 + n)(\mu - \mu_1)^2 + \frac{n\lambda_0(\bar{x}_n - \mu_0)^2}{\lambda_0 + n}, \quad (38)$$

onde μ_1 é definido na Eq. (34). Combinando (37) com (38) resulta

$$\sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2 + \lambda_0(\mu - \mu_0)^2 = (\lambda_0 + n)(\mu - \mu_1)^2 + s_n^2 + \frac{n\lambda_0(\bar{x}_n - \mu_0)^2}{\lambda_0 + n}. \quad (39)$$

Usando (35) e $\lambda_1 = \lambda_0 + n$ juntamente com (39) nos permite escrever a Eq. (36) na forma

$$\xi(\mu, \tau | \mathbf{x}) \propto \left\{ \tau^{1/2} \exp \left[-\frac{1}{2} \lambda_1 \tau (\mu - \mu_1)^2 \right] \right\} \{ \tau^{\alpha_1 - 1} e^{-\beta_1 \tau} \}, \quad (40)$$

onde λ_1 , α_1 , e β_1 são definidos pelas Eqs. (34) e (35).

Quando a expressão dentro das chaves do lado direito da Eq. (40) é considerada como uma função de μ para um valor fixo de τ , esta expressão pode ser reconhecida como sendo (exceto por um fator que não depende nem de μ nem de τ) a f.d.p. da distribuição normal com média μ_1 e precisão $\lambda_1 \tau$. Como a variável μ não aparece em nenhum outro lugar no lado direito da Eq. (40), segue que esta f.d.p. deve ser a f.d.p. condicional a posteriori de μ dado τ . Segue-se, por sua vez, que a expressão fora das chaves no lado direito da Eq. (40) deve ser proporcional à f.d.p. marginal a posteriori de τ . Esta expressão pode ser reconhecida como sendo (exceto por um fator constante) a f.d.p. da distribuição gama com parâmetros α_1 e β_1 . Portanto, a distribuição a posteriori conjunta de μ e τ é como especificado no teorema. ■

Daremos um nome à família de distribuições conjuntas descritas no Teorema 8.6.1.

Definição 8.6.2 (Família de Distribuições Normal-Gama)

Sejam μ e τ variáveis aleatórias. Suponha que a distribuição condicional de μ dado τ seja a distribuição normal com média μ_0 e precisão $\lambda_0 \tau$. Suponha também que a distribuição marginal de τ seja a distribuição gama com parâmetros α_0 e β_0 . Então dizemos que a distribuição conjunta de μ e τ é a *distribuição normal-gama* com hiperparâmetros $\mu_0, \lambda_0, \alpha_0$, e β_0 .

A distribuição a priori no Teorema 8.6.1 é a distribuição normal-gama com hiperparâmetros $\mu_0, \lambda_0, \alpha_0$, e β_0 . A distribuição a posteriori derivada nesse teorema é a distribuição normal-gama com hiperparâmetros $\mu_1, \lambda_1, \alpha_1$, e β_1 . Como na Seção 7.3, nos referiremos aos hiperparâmetros da distribuição a priori como *hiperparâmetros a priori*, e nos referiremos aos hiperparâmetros da distribuição a posteriori como *hiperparâmetros a posteriori*.

Escolhendo valores apropriados dos hiperparâmetros a priori, geralmente é possível encontrar uma distribuição normal-gama particular que se aproxime bem da distribuição a priori real de um experimentador para μ e τ . Deve ser enfatizado, no entanto, que se a distribuição conjunta de μ e τ é uma distribuição normal-gama, então μ e τ não são independentes. Assim, não é possível usar uma distribuição normal-gama como a distribuição a priori conjunta em

um problema no qual o experimentador deseja que μ e τ sejam independentes a priori. Embora essa característica da família de distribuições normal-gama seja uma deficiência, não é uma deficiência importante, devido ao seguinte fato: mesmo que uma distribuição a priori em que μ e τ são independentes seja escolhida fora da família conjugada, será descoberto que, após apenas um único valor X ter sido observado, μ e τ terão uma distribuição a posteriori sob a qual são dependentes. Em outras palavras, não é possível que μ e τ permaneçam independentes à luz de sequer uma observação da distribuição normal subjacente.

Exemplo 8.6.2 (Concentração de Ácido em Queijo)

Considere novamente o exemplo da concentração de ácido láctico em queijo, conforme discutido no Exemplo 8.5.4. Suponha que as concentrações sejam variáveis aleatórias normais independentes com média μ e precisão τ . Suponha que a opinião a priori dos experimentadores possa ser expressa como uma distribuição normal-gama com hiperparâmetros $\mu_0 = 1$, $\lambda_0 = 1$, $\alpha_0 = 0.5$, e $\beta_0 = 0.5$. Podemos usar os dados da página 487 para encontrar a distribuição a posteriori de μ e τ . Neste caso, $n = 10$, $\bar{x}_n = 1.379$, e $s_n^2 = 0.9663$. Aplicando as fórmulas do Teorema 8.6.1, obtemos

$$\begin{aligned}\mu_1 &= \frac{1 \times 1 + 10 \times 1.379}{1 + 10} = 1.345, \\ \lambda_1 &= 1 + 10 = 11, \\ \alpha_1 &= 0.5 + \frac{10}{2} = 5.5, \\ \beta_1 &= 0.5 + \frac{1}{2}0.9663 + \frac{10 \times 1 \times (1.379 - 1)^2}{2(1 + 10)} = 1.0484.\end{aligned}$$

Portanto, a distribuição a posteriori de μ e τ é a distribuição normal-gama com esses quatro hiperparâmetros. Em particular, podemos agora abordar a questão da variação na concentração de ácido láctico mais diretamente. Por exemplo, podemos calcular a probabilidade a posteriori de que $\sigma = \tau^{-1/2}$ seja maior que algum valor, como 0.3:

$$\Pr(\sigma > 0.3|\mathbf{x}) = \Pr(\tau < 11.11|\mathbf{x}) = 0.984.$$

Isso pode ser encontrado usando qualquer programa de computador que calcule a f.d.a. de uma distribuição gama. Alternativamente, podemos usar a relação entre as distribuições gama e χ^2 que nos permite dizer que a distribuição posterior de $U' = 2 \times 1.0484 \times \tau$ é a distribuição χ^2 com $2 \times 5.5 = 11$ graus de liberdade. (Veja Exercício 1 na Seção 5.7.) Então $\Pr(\tau < 11.11|\mathbf{x}) = \Pr(U \leq 23.30|\mathbf{x}) \approx 0.982$ por interpolação na tabela das distribuições χ^2 no final do livro. Se $\sigma > 0.3$ for considerado um desvio padrão grande, o fabricante de queijo pode querer investigar melhores medidas de controle de qualidade.

A Distribuição Marginal da Média

Quando a distribuição conjunta de μ e τ é uma distribuição normal-gama do tipo descrito no Teorema 8.6.1, então a distribuição condicional de μ para um dado valor de τ é uma distribuição normal e a distribuição marginal de τ é uma distribuição gama. Não está claro a partir desta especificação, no entanto, qual será a distribuição marginal de μ . Derivaremos agora esta distribuição marginal.

Teorema 8.6.2 (Distribuição Marginal da Média)

Suponha que a distribuição a priori de μ e τ seja a distribuição normal-gama com hiperparâmetros $\mu_0, \lambda_0, \alpha_0$, e β_0 . Então a distribuição marginal de μ está relacionada a uma distribuição t da seguinte maneira:

$$\left(\frac{\lambda_0 \alpha_0}{\beta_0} \right)^{1/2} (\mu - \mu_0)$$

tem a distribuição t com $2\alpha_0$ graus de liberdade.

Prova. Como a distribuição condicional de μ dado τ é a distribuição normal com média μ_0 e variância $(\lambda_0 \tau)^{-1}$, podemos usar o Teorema 5.6.4 para concluir que a distribuição condicional de $Z = (\lambda_0 \tau)^{1/2}(\mu - \mu_0)$ dado τ é a distribuição normal padrão. Continuaremos a deixar $\xi_2(\tau)$ ser a f.d.p. marginal de τ , e seja $\xi_1(\mu|\tau)$ seja a f.d.p. condicional de μ dado τ . Então a f.d.p. conjunta de Z e τ é

$$f(z, \tau) = (\lambda_0 \tau)^{-1/2} \xi_1((\lambda_0 \tau)^{-1/2} z + \mu_0 | \tau) \xi_2(\tau) = \phi(z) \xi_2(\tau). \quad (41)$$

onde ϕ é a f.d.p. normal padrão da Eq. (5.6.6). Vemos da Eq. (41) que Z e τ são independentes, com Z tendo a distribuição normal padrão. Em seguida, seja $Y = 2\beta_0 \tau$. Usando o resultado do Exercício 1 na Seção 5.7, encontramos que a distribuição de Y é a distribuição gama com parâmetros α_0 e $1/2$, que também é conhecida como a distribuição χ^2 com $2\alpha_0$ graus de liberdade. Em resumo, Y e Z são independentes, com Z tendo a distribuição normal padrão e Y tendo a distribuição χ^2 com $2\alpha_0$ graus de liberdade. Segue-se da definição das distribuições t na Seção 8.4 que

$$U = \frac{Z}{(Y/2\alpha_0)^{1/2}} = \frac{(\lambda_0 \tau)^{1/2}(\mu - \mu_0)}{(2\beta_0 \tau/2\alpha_0)^{1/2}} = \left(\frac{\lambda_0 \alpha_0}{\beta_0} \right)^{1/2} (\mu - \mu_0) \quad (42)$$

tem a distribuição t com $2\alpha_0$ graus de liberdade. ■

O Teorema 8.6.2 também pode ser usado para encontrar a distribuição a posteriori de μ depois que os dados são observados. Para fazer isso, basta substituir μ_0 por μ_1 , λ_0 por λ_1 , α_0 por α_1 , e β_0 por β_1 na declaração do teorema. A razão para isso é que as distribuições a priori e a posteriori têm ambas a mesma forma, e o teorema depende apenas dessa forma. Este mesmo raciocínio se aplica à discussão que se segue, incluindo o Teorema 8.6.3.

Uma maneira alternativa de descrever a distribuição marginal de μ começa reescrevendo (42) como

$$\mu = \left(\frac{\beta_0}{\lambda_0 \alpha_0} \right)^{1/2} U + \mu_0. \quad (43)$$

Agora vemos que a distribuição de μ pode ser obtida de uma distribuição t transladando a distribuição t para que ela seja centrada em μ_0 em vez de 0, e também mudando o fator de escala. Isso torna direto encontrar os momentos (se existirem) da distribuição de μ .

Teorema 8.6.3

Suponha que μ e τ tenham a distribuição normal-gama conjunta com hiperparâmetros $\mu_0, \lambda_0, \alpha_0$, e β_0 . Se $\alpha_0 > 1/2$, então $E(\mu) = \mu_0$. Se $\alpha_0 > 1$, então

$$\text{Var}(\mu) = \frac{\beta_0}{\lambda_0(\alpha_0 - 1)}. \quad (44)$$

Prova. A média e a variância da distribuição marginal de μ podem ser facilmente obtidas da média e da variância das distribuições t que são dadas na Seção 8.4. Como U na Eq. (8.6.9) tem a distribuição t com $2\alpha_0$ graus de liberdade, segue-se da Seção 8.4 que $E(U) = 0$ se $\alpha_0 > 1/2$ e que $\text{Var}(U) = \alpha_0/(\alpha_0 - 1)$ se $\alpha_0 > 1$. Agora use a Eq. (8.6.10) para ver que, se $\alpha_0 > 1/2$, então $E(\mu) = \mu_0$. Além disso, se $\alpha_0 > 1$, então

$$\text{Var}(\mu) = \left(\frac{\beta_0}{\lambda_0 \alpha_0} \right) \text{Var}(U).$$

A Eq. (8.6.11) agora segue diretamente. ■

Além disso, a probabilidade de que μ esteja em qualquer intervalo especificado pode, em princípio, ser obtida de uma tabela da distribuição t ou de software apropriado. A maioria dos pacotes estatísticos inclui funções que podem calcular a f.d.a. e a função de quantil de uma distribuição t com graus de liberdade arbitrários, não apenas inteiros. As tabelas tipicamente lidam apenas com graus de liberdade inteiros. Se necessário, pode-se interpolar entre graus de liberdade adjacentes.

Como já apontamos, podemos mudar os hiperparâmetros a priori para hiperparâmetros a posteriori nos Teoremas 8.6.2 e 8.6.3 e traduzi-los em resultados concernentes à distribuição marginal a posteriori de μ . Em particular, a distribuição a posteriori da seguinte variável aleatória é a distribuição t com $2\alpha_1$ graus de liberdade:

$$\left(\frac{\lambda_1 \alpha_1}{\beta_1} \right)^{1/2} (\mu - \mu_1). \quad (45)$$

Exemplo 8.6.3 (Lares de Idosos no Novo México)

Em 1988, o Departamento de Saúde e Serviços Sociais do Novo México registrou informações de muitas de suas casas de repouso licenciadas. Os dados foram analisados por Smith, Piland e Fisher (1992). Neste exemplo, consideraremos os dias anuais de pacientes internados X (medidos em centenas) para uma amostra de 18 casas de repouso não rurais. Antes de observar os dados, modelaremos o valor de X para cada casa de repouso como uma variável aleatória normal com média μ e precisão τ . Para escolher uma média e variância a priori para μ e τ , poderíamos falar com especialistas na área, mas, por simplicidade, vamos basear-se apenas em algumas informações adicionais que temos sobre o número de leitos nessas casas de repouso.

Existem, em média, 111 leitos com um desvio padrão amostral de 43.5 leitos. Suponha que nossa opinião a priori é que existe uma taxa de ocupação de 50 por cento. Então podemos ingenuamente escalar a média e o desvio padrão por um fator de 0.5×365 para obter uma média e desvio padrão a priori para o número de dias de internação em um ano. Em unidades de centenas de dias de internação por ano, isso nos dá uma média de $0.5 \times 365 \times 1.11 \approx 200$ e um desvio padrão de $0.5 \times 365 \times 0.435 \approx 6300^{1/2}$. Para mapear esses valores em hiperparâmetros a priori, dividiremos a variância de 6300 de modo que metade dela seja devida à variância entre as casas de repouso e metade seja a variância de μ . Isto é, definiremos $\text{Var}(\mu) = 3150$ e $E(\tau) = 1/3150$. Escolhemos $\alpha_0 = 2$ para refletir apenas uma pequena quantidade de informação a priori. Então, como $E(\tau) = \alpha_0/\beta_0$, encontramos que $\beta_0 = 6300$. Usando $E(\mu) = \mu_0$ e (8.6.11), obtemos $\mu_0 = 200$ e $\lambda_0 = 2$.

Em seguida, determinaremos um intervalo a priori para μ centrado no ponto $\mu_0 = 200$ tal que a probabilidade de que μ esteja neste intervalo seja 0.95. Como a variável aleatória U definida pela Eq. (8.6.9) tem a distribuição t com $2\alpha_0$ graus de liberdade, segue que, para os valores numéricos recém-obtidos, a variável aleatória $0.025(\mu - 200)$ tem a distribuição t com quatro graus de liberdade. A tabela da distribuição t dá o quantil 0.975 da distribuição t com quatro graus de liberdade como sendo 2.776. Assim,

$$\Pr[-2.776 < 0.025(\mu - 200) < 2.776] = 0.95 \quad (46)$$

Uma declaração equivalente é

$$\Pr(89 < \mu < 311) = 0.95 \quad (47)$$

(O exemplo continua...)

Assim, sob a distribuição a priori atribuída a μ e τ , há uma probabilidade de 0.95 de que μ esteja no intervalo (89, 311).

Suponha agora que a seguinte é a nossa amostra de 18 números observados de dias de internação médica (em centenas):

128 281 291 238 155 148 154 232 316 96 146 151 100 213 208 157 48 217.

Para essas observações, que denotamos por \mathbf{x} , $\bar{x}_n = 182.17$ e $s_n^2 = 88678.5$. Então, segue-se do Teorema 8.6.1 que a distribuição a posteriori conjunta de μ e τ é a distribuição normal-gama com hiperparâmetros

$$\mu_1 = 183.95, \quad \lambda_1 = 20, \quad \alpha_1 = 11, \quad \beta_1 = 50925.37 \quad (48)$$

Portanto, os valores das médias e variâncias de μ e τ , conforme encontrados a partir desta distribuição a posteriori conjunta, são

$$\begin{aligned} E(\mu|\mathbf{x}) &= \mu_1 = 183.95, \quad \text{Var}(\mu|\mathbf{x}) = \frac{\beta_1}{\lambda_1(\alpha_1 - 1)} = 254.63, \\ E(\tau|\mathbf{x}) &= \frac{\alpha_1}{\beta_1} = 2.16 \times 10^{-4}, \quad \text{Var}(\tau|\mathbf{x}) = \frac{\alpha_1}{\beta_1^2} = 4.24 \times 10^{-9} \end{aligned} \quad (49)$$

Segue-se da Eq. (8.6.1) que a média μ_1 da distribuição a posteriori de μ é uma média ponderada de μ_0 e \bar{x}_n . Neste exemplo numérico, vê-se que μ_1 está bastante próximo de \bar{x}_n .

Em seguida, determinaremos a distribuição marginal a posteriori de μ . Seja U a variável aleatória na Eq. (8.6.12), e use os valores computados em (48). Então $U' = (0.0657)(\mu - 183.95)$, e a distribuição a posteriori de U' é a distribuição t com $2\alpha_1 = 22$ graus de liberdade. O quantil 0.975 desta distribuição t é 2.074, então

$$\Pr(-2.074 < U < 2.074|\mathbf{x}) = 0.95 \quad (50)$$

Uma declaração equivalente é que

$$\Pr(152.38 < \mu < 215.52|\mathbf{x}) = 0.95 \quad (51)$$

Em outras palavras, sob a distribuição a posteriori de μ e τ , a probabilidade de que μ esteja no intervalo (152.38, 215.52) é 0.95.

Deve-se notar que o intervalo na Eq. (8.6.18) determinado a partir da distribuição a posteriori de μ é muito mais curto do que o intervalo na Eq. (8.6.14) determinado a partir da distribuição a priori. Isso reflete o fato de que a distribuição a posteriori de μ está muito mais concentrada em torno de sua média do que a distribuição a priori. A variância da distribuição a priori de μ era 3150, e a variância da distribuição a posteriori é 254.63. Gráficos das f.d.p.'s a priori e a posteriori de μ são mostrados na Fig. 8.7 juntamente com o intervalo a posteriori (8.6.18).

Comparação com Intervalos de Confiança

Continue usando os dados das casas de repouso do Exemplo 8.6.3. Vamos agora construir um intervalo de confiança para μ com coeficiente de confiança

0.95 e comparar este intervalo com o intervalo na Eq. (8.6.18) para o qual a probabilidade a posteriori é 0.95. Como o tamanho da amostra n no Exemplo 8.6.3 é 18, a variável aleatória U definida pela Eq. (8.4.4) na página 481 tem a distribuição t com 17 graus de liberdade. O quantil 0.975 desta distribuição t é 2.110. Segue-se agora do Teorema 8.5.1 que os extremos de um intervalo de confiança para μ com coeficiente de confiança 0.95 serão

$$A = \bar{X}_n - 2.110 \frac{\sigma'}{n^{1/2}},$$

$$B = \bar{X}_n + 2.110 \frac{\sigma'}{n^{1/2}}.$$

Quando os valores observados de $\bar{x}_n = 182.17$ e $s_n^2 = 88678.5$ são usados aqui, obtemos $\sigma' = (88678.5/17)^{1/2} = 72.22$. O intervalo de confiança observado para μ é então (146.25, 218.09).

Este intervalo está próximo do intervalo (152.38, 215.52) na Eq. (8.6.18), para o qual a probabilidade a posteriori é 0.95. A similaridade dos dois intervalos ilustra a afirmação feita no final da Seção 8.5. Isto é, em muitos problemas envolvendo a distribuição normal, o método de intervalos de confiança e o método de usar probabilidades a posteriori produzem resultados similares, embora as interpretações dos dois métodos sejam bastante diferentes.

Distribuições a Priori Impróprias

Como discutimos no final da Seção 7.3, na página 402, muitas vezes é conveniente usar prioris impróprias que não são distribuições reais, mas que levam a posteriores que são distribuições reais. Essas prioris impróprias são escolhidas mais por conveniência do que para representar as crenças de alguém. Quando há uma quantidade considerável de dados, a distribuição a posteriori resultante do uso de uma priori imprópria é frequentemente muito próxima daquela que resultaria do uso de uma distribuição a priori própria.

Para o caso que estamos considerando nesta seção, podemos combinar a priori imprópria que introduzimos para um parâmetro de localização como μ juntamente com a priori imprópria para um parâmetro de escala como $\sigma = \tau^{-1/2}$ na priori imprópria usual para μ e τ . A "f.d.p."imprópria típica para um parâmetro de localização foi encontrada (no Exemplo 7.3.15) como sendo a função constante $\xi_1(\mu) = 1$. A "f.d.p."imprópria típica para um parâmetro de escala σ é $g(\sigma) = 1/\sigma$. Como $\sigma = \tau^{-1/2}$, podemos aplicar as técnicas da Seção 3.8 para encontrar a "f.d.p."imprópria de $\tau = \sigma^{-2}$. A derivada da função inversa é $-\frac{1}{2}\tau^{-3/2}$, então a "f.d.p."imprópria de τ seria

$$\left| -\frac{1}{2}\tau^{-3/2} \right| g(1/\tau^{-1/2}) = \frac{1}{2}\tau^{-1},$$

para $\tau > 0$. Como esta função tem integral infinita, descartaremos o fator $1/2$ e definiremos $\xi_2(\tau) = \tau^{-1}$. Se agirmos como se μ e τ fossem independentes, então

a "f.d.p."a priori imprópria conjunta para μ e τ é

$$\xi(\mu, \tau) = \frac{1}{\tau}, \quad \text{para } -\infty < \mu < \infty, \tau > 0.$$

Se fôssemos fingir que esta função era uma f.d.p., a f.d.p. a posteriori $\xi(\mu, \tau|\mathbf{x})$ seria proporcional a

$$\begin{aligned} \xi(\mu, \tau) f_n(\mathbf{x}|\mu, \tau) &\propto \tau^{-1} \tau^{n/2} \exp\left(-\frac{\tau}{2} s_n^2 - \frac{n\tau}{2} (\mu - \bar{x}_n)^2\right) \\ &= \left\{ \tau^{1/2} \exp\left[-\frac{n\tau}{2} (\mu - \bar{x}_n)^2\right] \right\} \left\{ \tau^{(n-1)/2-1} \exp\left[-\frac{\tau}{2} s_n^2\right] \right\}. \end{aligned} \quad (52)$$

Quando a expressão dentro das chaves no lado direito de (52) é considerada como uma função de μ para um valor fixo de τ , esta expressão pode ser reconhecida como sendo (exceto por um fator que não depende nem de μ nem de τ) a f.d.p. da distribuição normal com média \bar{x}_n e precisão $n\tau$. Como a variável μ não aparece em nenhum outro lugar, segue-se que esta f.d.p. deve ser a f.d.p. condicional a posteriori de μ dado τ . Segue-se, por sua vez, que a expressão fora das chaves no lado direito de (52) deve ser proporcional à f.d.p. marginal a posteriori de τ . Esta expressão pode ser reconhecida como sendo (exceto por um fator constante) a f.d.p. da distribuição gama com parâmetros $(n-1)/2$ e $s_n^2/2$.

Esta distribuição conjunta teria precisamente a mesma forma da distribuição no Teorema 8.6.1 se nossa distribuição a priori fosse da forma normal-gama com hiperparâmetros $\mu_0 = \beta_0 = \lambda_0 = 0$ e $\alpha_0 = -1/2$. Ou seja, se fingirmos que $\mu_0 = \beta_0 = \lambda_0 = 0$ e $\alpha_0 = -1/2$, e então aplicarmos o Teorema 8.6.1, obtemos os hiperparâmetros a posteriori $\mu_1 = \bar{x}_n$, $\lambda_1 = n$, $\alpha_1 = (n-1)/2$, e $\beta_1 = s_n^2/2$.

Não existe distribuição de probabilidade na família normal-gama com $\mu_0 = \beta_0 = \lambda_0 = 0$ e $\alpha_0 = -1/2$; no entanto, se fingirmos que esta era nossa priori, então dizemos que estamos usando a *distribuição a priori imprópria usual*. Note que a distribuição a posteriori de μ e τ é um membro real da família normal-gama, desde que $n \geq 2$.

Exemplo 8.6.4 (Uma Priori Imprópria para a Chuva de Nuvens Semeadas)

Suponha que usemos a priori imprópria usual para os parâmetros nos Exemplos 8.3.2 e 8.5.3 com hiperparâmetros a priori $\mu_0 = \beta_0 = \lambda_0 = 0$ e $\alpha_0 = -1/2$. Os dados resumidos são $\bar{x}_n = 5.134$ e $s_n^2 = 63.96$. A distribuição a posteriori será então a distribuição normal-gama com hiperparâmetros $\mu_1 = \bar{x}_n = 5.134$, $\lambda_1 = n = 26$, $\alpha_1 = (n-1)/2 = 12.5$, e $\beta_1 = s_n^2/2 = 31.98$.

Além disso, a distribuição marginal a posteriori de μ é dada por (7.6.12) [provavelmente um erro de digitação no livro, referindo-se a 8.6.12]. Em particular,

$$U = \left(\frac{26 \times 12.5}{31.98} \right)^{1/2} (\mu - 5.134) = 3.188(\mu - 5.134) \quad (53)$$

tem a distribuição t com 25 graus de liberdade. Suponha que queiramos um intervalo (a, b) tal que a probabilidade a posteriori de $a < \mu < b$ seja 0.95. O quantil 0.975 da distribuição t com 25 graus de liberdade é 2.060. Assim, temos $\Pr(-2.060 < U < 2.060) = 0.95$. Combinando isso com (8.6.20), obtemos

$$\Pr(5.134 - 2.060/3.188 < \mu < 5.134 + 2.060/3.188 | \mathbf{x}) = 0.95.$$

O intervalo que precisamos vai de $a = 5.134 - 2.060/3.188 = 4.488$ até $b = 5.134 + 2.060/3.188 = 5.780$. Note que o intervalo $(4.488, 5.780)$ é precisamente o mesmo que o intervalo de confiança de 95% para μ que foi calculado no Exemplo 8.5.3.

Outro cálculo que podemos fazer com esta distribuição a posteriori é ver quão provável é que $\mu > 4$, onde 4 é a média da log-precipitação para nuvens não semeadas:

$$\Pr(\mu > 4 | \mathbf{x}) = \Pr(U > 3.188(4 - 5.134) | \mathbf{x}) = 1 - T_{25}(-3.615) = 0.9993,$$

onde o valor final é calculado usando software estatístico que inclui a f.d.a. de todas as distribuições t . Parece bastante provável, após observar os dados, que a média da log-precipitação de nuvens semeadas seja maior que 4.

Nota: Prioris Impróprias Levam a Intervalos de Confiança. O Exemplo 8.6.4 ilustra uma das propriedades mais interessantes da priori imprópria usual. Se alguém usa a priori imprópria usual com dados normais, então a probabilidade a posteriori é γ de que μ esteja no valor observado de um intervalo de confiança com coeficiente γ . Em geral, se aplicarmos (8.6.9) após usar uma priori imprópria, descobrimos que a distribuição a posteriori de

$$U = \left(\frac{n(n-1)}{s_n^2} \right)^{1/2} (\mu - \bar{x}_n) \quad (54)$$

é a distribuição t com $n-1$ graus de liberdade. Segue-se que se $\Pr(-c < U < c) = \gamma$, então

$$\Pr \left(\bar{x}_n - c \frac{\sigma'}{n^{1/2}} < \mu < \bar{x}_n + c \frac{\sigma'}{n^{1/2}} \middle| \mathbf{x} \right) = \gamma. \quad (55)$$

O leitor notará a impressionante similaridade entre (8.6.22) e (8.5.3). A diferença entre os dois é que (8.6.22) é uma declaração sobre a distribuição a posteriori de μ após observar os dados, enquanto (8.5.3) é uma declaração sobre a distribuição condicional das variáveis aleatórias \bar{X}_n e σ' dados μ e σ antes de observar os dados.

Que essas duas probabilidades sejam as mesmas para todos os dados possíveis e todos os valores de γ decorre do fato de que ambas são iguais a $\Pr(-c < U < c)$ onde U é definido na Eq. (8.4.4) ou Eq. (8.6.21). A distribuição amostral (condicional em μ e τ) de U é a distribuição t com $n-1$ graus de liberdade,

como encontramos na Eq. (8.4.4). A distribuição a posteriori da imprópria (condicional nos dados) de U é também a distribuição t com $n - 1$ graus de liberdade.

O mesmo tipo de coisa acontece quando tentamos estimar $\sigma^2 = 1/\tau$. A distribuição amostral (condicional em μ e τ) de $V = (n - 1)s_n^2/\sigma^2 = (n - 1)\sigma^2\tau$ é a distribuição χ^2 com $n - 1$ graus de liberdade, como vimos na Eq. (8.3.11). A distribuição a posteriori da imprópria (condicional nos dados) de V é também a distribuição χ^2 com $n - 1$ graus de liberdade (ver Exercício 4). Portanto, um intervalo de confiança com coeficiente $\gamma(a, b)$ para σ^2 baseado na distribuição amostral de V satisfará $\Pr(a < \sigma^2 < b | \mathbf{x}) = \gamma$ como uma declaração de probabilidade a posteriori dados os dados se tivéssemos usado uma priori imprópria.

Existem muitas situações em que a distribuição amostral de uma quantidade pivotal, como U , é a mesma que sua distribuição a posteriori quando uma priori imprópria é usada. Um tratamento matemático muito geral dessas situações pode ser encontrado em Schervish (1995, capítulo 6). As situações mais comuns envolvem parâmetros de localização (como μ) e/ou parâmetros de escala (como σ).

Resumo

Introduzimos uma família de distribuições a priori conjugadas para os parâmetros μ e $\tau = 1/\sigma^2$ de uma distribuição normal. A distribuição condicional de μ dado τ é normal com média μ_0 e precisão $\lambda_0\tau$, e a distribuição marginal de τ é a distribuição gama com parâmetros α_0 e β_0 . Se $X_1 = x_1, \dots, X_n = x_n$ é uma amostra observada de tamanho n da distribuição normal com média μ e precisão τ , então a distribuição a posteriori de μ dado τ é a distribuição normal com média μ_1 e precisão $\lambda_1\tau$, e a distribuição a posteriori de τ é a distribuição gama com parâmetros α_1 e β_1 , onde os valores de $\mu_1, \lambda_1, \alpha_1$, e β_1 são dados nas Eqs. (8.6.1) e (8.6.2). A distribuição marginal a posteriori de μ é dada dizendo que $(\lambda_1\alpha_1/\beta_1)^{1/2}(\mu - \mu_1)$ tem a distribuição t com $2\alpha_1$ graus de liberdade. Um intervalo contendo probabilidade $1 - \alpha$ da distribuição a posteriori de μ é

$$\left(\mu_1 - T_{2\alpha_1}^{-1}(1 - \alpha/2) \left[\frac{\beta_1}{\alpha_1\lambda_1} \right]^{1/2}, \mu_1 + T_{2\alpha_1}^{-1}(1 - \alpha/2) \left[\frac{\beta_1}{\alpha_1\lambda_1} \right]^{1/2} \right).$$

Se usarmos a priori imprópria com hiperparâmetros a priori $\alpha_0 = -1/2$ e $\mu_0 = \lambda_0 = \beta_0 = 0$, então a variável aleatória $n^{1/2}(\bar{X}_n - \mu)/\sigma'$ tem a distribuição t com $n - 1$ graus de liberdade tanto como sua distribuição a posteriori dados os dados quanto como sua distribuição amostral dados μ e σ . Além disso, $(n - 1)\sigma'^2/\sigma^2$ tem a distribuição χ^2 com $n - 1$ graus de liberdade tanto como sua distribuição a posteriori dados os dados quanto como sua distribuição amostral dados μ e σ . Portanto, se usarmos a priori imprópria, estimativas intervalares de μ ou σ baseadas na distribuição a posteriori também serão intervalos de confiança, e vice-versa.

Exercícios

- Suponha que uma variável aleatória X tenha a distribuição normal com média μ e precisão τ . Mostre que a variável aleatória $Y = aX + b$ ($a \neq 0$) tem a distribuição normal com média $a\mu + b$ e precisão τ/a^2 .
- Suponha que X_1, \dots, X_n formem uma amostra aleatória da distribuição normal com média desconhecida μ ($-\infty < \mu < \infty$) e precisão conhecida τ . Suponha também que a distribuição a priori de μ é a distribuição normal com média μ_0 e precisão λ_0 . Mostre que a distribuição a posteriori de μ , dado que $X_i = x_i$ ($i = 1, \dots, n$) é a distribuição normal com média

$$\frac{\lambda_0 \mu_0 + n\tau \bar{x}_n}{\lambda_0 + n\tau}$$

e precisão $\lambda_0 + n\tau$.

- Suponha que X_1, \dots, X_n formem uma amostra aleatória da distribuição normal com média conhecida μ e precisão desconhecida τ ($\tau > 0$). Suponha também que a distribuição a priori de τ é a distribuição gama com parâmetros α_0 e β_0 ($\alpha_0 > 0$ e $\beta_0 > 0$). Mostre que a distribuição a posteriori de τ dado que $X_i = x_i$ ($i = 1, \dots, n$) é a distribuição gama com parâmetros $\alpha_0 + (n/2)$ e

$$\beta_0 + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2.$$

- Suponha que X_1, \dots, X_n são i.i.d. tendo a distribuição normal com média μ e precisão τ dados (μ, τ) . Seja (μ, τ) com a priori imprópria usual. Seja $\sigma'^2 = s_n^2/(n-1)$. Prove que a distribuição a posteriori de $V = (n-1)\sigma'^2\tau$ é a distribuição χ^2 com $n-1$ graus de liberdade.
- Suponha que duas variáveis aleatórias μ e τ tenham a distribuição normal-gama conjunta tal que $E(\mu) = -5$, $\text{Var}(\mu) = 1$, $E(\tau) = 1/2$, e $\text{Var}(\tau) = 1/8$. Encontre os hiperparâmetros a priori $\mu_0, \lambda_0, \alpha_0$, e β_0 que especificam a distribuição normal-gama.
- Mostre que duas variáveis aleatórias μ e τ não podem ter uma distribuição normal-gama conjunta tal que $E(\mu) = 0$, $\text{Var}(\mu) = 1$, $E(\tau) = 1/2$, e $\text{Var}(\tau) = 1/4$.
- Mostre que duas variáveis aleatórias μ e τ não podem ter a distribuição normal-gama conjunta tal que $E(\mu) = 0$, $E(\tau) = 1$, e $\text{Var}(\tau) = 4$.
- Suponha que duas variáveis aleatórias μ e τ tenham a distribuição normal-gama conjunta com hiperparâmetros $\mu_0 = 4$, $\lambda_0 = 0.5$, $\alpha_0 = 1$, e $\beta_0 = 8$. Encontre os valores de **(a)** $\Pr(\mu > 0)$ e **(b)** $\Pr(0.736 < \mu < 15.680)$.

9. Usando a priori e os dados no exemplo numérico sobre lares de idosos no Novo México nesta seção, encontre **(a)** o intervalo mais curto possível tal que a probabilidade a posteriori de que μ esteja no intervalo seja 0.90, e **(b)** o intervalo de confiança mais curto possível para μ para o qual o coeficiente de confiança é 0.90.
10. Suponha que X_1, \dots, X_n formem uma amostra aleatória da distribuição normal com média desconhecida μ e precisão desconhecida τ , e também que a distribuição a priori conjunta de μ e τ seja a distribuição normal-gama satisfazendo as seguintes condições: $E(\mu) = 0$, $E(\tau) = 2$, $E(\tau^2) = 5$, e $\Pr(|\mu| < 1.412) = 0.5$. Determine os hiperparâmetros a priori μ_0 , λ_0 , α_0 , e β_0 .
11. Considere novamente as condições do Exercício 10. Suponha também que em uma amostra aleatória de tamanho $n = 10$, descubra-se que $\bar{x}_n = 1$ e $s_n^2 = 8$. Encontre o intervalo mais curto possível tal que a probabilidade a posteriori de que μ esteja no intervalo seja 0.95.
12. Suponha que X_1, \dots, X_n formem uma amostra aleatória da distribuição normal com média desconhecida μ e precisão desconhecida τ , e também que a distribuição a priori conjunta de μ e τ seja a distribuição normal-gama satisfazendo as seguintes condições: $E(\tau) = 1$, $\text{Var}(\tau) = 1/3$, $\Pr(\mu > 3) = 0.5$, e $\Pr(\mu > 0.12) = 0.9$. Determine os hiperparâmetros a priori μ_0 , λ_0 , α_0 , e β_0 .
13. Considere novamente as condições do Exercício 12. Suponha também que em uma amostra aleatória de tamanho $n = 8$, descubra-se que $\sum_{i=1}^n x_i = 16$ e $\sum_{i=1}^n x_i^2 = 48$. Encontre o intervalo mais curto possível tal que a probabilidade a posteriori de que μ esteja no intervalo é 0.99.
14. Continue a análise no Exemplo 8.6.2 na página 498. Calcule um intervalo (a, b) tal que a probabilidade a posteriori seja 0.9 de que $a < \mu < b$. Compare este intervalo com o intervalo de confiança de 90% do Exemplo 8.5.4 na página 487.
15. Vamos extrair uma amostra de tamanho $n = 11$ da distribuição normal com média μ e precisão τ . Usaremos uma priori conjugada natural para os parâmetros (μ, τ) da família normal-gama com hiperparâmetros $\alpha_0 = 2$, $\beta_0 = 1$, $\mu_0 = 3.5$, e $\lambda_0 = 2$. A amostra produz uma média de $\bar{x}_n = 7.2$ e $s_n^2 = 20.3$.
 - a. Encontre os hiperparâmetros a posteriori.
 - b. Encontre um intervalo que contenha 95% da distribuição a posteriori de μ .
16. O estudo sobre a concentração de ácido láctico em queijo incluiu um total de 30 medições de ácido láctico, as 10 dadas no Exemplo 8.5.4 na página 487 e as 20 adicionais a seguir:

1.68, 1.9, 1.06, 1.3, 1.52, 1.74, 1.16, 1.49, 1.63, 1.99,
1.15, 1.33, 1.44, 2.01, 1.31, 1.46, 1.72, 1.25, 1.08, 1.25.

- a. Usando a mesma priori do Exemplo 8.6.2 na página 498, calcule a distribuição a posteriori de μ e τ com base em todas as 30 observações.
 - b. Use a distribuição a posteriori encontrada no Exemplo 8.6.2 na página 498 como se fosse a distribuição a priori antes de observar as 20 observações listadas neste problema. Use essas 20 novas observações para encontrar a distribuição a posteriori de μ e τ e compare o resultado com a resposta da parte (a).
17. Considere a análise realizada no Exemplo 8.6.2. Desta vez, use a priori imprópria usual para calcular a distribuição a posteriori dos parâmetros.
 18. Trate a distribuição a posteriori condicional às primeiras 10 observações encontradas no Exercício 17 como uma priori e, em seguida, observe as 20 observações adicionais no Exercício 16. Encontre a distribuição a posteriori dos parâmetros após observar todos os dados e compare com a distribuição encontrada na parte (b) do Exercício 16.
 19. Considere a situação descrita no Exercício 7 da Seção 8.5. Use uma distribuição a priori da família normal-gama com valores $\alpha_0 = 1$, $\beta_0 = 4$, $\mu_0 = 150$, e $\lambda_0 = 0.5$.
 - a. Encontre a distribuição a posteriori de μ e $\tau = 1/\sigma^2$.
 - b. Encontre um intervalo (a, b) tal que a probabilidade a posteriori de que $a < \mu < b$ seja 0.90.
 20. Considere os dados de contagem de calorias descritos no Exemplo 7.3.10 na página 400. Suponha agora que cada observação tenha a distribuição normal com média desconhecida μ e precisão desconhecida τ dado o parâmetro (μ, τ) . Use a distribuição a priori conjugada normal-gama com hiperparâmetros a priori $\mu_0 = 0$, $\lambda_0 = 1$, $\alpha_0 = 1$, e $\beta_0 = 60$. O valor de s_n^2 é 2102.9.
 - a. Encontre a distribuição a posteriori de (μ, τ) .
 - b. Calcule $\Pr(\mu > 1|\mathbf{x})$.

8.6 Estimadores Não Viesados

Seja δ um estimador de uma função g de um parâmetro θ . Dizemos que δ é não viesado se $E_\theta[\delta(\mathbf{X})] = g(\theta)$ para todos os valores de θ . Esta seção fornece vários exemplos de estimadores não viesados.

Exemplo 8.7.1 (Definição de um Estimador Não Viesado)

Tempos de Vida de Componentes Eletrônicos. Considere a empresa do Exemplo 8.1.3 que deseja estimar a taxa de falha θ de componentes eletrônicos. Com base em uma amostra X_1, X_2, X_3 de tempos de vida, o E.M.V. de θ é $\hat{\theta} = 3/T$, onde $T = X_1 + X_2 + X_3$. A empresa espera que $\hat{\theta}$ esteja próximo de θ . A média de uma variável aleatória, como $\hat{\theta}$, é uma medida de onde esperamos que a variável aleatória esteja. A média de $3/T$ é (de acordo com o Exercício 21 da Seção 5.7) $3\theta/2$. Se a média nos diz onde esperamos que o estimador esteja, esperamos que este estimador seja 50% maior que θ .

Seja $\mathbf{X} = (X_1, \dots, X_n)$ uma amostra aleatória de uma distribuição que envolve um parâmetro (ou vetor de parâmetros) θ cujo valor é desconhecido. Suponha que desejamos estimar uma função $g(\theta)$ do parâmetro. Em um problema deste tipo, é desejável usar um estimador $\delta(\mathbf{X})$ que, com alta probabilidade, estará próximo de $g(\theta)$. Em outras palavras,

é desejável usar um estimador δ cuja distribuição muda com o valor de θ de tal forma que, não importa qual seja o valor verdadeiro de θ , a distribuição de probabilidade de δ está concentrada em torno de $g(\theta)$.

Por exemplo, suponha que $\mathbf{X} = (X_1, \dots, X_n)$ forme uma amostra aleatória de uma distribuição normal para a qual a média θ é desconhecida e a variância é 1. Neste caso, o E.M.V. de θ é a média amostral \bar{X}_n . O estimador \bar{X}_n é um estimador razoavelmente bom de θ porque sua distribuição é a distribuição normal com média θ e variância $1/n$. Esta distribuição está concentrada em torno do valor desconhecido de θ , não importa quão grande ou quão pequeno θ seja.

Essas considerações levam à seguinte definição.

Definição 8.7.1 (Estimador Não Viesado/Vício)

Um estimador $\delta(\mathbf{X})$ é um *estimador não viesado* (ou *não viciado*) de uma função $g(\theta)$ do parâmetro θ se $E_\theta[\delta(\mathbf{X})] = g(\theta)$ para todo valor possível de θ . Um estimador que não é não viesado é chamado de *estimador viesado* (ou *viciado*). A diferença entre a esperança de um estimador e $g(\theta)$ é chamada de *vício* (ou *viés*) do estimador. Ou seja, o vício de δ como um estimador de $g(\theta)$ é $E_\theta[\delta(\mathbf{X})] - g(\theta)$, e δ é não viesado se e somente se o vício é 0 para todo θ .

No caso de uma amostra de uma distribuição normal com média desconhecida θ , \bar{X}_n é um estimador não viesado de θ porque $E_\theta(\bar{X}_n) = \theta$ para $-\infty < \theta < \infty$.

Exemplo 8.7.2 (Tempos de Vida de Componentes Eletrônicos)

No Exemplo 8.7.1, o vício de $\hat{\theta} = 3/T$ como um estimador de θ é $3\theta/2 - \theta = \theta/2$. É fácil ver que um estimador não viesado de θ é $\delta(\mathbf{X}) = 2/T$.

Se um estimador δ de alguma função não constante $g(\theta)$ do parâmetro é não viesado, então a distribuição de δ deve de fato mudar com o valor de θ , já que a média desta distribuição é $g(\theta)$. Deve-se enfatizar, no entanto, que esta distribuição pode estar tanto proximamente concentrada em torno de $g(\theta)$ quanto amplamente espalhada. Por exemplo, um estimador que é igualmente provável de subestimar $g(\theta)$ em 1.000.000 de unidades ou de superestimar $g(\theta)$ em 1.000.000 de unidades seria um estimador não viesado, but it would never yield an estimate close to $g(\theta)$. Portanto, o mero fato de um estimador ser não viesado não implica necessariamente que o estimador seja bom ou mesmo razoável.

No entanto, se um estimador não viesado também tiver uma variância pequena, segue-se que a distribuição do estimador estará necessariamente concentrada em torno de sua média $g(\theta)$, e haverá uma alta probabilidade de que o estimador esteja próximo de $g(\theta)$.

Pelas razões que acabamos de mencionar, o estudo de estimadores não viesados é em grande parte dedicado à busca por um estimador não viesado que tenha uma variância pequena. No entanto, se um estimador δ é não viesado, então seu E.Q.M. (Erro Quadrático Médio) $E_{\theta}[(\delta - g(\theta))^2]$ é igual à sua variância $\text{Var}_{\theta}(\delta)$. Portanto, a busca por um estimador não viesado com uma variância pequena é equivalente à busca por um estimador não viesado com um E.Q.M. pequeno. O resultado a seguir é um corolário simples do Exercício 4 da Seção 4.3.

Corolário 8.7.1

Seja δ um estimador com variância finita. Então o E.Q.M. de δ como um estimador de $g(\theta)$ é igual à sua variância mais o quadrado do seu vício.

Exemplo 8.7.3 (Tempos de Vida de Componentes Eletrônicos)

Podemos comparar os dois estimadores $\hat{\theta}$ e $\delta(\mathbf{X})$ no Exemplo 8.7.2 usando o E.Q.M. De acordo com o Exercício 21 da Seção 5.7, a variância de $1/T$ é $\theta^2/4$. Então, o E.Q.M. de $\delta(\mathbf{X})$ é θ^2 . Para $\hat{\theta}$, a variância é $9\theta^2/4$ e o quadrado do vício é $\theta^2/4$. Portanto, o E.Q.M. é $5\theta^2/2$, que é 2,5 vezes maior que o E.Q.M. de $\delta(\mathbf{X})$. Se o E.Q.M. fosse a única preocupação, o estimador $\delta^*(\mathbf{X}) = 1/T$ tem variância $\theta^2/4$ e o vício ao quadrado ambos iguais a $\theta^2/4$, então o E.Q.M. é $\theta^2/2$, metade do E.Q.M. do estimador não viesado. A Figura 8.8 plota o E.Q.M. para cada um desses estimadores juntamente com o E.Q.M. do estimador de Bayes $4/(2 + T)$ encontrado no Exemplo 8.1.3. O cálculo do E.Q.M. do estimador de Bayes requereu simulação. Eventualmente (acima de $\theta = 3.1$), o E.Q.M. do estimador de Bayes cruza acima do E.Q.M. de $1/T$, mas permanece abaixo dos outros dois para todo θ .

Exemplo 8.7.4 (Estimação Não Viesada da Média)

Seja $\mathbf{X} = (X_1, \dots, X_n)$ uma amostra aleatória de uma distribuição que depende de um parâmetro (ou vetor de parâmetros) θ . Suponha que a média e a variância da distribuição sejam finitas. Defina $g(\theta) = E_\theta(X_1)$. A média amostral \bar{X}_n é obviamente um estimador não viesado de $g(\theta)$. Seu E.Q.M. é $\text{Var}_\theta(X_1)/n$. No Exemplo 8.7.1, $g(\theta) = 1/\theta$ e \bar{X}_n é um estimador não viesado da média.

Estimação Não Viesada da Variância

Teorema 8.7.1 (Amostragem de uma Distribuição Geral)

Seja $\mathbf{X} = (X_1, \dots, X_n)$ uma amostra aleatória de uma distribuição que depende de um parâmetro (ou vetor de parâmetros) θ . Assuma que a variância da distribuição é finita. Defina $g(\theta) = \text{Var}_\theta(X_i)$. A seguinte estatística é um estimador não viesado da variância $g(\theta)$:

$$\hat{\sigma}_1^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2.$$

Prova. Seja $\mu = E_\theta(X_i)$, e seja σ^2 representando $g(\theta) = \text{Var}_\theta(X_i)$. Como a média amostral é um estimador não viesado de μ , é mais ou menos natural considerar primeiro a variância amostral $\hat{\sigma}_0^2 = (1/n) \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2$ e tentar determinar se é um estimador não viesado de σ^2 . Usaremos a identidade

$$\sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2 = \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2 + n(\bar{X}_n - \mu)^2.$$

Então segue-se que

$$\begin{aligned} E(\hat{\sigma}_0^2) &= E \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2 \right] \\ &= E \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2 \right] - E[(\bar{X}_n - \mu)^2]. \end{aligned} \quad (56)$$

Como cada observação X_i tem média μ e variância σ^2 , então $E[(X_i - \mu)^2] = \sigma^2$ para $i = 1, \dots, n$. Portanto,

$$E \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2 \right] = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E[(X_i - \mu)^2] = \frac{1}{n} n \sigma^2 = \sigma^2. \quad (57)$$

Além disso, a média amostral \bar{X}_n tem média μ e variância σ^2/n . Portanto,

$$E[(\bar{X}_n - \mu)^2] = \text{Var}(\bar{X}_n) = \frac{\sigma^2}{n}. \quad (58)$$

Segue-se agora das Eqs. (56), (57) e (58) que

$$E(\hat{\sigma}_0^2) = \sigma^2 - \frac{1}{n}\sigma^2 = \frac{n-1}{n}\sigma^2. \quad (59)$$

Pode-se ver da Eq. (59) que a variância amostral $\hat{\sigma}_0^2$ não é um estimador não viesado de σ^2 , porque sua esperança é $[(n-1)/n]\sigma^2$, em vez de σ^2 . No entanto, se $\hat{\sigma}_0^2$ for multiplicado pelo fator $n/(n-1)$ para obter a estatística $\hat{\sigma}_1^2$, então a esperança de $\hat{\sigma}_1^2$ será de fato σ^2 . Portanto, $\hat{\sigma}_1^2$ é um estimador não viesado de σ^2 . ■

À luz do Teorema 8.7.1, muitos livros didáticos definem a variância amostral como $\hat{\sigma}_1^2$, em vez de $\hat{\sigma}_0^2$.

Nota: Caso Especial de Amostra Aleatória Normal. O estimador $\hat{\sigma}_0^2$ é o mesmo que o estimador de máxima verossimilhança $\hat{\sigma}^2$ de σ^2 quando X_1, \dots, X_n têm a distribuição normal com média μ e variância σ^2 . Além disso, $\hat{\sigma}_1^2$ é a mesma que a variável aleatória σ'^2 que aparece em intervalos de confiança para μ . Optamos por usar nomes diferentes para esses estimadores nesta seção porque estamos discutindo distribuições gerais para as quais σ^2 pode ser alguma função $g(\theta)$ cujo E.M.V. é completamente diferente de $\hat{\sigma}_0^2$. (Veja o Exercício 1 para um tal exemplo.)

Amostragem de uma Família Específica de Distribuições

Quando se pode assumir que X_1, \dots, X_n formam uma amostra aleatória de uma família específica de distribuições, como a família de distribuições de Poisson, será geralmente desejável considerar não apenas $\hat{\sigma}_1^2$, mas também outros estimadores não viesados da variância.

Exemplo 8.7.5 (Amostra de uma Distribuição de Poisson)

Suponha que observemos uma amostra aleatória de uma distribuição de Poisson para a qual a média θ é desconhecida. Já vimos que \bar{X}_n será um estimador não viesado da média θ . Além disso, como a variância de uma distribuição de Poisson também é igual a θ , segue-se que \bar{X}_n é também um estimador não viesado da variância. Neste exemplo, portanto, tanto \bar{X}_n quanto $\hat{\sigma}_1^2$ são estimadores não viesados da variância desconhecida θ . Ademais, qualquer combinação de \bar{X}_n e $\hat{\sigma}_1^2$ tendo a forma $a\bar{X}_n + (1-a)\hat{\sigma}_1^2$, onde a é uma constante dada ($-\infty < a < \infty$), também será um estimador não viesado de θ , porque sua esperança será

$$E[a\bar{X}_n + (1-a)\hat{\sigma}_1^2] = aE(\bar{X}_n) + (1-a)E(\hat{\sigma}_1^2) = a\theta + (1-a)\theta = \theta. \quad (60)$$

Outros estimadores não viesados de θ também podem ser construídos.

Se um estimador não viesado deve ser usado, o problema é determinar qual dos possíveis estimadores não viesados tem a menor variância ou, equivalentemente, tem o menor E.Q.M. (Erro Quadrático Médio). Não derivaremos a solução para este problema agora. No entanto, será mostrado na Seção 8.8 que, no Exemplo 8.7.5, para todo valor possível de θ , o estimador \bar{X}_n tem a menor variância entre todos os estimadores não viesados de θ . Este resultado não é surpreendente. Sabemos do Exemplo 7.7.2 que \bar{X}_n é uma estatística suficiente para θ , e foi argumentado na Seção 7.9 que podemos restringir nossa atenção a estimadores que são funções apenas da estatística suficiente. (Veja também o Exercício 13 no final desta seção.)

Exemplo 8.7.6 (Amostragem de uma Distribuição Normal)

Suponha que $\mathbf{X} = (X_1, \dots, X_n)$ formem uma amostra aleatória de uma distribuição normal com média desconhecida μ e variância desconhecida σ^2 . Vamos considerar o problema de estimar σ^2 . Sabemos do Teorema 8.7.1 que o estimador $\hat{\sigma}_1^2$ é um estimador não viesado de σ^2 . Além disso, sabemos do Exemplo 7.5.6 que $\hat{\sigma}_0^2$ é o E.M.V. de σ^2 . Queremos determinar se o E.Q.M. $E[(\hat{\sigma}_0^2 - \sigma^2)^2]$ é menor para $\hat{\sigma}_0^2$ ou para o estimador $\hat{\sigma}_1^2$, e também se existe ou não algum outro estimador de σ^2 que tenha um E.Q.M. menor do que ambos $\hat{\sigma}_0^2$ e $\hat{\sigma}_1^2$. Tanto o estimador $\hat{\sigma}_0^2$ quanto o estimador $\hat{\sigma}_1^2$ têm a forma:

$$T_c = c \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2, \quad (61)$$

onde $c = 1/n$ para $\hat{\sigma}_0^2$ e $c = 1/(n-1)$ para $\hat{\sigma}_1^2$. Vamos agora determinar o E.Q.M. para um estimador arbitrário tendo a forma da Eq. (61) e então determinar o valor de c para o qual este E.Q.M. é mínimo. Demonstraremos a propriedade marcante de que o mesmo valor de c minimiza o E.Q.M. para todos os valores possíveis dos parâmetros μ e σ^2 . Portanto, entre todos os estimadores que têm a forma da Eq. (61), existe um que tem o menor E.Q.M. para todos os valores possíveis de μ e σ^2 .

Foi mostrado na Seção 8.3 que quando X_1, \dots, X_n formam uma amostra aleatória de uma distribuição normal, a variável aleatória $\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2 / \sigma^2$ tem a distribuição χ^2 com $n-1$ graus de liberdade. Pelo Teorema 8.2.1, a média desta variável é $n-1$, e a variância é $2(n-1)$. Portanto, se T_c é definido pela Eq. (61),

$$E(T_c) = (n-1)c\sigma^2 \quad \text{e} \quad \text{Var}(T_c) = 2(n-1)c^2\sigma^4. \quad (62)$$

Assim, pelo Corolário 8.7.1, o E.Q.M. de T_c pode ser encontrado da seguinte forma:

$$\begin{aligned} E[(T_c - \sigma^2)^2] &= [E(T_c) - \sigma^2]^2 + \text{Var}(T_c^2) \\ &= [(n-1)c - 1]^2 \sigma^4 + 2(n-1)c^2 \sigma^4 \\ &= [(n^2 - 1)c^2 - 2(n-1)c + 1] \sigma^4. \end{aligned} \quad (63)$$

O coeficiente de σ^4 na Eq. (63) é simplesmente uma função quadrática de c . Portanto, não importa o que σ^2 seja igual, o valor de minimização de c é encontrado por diferenciação elemental. O resultado é $c = 1/(n+1)$.

Em resumo, estabelecemos o seguinte fato: Entre todos os estimadores de σ^2 tendo a forma da Eq. (61), o estimador que tem o menor E.Q.M. para todos os valores possíveis de μ e σ^2 é $T_1 = [1/(n+1)] \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2$. Em particular, $T_{1/(n+1)}$ tem um E.Q.M. menor do que o E.M.V. $\hat{\sigma}_0^2$ e o estimador não viesado $\hat{\sigma}_1^2$. Portanto, os estimadores $\hat{\sigma}_0^2$ e $\hat{\sigma}_1^2$, assim como todos os outros estimadores tendo a forma da Eq. (61) com $c \neq 1/(n+1)$, são inadmissíveis. Foi demonstrado por C. Stein em 1964 que mesmo o estimador $T_{1/(n+1)}$ é dominado por outros estimadores e que o próprio $T_{1/(n+1)}$ é, portanto, inadmissível.

Os estimadores $\hat{\sigma}_0^2$ e $\hat{\sigma}_1^2$ são comparados no Exercício 6 no final desta seção. Claro, quando o tamanho da amostra n é grande, faz pouca diferença se n , $n-1$, ou $n+1$ é usado como o divisor na estimativa de σ^2 ; todos os três estimadores $\hat{\sigma}_0^2$, $\hat{\sigma}_1^2$, e $T_{1/(n+1)}$ serão aproximadamente iguais.

Limitações da Estimação Não Viesada

O conceito de estimação não viesada desempenhou um papel importante no desenvolvimento histórico da estatística, e o sentimento de que um estimador não viesado deve ser preferido a um estimador viesado é prevalente na prática estatística atual. De fato, que cientista deseja ser acusado de estar viesado? A própria terminologia da teoria da estimação não viesada parece tornar o uso de estimadores não viesados altamente desejável.

No entanto, como explicado nesta seção, a qualidade de um estimador não viesado deve ser avaliada em termos de sua variância ou seu E.Q.M. (Erro Quadrático Médio). Os Exemplos 8.7.3 e 8.7.6 ilustram o seguinte fato: Em muitos problemas, existem estimadores viesados que têm um E.Q.M. menor do que todo estimador não viesado para todo valor possível do parâmetro. Além disso, pode-se mostrar que um estimador de Bayes, que faz uso de toda a informação a priori relevante sobre o parâmetro e que minimiza o E.Q.M. geral, é não viesado apenas em problemas triviais nos quais o parâmetro pode ser estimado

perfeitamente. Algumas outras limitações da teoria da estimação não viesada serão agora descritas.

Inexistência de um Estimador Não Viesado Em muitos problemas, não existe qualquer estimador não viesado da função do parâmetro que deve ser estimada. Por exemplo, suponha que X_1, \dots, X_n formem n ensaios de Bernoulli para os quais o parâmetro p é desconhecido ($0 \leq p \leq 1$). Então a média amostral \bar{X}_n será um estimador não viesado de p , mas pode-se mostrar que não existe um estimador não viesado de $p^{1/2}$. (Veja Exercício 7.) Além disso, se for sabido neste exemplo que p deve estar no intervalo $\frac{1}{2} \leq p \leq \frac{3}{4}$, então não há estimador não viesado de p cujos valores possíveis estejam confinados a esse mesmo intervalo.

Estimadores Não Viesados Inapropriados Considere uma sequência infinita de ensaios de Bernoulli para a qual o parâmetro p é desconhecido ($0 < p < 1$), e seja X o número de falhas que ocorrem antes do primeiro sucesso. Então X tem a distribuição geométrica com parâmetro p cuja f.p. é dada pela Eq. (5.5.3). Se for desejado estimar o valor de p a partir da observação X , então pode-se mostrar (veja Exercício 8) que o *único* estimador não viesado de p produz a estimativa 1 se $X = 0$ e a estimativa 0 se $X > 0$. Este estimador parece inadequado. Por exemplo, se o primeiro sucesso for obtido no segundo ensaio, isto é, se $X = 1$, então é tolo estimar que a probabilidade de sucesso p é 0. Similarmente, se $X = 0$ (o primeiro ensaio é um sucesso), parece igualmente tolo estimar p como sendo tão grande quanto 1.

Como outro exemplo de um estimador não viesado inadequado, suponha que a variável aleatória X tenha a distribuição de Poisson com média desconhecida λ ($\lambda > 0$), e suponha também que se deseja estimar o valor de $e^{-2\lambda}$. Pode-se mostrar (veja Exercício 9) que o *único* estimador não viesado de $e^{-2\lambda}$ produz a estimativa 1 se X for um inteiro par e a estimativa -1 se X for um inteiro ímpar. Este estimador é inadequado por duas razões. Primeiro, ele produz a estimativa 1 ou -1 para um parâmetro $e^{-2\lambda}$, que deve estar entre 0 e 1. Segundo, o valor da estimativa depende apenas se X é ímpar ou par, em vez de se X é grande ou pequeno.

Ignorando Informação Mais uma crítica ao conceito de estimação não viesada é que o princípio de sempre usar um estimador não viesado para um parâmetro θ (quando tal existe) às vezes ignora informações valiosas que estão disponíveis. Como exemplo, suponha que a voltagem média θ em um certo circuito elétrico seja desconhecida; esta voltagem deve ser medida por um voltímetro para o qual a leitura X tem a distribuição normal com média θ e variância σ^2 conhecida. Suponha também que a leitura observada no voltímetro seja 2.5 volts. Como X é um estimador não viesado de θ neste exemplo, um cientista que desejasse usar um estimador não viesado estimaria o valor de θ como sendo 2.5 volts.

No entanto, suponha também que, depois que o cientista relatou o valor 2.5 como sua estimativa de θ , ele descobriu que o voltímetro trunca todas as leituras em 3 volts, assim como no Exemplo 3.2.7 na página 106. Ou seja, a leitura do voltímetro é precisa para qualquer voltagem menor que 3 volts, mas uma voltagem maior que 3 volts seria relatada como 3 volts. Como a leitura real foi 2.5 volts, esta leitura não foi afetada pelo truncamento. No entanto, a leitura observada não seria mais um estimador não viesado de θ porque a distribuição da leitura truncada X não é uma distribuição normal com média θ . Portanto, se o cientista ainda quisesse usar um estimador não viesado, ele teria que mudar sua estimativa de θ de 2.5 volts para um valor diferente.

Ignorar o fato de que a leitura observada foi precisa parece inaceitável. Já que a leitura observada real foi de apenas 2.5 volts, é o mesmo que teria sido observado se não houvesse truncamento. Como a observação de truncamento não foi truncada, pareceria que o fato de poder ter havido um truncamento é irrelevante para a estimação de θ . No entanto, como essa possibilidade muda o espaço amostral de X e sua distribuição de probabilidade, ela também mudará a forma do estimador não viesado de θ .

Resumo

Um estimador $\delta(\mathbf{X})$ de $g(\theta)$ é não viesado se $E_{\theta}[\delta(\mathbf{X})] = g(\theta)$ for todos os valores possíveis de θ . O vício de um estimador de $g(\theta)$ é $E_{\theta}[\delta(\mathbf{X})] - g(\theta)$. O E.Q.M. de um estimador é igual à sua variância mais o quadrado do seu vício. O E.Q.M. de um estimador não viesado é igual à sua variância.

Exercícios

- Sejam X_1, \dots, X_n uma amostra aleatória da distribuição de Poisson com média θ .
 - Expresse $\text{Var}_{\theta}(X_i)$ como uma função $\sigma^2 = g(\theta)$.
 - Encontre o E.M.V. de $g(\theta)$ e mostre que ele é não viesado.
- Suponha que X seja uma variável aleatória cuja distribuição é completamente desconhecida, mas sabe-se que todos os momentos $E(X^k)$, para $k = 1, 2, \dots$, são finitos. Suponha também que X_1, \dots, X_n formem uma amostra aleatória desta distribuição. Mostre que para $k = 1, 2, \dots$, o k -ésimo momento amostral $(1/n) \sum_{i=1}^n X_i^k$ é um estimador não viesado de $E(X^k)$.
- Para as condições do Exercício 2, encontre um estimador não viesado de $[E(X)]^2$. *Dica:* $[E(X)]^2 = E(X^2) - \text{Var}(X)$.
- Suponha que uma variável aleatória X tenha a distribuição geométrica com parâmetro desconhecido p . (Ver Seção 5.5.) Encontre uma estatística $\delta(X)$ que será um estimador não viesado de $1/p$.

5. Suponha que uma variável aleatória X tenha a distribuição de Poisson com média desconhecida λ ($\lambda > 0$). Encontre uma estatística $\delta(X)$ que será um estimador não viesado de e^λ . *Dica:* Se $E[\delta(X)] = e^\lambda$, então

$$\sum_{x=0}^{\infty} \frac{\delta(x)e^{-\lambda}\lambda^x}{x!} = e^\lambda.$$

Multiplique ambos os lados desta equação por e^λ , expanda o lado direito em uma série de potências em λ , e então iguale os coeficientes de λ^x em ambos os lados da equação para $x = 0, 1, 2, \dots$.

6. Suponha que X_1, \dots, X_n formem uma amostra aleatória da distribuição normal com média desconhecida μ e variância desconhecida σ^2 . Sejam $\hat{\sigma}_0^2$ e $\hat{\sigma}_1^2$ os dois estimadores de σ^2 , definidos como se segue:

$$\hat{\sigma}_0^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2 \quad \text{e} \quad \hat{\sigma}_1^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2.$$

Mostre que o E.Q.M. de $\hat{\sigma}_0^2$ é menor que o E.Q.M. de $\hat{\sigma}_1^2$ para todos os valores possíveis de μ e σ^2 .

7. Suponha que X_1, \dots, X_n formem n ensaios de Bernoulli para os quais o parâmetro p é desconhecido ($0 \leq p \leq 1$). Mostre que a esperança de toda função $\delta(X_1, \dots, X_n)$ é um polinômio em p cujo grau não excede n .
8. Suponha que uma variável aleatória X tenha a distribuição geométrica com parâmetro desconhecido p ($0 < p < 1$). Mostre que o único estimador não viesado de p é o estimador $\delta(X)$ tal que $\delta(0) = 1$ e $\delta(X) = 0$ para $X > 0$.
9. Suponha que uma variável aleatória X tenha a distribuição de Poisson com média desconhecida λ ($\lambda > 0$). Mostre que o único estimador não viesado de $e^{-2\lambda}$ é o estimador $\delta(X)$ tal que $\delta(X) = 1$ se X for um inteiro par e $\delta(X) = -1$ if X for um inteiro ímpar.
10. Considere uma sequência infinita de ensaios de Bernoulli para a qual o parâmetro p é desconhecido ($0 < p < 1$), e suponha que a amostragem continue até que exatamente k sucessos tenham sido obtidos, onde k é um inteiro fixo ($k \geq 2$). Seja N o número total de ensaios que são necessários para obter os k sucessos. Mostre que o estimador $(k-1)/(N-1)$ é um estimador não viesado de p .
11. Suponha que uma certa droga deva ser administrada a dois tipos diferentes de animais A e B. Sabe-se que a resposta média dos animais do tipo A é a mesma que a resposta média dos animais do tipo B, mas o valor comum θ desta média é desconhecido e deve ser estimado. Sabe-se também que a variância da resposta dos animais do tipo A é quatro vezes maior que a

variância da resposta dos animais do tipo B. Sejam X_1, \dots, X_m as respostas de uma amostra aleatória de m animais do tipo A, e sejam Y_1, \dots, Y_n as respostas de uma amostra aleatória independente de n animais do tipo B. Finalmente, considere o estimador $\hat{\theta} = \alpha \bar{X}_m + (1 - \alpha) \bar{Y}_n$.

- a. Para quais valores de α, m , e n $\hat{\theta}$ é um estimador não viesado de θ ?
 - b. Para valores fixos de m e n , qual valor de α produz um estimador não viesado com variância mínima?
12. Suponha que uma certa população de indivíduos seja composta por k estratos diferentes ($k \geq 2$), e que para $i = 1, \dots, k$, a proporção de indivíduos na população total que pertencem ao estrato i é p_i , onde $p_i > 0$ e $\sum_{i=1}^k p_i = 1$. Estamos interessados em estimar o valor médio μ de uma certa característica entre a população total. Entre os indivíduos no estrato i , esta característica tem média μ_i e variância σ_i^2 , onde o valor de μ_i é desconhecido e o valor de σ_i^2 é conhecido. Suponha que uma amostra estratificada seja retirada da população da seguinte forma: De cada estrato i , uma amostra aleatória de n_i indivíduos é retirada, e a característica é medida para cada um desses indivíduos. As amostras dos k estratos são retiradas independentemente umas das outras. Seja \bar{X}_i a média da amostra das n_i medições na amostra do estrato i .
- a. Mostre que $\mu = \sum_{i=1}^k p_i \mu_i$, e mostre também que $\hat{\mu} = \sum_{i=1}^k p_i \bar{X}_i$ é um estimador não viesado de μ .
 - b. Seja $n = \sum_{i=1}^k n_i$ o número total de observações nas k amostras. Para um valor fixo de n , encontre os valores de n_1, \dots, n_k para os quais a variância de $\hat{\mu}$ será mínima.
13. Suponha que X_1, \dots, X_n formem uma amostra aleatória de uma distribuição para a qual a f.d.p. ou a f.p. é $f(\mathbf{x}|\theta)$, onde o valor do parâmetro θ é desconhecido. Seja $\mathbf{X} = (X_1, \dots, X_n)$, e seja T uma estatística. Assuma que $\delta(\mathbf{X})$ é um estimador não viesado de θ tal que $E_\theta[\delta(\mathbf{X})|T]$ não depende de θ . (Se T é uma estatística suficiente, como definido na Seção 7.7, então isso será verdadeiro para todo estimador δ . A condição também é válida em outros exemplos.) Seja $\delta_0(T)$ a condicional $\delta_0(T) = E_\theta[\delta(\mathbf{X})|T]$.
- a. Mostre que $\delta_0(T)$ é também um estimador não viesado de θ .
 - b. Mostre que $\text{Var}_\theta(\delta_0) \leq \text{Var}_\theta(\delta)$ para todo valor possível de θ . *Dica:* Use o resultado do Exercício 11 na Seção 4.7.
14. Suponha que X_1, \dots, X_n formem uma amostra aleatória da distribuição uniforme no intervalo $[0, \theta]$, onde o valor do parâmetro θ é desconhecido; e seja $Y_n = \max(X_1, \dots, X_n)$. Mostre que $[(n+1)/n]Y_n$ é um estimador não viesado de θ .

15. Suponha que uma variável aleatória X possa assumir apenas os cinco valores $x = 1, 2, 3, 4, 5$ com as seguintes probabilidades:

$$\begin{aligned} f(1|\theta) &= \theta^3, & f(2|\theta) &= \theta^2(1 - \theta), \\ f(3|\theta) &= 2\theta(1 - \theta), & f(4|\theta) &= \theta(1 - \theta)^2, \\ f(5|\theta) &= (1 - \theta)^3. \end{aligned}$$

Aqui, o valor do parâmetro θ é desconhecido ($0 \leq \theta \leq 1$).

- a. Verifique se a soma das cinco probabilidades dadas é 1 para todo valor de θ .
- b. Considere um estimador $\delta_c(X)$ que tenha a seguinte forma:

$$\begin{aligned} \delta_c(1) &= 1, & \delta_c(2) &= 2 - 2c, & \delta_c(3) &= c, \\ \delta_c(4) &= 1 - 2c, & \delta_c(5) &= 0. \end{aligned}$$

Mostre que para cada constante c , $\delta_c(X)$ é um estimador não viesado de θ .

- c. Seja θ_0 um número tal que $0 < \theta_0 < 1$. Determine uma constante c_0 tal que quando $\theta = \theta_0$, a variância de $\delta_{c_0}(X)$ seja menor que a variância de $\delta_c(X)$ para todo outro valor de c .
16. Reconsidere as condições do Exercício 3. Suponha que $n = 2$, e observamos $X_1 = 2$ e $X_2 = -1$. Calcule o valor do estimador não viesado de $[E(X)]^2$ encontrado no Exercício 3. Descreva uma falha que você descobriu no estimador.

9.1 Problemas de Teste de Hipóteses

No Exemplo 8.3.1, na página 473, estávamos interessados em saber se a média da log-precipitação μ de nuvens semeadas era ou não maior que alguma constante, especificamente 4. Problemas de teste de hipóteses são de natureza semelhante ao problema de decisão do Exemplo 8.3.1. Em geral, o teste de hipóteses se preocupa em tentar decidir se um parâmetro θ está em um subconjunto do espaço de parâmetros ou em seu complemento. Quando θ é unidimensional, pelo menos um dos dois subconjuntos será tipicamente um intervalo, possivelmente degenerado. Nesta seção, introduzimos a notação e alguma metodologia comum associada ao teste de hipóteses. Também demonstramos uma equivalência entre testes de hipóteses e intervalos de confiança.

A Hipótese Nula e a Hipótese Alternativa

Exemplo 9.1.1 (Chuva de Nuvens Semeadas)

No Exemplo 8.3.1, modelamos as log-precipitações de 26 nuvens semeadas como variáveis aleatórias normais com média desconhecida μ e variância desconhecida σ^2 . Seja $\theta = (\mu, \sigma^2)$ o vetor de parâmetros. Estamos interessados em saber se $\mu > 4$ ou não. Para expressar isso em termos do vetor de parâmetros, estamos interessados em saber se θ pertence ou não ao conjunto $\{(\mu, \sigma^2) : \mu > 4\}$. No Exemplo 8.6.4, calculamos a probabilidade de que $\mu > 4$ como parte de uma análise Bayesiana. Se alguém não deseja fazer uma análise Bayesiana, deve-se abordar a questão de saber se $\mu > 4$ ou não por outros meios, como os introduzidos neste capítulo.

Considere um problema estatístico envolvendo um parâmetro θ cujo valor é desconhecido, mas que deve pertencer a um certo espaço de parâmetros Ω . Suponha agora que Ω possa ser particionado em dois subconjuntos disjuntos Ω_0 e Ω_1 , e o estatístico esteja interessado em saber se θ pertence a Ω_0 ou a Ω_1 .

Vamos denotar por H_0 a hipótese de que $\theta \in \Omega_0$ e por H_1 a hipótese de que $\theta \in \Omega_1$. Como os subconjuntos Ω_0 e Ω_1 são disjuntos e $\Omega_0 \cup \Omega_1 = \Omega$, exatamente uma das hipóteses H_0 e H_1 deve ser verdadeira. O estatístico deve decidir qual das hipóteses H_0 ou H_1 parece ser verdadeira. Um problema desse tipo, no qual há apenas duas decisões possíveis, é chamado de problema de *teste de hipóteses*. Se o estatístico tomar a decisão errada, ele pode sofrer uma certa perda ou pagar um certo custo. Em muitos problemas, ele terá a oportunidade de observar alguns dados antes de ter que tomar sua decisão, e os valores observados lhe fornecerão informações sobre o valor de θ . Um procedimento para decidir qual hipótese escolher é chamado de *procedimento de teste* ou simplesmente um *teste*.

Em nossa discussão até este ponto, tratamos as hipóteses H_0 e H_1 em pé de igualdade. Na maioria dos problemas, no entanto, as duas hipóteses são tratadas de forma bastante diferente.

Definição 9.1.1 (Hipótese Nula e Alternativa/Rejeitar)

A hipótese H_0 é chamada de *hipótese nula* e a hipótese H_1 é chamada de *hipótese alternativa*. Ao realizar um teste, se decidirmos que θ pertence a Ω_1 , dizemos *rejeitar* H_0 . Se decidirmos que θ pertence a Ω_0 , dizemos *não rejeitar* H_0 .

A terminologia referente às decisões na Definição 9.1.1 é assimétrica no que diz respeito às hipóteses nula e alternativa. Retornaremos a este ponto mais adiante na seção.

Exemplo 9.1.2 (Crânios Egípcios)

Manly (1986, p.4) relata medições de várias dimensões de crânios humanos encontrados no Egito de vários períodos de tempo. Esses dados são atribuídos a Thomson e Randall-Maciver (1905). Um período de tempo é de aproximadamente 4000 a.C. Podemos modelar

as medições de largura observadas (em mm) dos crânios como variáveis aleatórias normais com média desconhecida μ e variância 26. O interesse pode estar em como μ se compara à largura de um crânio moderno, cerca de 140mm. O espaço de parâmetros Ω poderia ser os números positivos, e poderíamos definir Ω_0 como o intervalo $[140, \infty)$ enquanto $\Omega_1 = (0, 140)$. Neste caso, escreveríamos as hipóteses nula e alternativa como

$$\begin{aligned}H_0 : \mu &\geq 140, \\H_1 : \mu &< 140.\end{aligned}$$

De forma mais realista, assumiríamos que tanto a média quanto a variância das medições de largura eram desconhecidas. Ou seja, cada medição é uma variável aleatória normal com média μ e variância σ^2 . Neste caso, o parâmetro seria bidimensional, por exemplo, $\theta = (\mu, \sigma^2)$. O espaço de parâmetros Ω seria então pares de números reais. Neste caso, $\Omega_0 = [140, \infty) \times (0, \infty)$ e $\Omega_1 = (0, 140) \times (0, \infty)$, já que as hipóteses dizem respeito apenas à primeira coordenada μ . As hipóteses a serem testadas são as mesmas de cima, mas agora μ é apenas uma coordenada de um vetor de parâmetros bidimensional. Abordaremos problemas deste tipo na Seção 9.5.

Como decidimos que a hipótese nula deveria ser $H_0 : \mu \geq 140$ no Exemplo 9.1.2 em vez de $\mu \leq 140$? Seríamos levados à mesma conclusão de qualquer maneira? Podemos abordar essas questões depois de introduzirmos os possíveis erros que podem surgir no teste de hipóteses (Definição 9.1.7).

Hipóteses Simples e Compostas

Suponha que X_1, \dots, X_n formem uma amostra aleatória de uma distribuição para a qual a f.d.p. ou a f.p. é $f(x|\theta)$, onde o valor do parâmetro θ deve estar no espaço de parâmetros Ω ; e Ω_0 e Ω_1 são conjuntos disjuntos com $\Omega_0 \cup \Omega_1 = \Omega$; e deseja-se testar as seguintes hipóteses:

$$\begin{aligned}H_0 : \theta &\in \Omega_0, \\H_1 : \theta &\in \Omega_1.\end{aligned}$$

Para $i = 0$ ou $i = 1$, o conjunto Ω_i pode conter apenas um único valor de θ ou pode ser um conjunto maior.

Definição 9.1.2 (Hipóteses Simples e Compostas)

Se Ω_i contém apenas um único valor de θ , então H_i é uma *hipótese simples*. Se o conjunto Ω_i contém mais de um valor de θ , então H_i é uma *hipótese composta*.

Sob uma hipótese simples, a distribuição das observações é completamente especificada. Sob uma hipótese composta, é especificado apenas que a distribuição das observações pertence a uma certa classe. Por exemplo, uma hipótese nula simples H_0 deve ter a forma

$$H_0 : \theta = \theta_0. \quad (64)$$

Definição 9.1.3 (Hipóteses Unilaterais e Bilaterais)

Seja θ um parâmetro unidimensional. *Hipóteses nulas unilaterais* são da forma $H_0 : \theta \leq \theta_0$ ou $H_0 : \theta \geq \theta_0$, com as correspondentes *hipóteses alternativas unilaterais* sendo $H_1 : \theta > \theta_0$ ou $H_1 : \theta < \theta_0$. Quando a hipótese nula é simples, como (9.1.1), a hipótese alternativa é usualmente *bilateral*, $H_1 : \theta \neq \theta_0$.

As hipóteses no Exemplo 9.1.2 são unilaterais. No Exemplo 9.1.3 (logo a seguir), a hipótese alternativa é bilateral. Hipóteses unilaterais e bilaterais serão discutidas em mais detalhes nas Seções 9.3 e 9.4.

A Região Crítica e Estatísticas de Teste

Exemplo 9.1.3 (Testando Hipóteses sobre a Média de uma Distribuição Normal com Variância Conhecida)

Suponha que $\mathbf{X} = (X_1, \dots, X_n)$ seja uma amostra aleatória da distribuição normal com média desconhecida μ e variância conhecida σ^2 . Desejamos testar as hipóteses

$$\begin{aligned} H_0 : \mu &= \mu_0, \\ H_1 : \mu &\neq \mu_0. \end{aligned} \quad (65)$$

Pode parecer razoável rejeitar H_0 se \bar{X}_n estiver longe de μ_0 . Por exemplo, poderíamos escolher um número c e rejeitar H_0 se a distância de \bar{X}_n até μ_0 for maior que c . Uma maneira de expressar isso é dividindo o conjunto S de todos os vetores de dados possíveis $\mathbf{x} = (x_1, \dots, x_n)$ (o espaço amostral) nos dois conjuntos

$$S_0 = \{\mathbf{x} : -c \leq \bar{x}_n - \mu_0 \leq c\}, \quad \text{e} \quad S_1 = S_0^c.$$

Então, rejeitamos H_0 se $\mathbf{X} \in S_1$, e não rejeitamos H_0 se $\mathbf{X} \in S_0$. Uma maneira mais simples de expressar o procedimento é definir a estatística $T = |\bar{X}_n - \mu_0|$, e rejeitar H_0 se $T \geq c$.

Em geral, considere um problema no qual desejamos testar as seguintes hipóteses:

$$H_0 : \theta \in \Omega_0, \quad \text{e} \quad H_1 : \theta \in \Omega_1. \quad (66)$$

Suponha que, antes que o estatístico tenha que decidir qual hipótese escolher, ele possa observar uma amostra aleatória $\mathbf{X} = (X_1, \dots, X_n)$ de uma distribuição que envolve o parâmetro desconhecido θ . Seja S o espaço amostral do vetor aleatório n -dimensional \mathbf{X} . Em outras palavras, S é o conjunto de todos os valores possíveis da amostra aleatória.

Em um problema deste tipo, o estatístico pode especificar um procedimento de teste particionando o espaço amostral S em dois subconjuntos. Um subconjunto S_1 contém os valores de \mathbf{X} para os quais ela rejeitará H_0 , e o outro subconjunto S_0 contém os valores de \mathbf{X} para os quais ela não rejeitará H_0 .

Definição 9.1.4 (Região Crítica)

O conjunto S_1 definido acima é chamado de *região crítica* do teste.

Em resumo, um procedimento de teste é determinado especificando-se a região crítica do teste. O complemento da região crítica deve então conter todos os resultados para os quais H_0 não será rejeitada.

Na maioria dos problemas de teste de hipóteses, a região crítica é definida em termos de uma estatística, $T = r(\mathbf{X})$.

Exemplo 9.1.4 (Chuva de Nuvens Semeadas)

Podemos formular o problema descrito no Exemplo 9.1.1 como o de testar as hipóteses $H_0 : \mu \leq 4$ versus $H_1 : \mu > 4$. Poderíamos usar a mesma estatística de teste do Exemplo 9.1.3. Alternativamente, poderíamos usar a estatística $U = n^{1/2}(\bar{X}_n - 4)/\sigma'$, que se parece muito com a variável aleatória da Eq. (8.5.1) na qual os intervalos de confiança foram baseados. Faz sentido, neste caso, rejeitar H_0 se U for grande, já que isso corresponderia a \bar{X}_n sendo grande em comparação com 4.

Nota: Divisão do Espaço de Parâmetros e do Espaço Amostral. Nas várias definições dadas até agora, o leitor precisa manter em mente duas divisões diferentes. Primeiro, dividimos o espaço de parâmetros Ω em dois subconjuntos disjuntos, Ω_0 e Ω_1 . Em seguida, dividimos o espaço amostral S em dois subconjuntos disjuntos S_0 e S_1 . Essas divisões estão relacionadas entre si, mas não são a mesma coisa. Por um lado, o espaço de parâmetros e o espaço amostral geralmente têm dimensões diferentes, então Ω_0 será necessariamente diferente de S_0 . A relação entre as duas divisões é a seguinte: Se a amostra aleatória \mathbf{X} estiver na região crítica S_1 , então rejeitamos a hipótese nula Ω_0 . Se $\mathbf{X} \in S_0$, não rejeitamos Ω_0 . Eventualmente, aprendemos qual S_0 ou S_1 contém \mathbf{X} . Raramente aprendemos qual Ω_0 ou Ω_1 contém θ .

Definição 9.1.5 (Estatística de Teste/Região de Rejeição)

Seja \mathbf{X} uma amostra aleatória de uma distribuição que depende de um parâmetro θ . Seja $T = r(\mathbf{X})$ uma estatística, e seja R um

subconjunto da reta real. Suponha que um procedimento de teste para as hipóteses (9.1.3) seja da forma "rejeitar H_0 se $T \in R$ ". Então chamamos T de *estatística de teste* e chamamos R de *região de rejeição* do teste.

Quando um teste é definido em termos de uma estatística de teste T e região de rejeição R , como na Definição 9.1.5, o conjunto $S_1 = \{\mathbf{x} : r(\mathbf{x}) \in R\}$ é a região crítica da Definição 9.1.4.

Tipicamente, a região de rejeição para um teste baseado em uma estatística de teste T será algum intervalo fixo ou o exterior de algum intervalo fixo. Por exemplo, se o teste rejeita H_0 quando $T \geq c$, a região de rejeição é o intervalo $[c, \infty)$. Uma vez que uma estatística de teste está sendo usada, é mais simples expressar tudo em termos da estatística de teste em vez de tentar calcular a região crítica da Definição 9.1.4. Todos os testes no restante deste livro serão baseados em estatísticas de teste. De fato, a maioria dos testes pode ser escrita na forma "rejeitar H_0 se $T \geq c$ ". (O Exemplo 9.1.7 é uma das raras exceções.)

No Exemplo 9.1.3, a estatística de teste é $T = |\bar{X}_n - \mu_0|$, e a região de rejeição é o intervalo $[c, \infty)$. Pode-se escolher uma estatística de teste usando critérios intuitivos, como no Exemplo 9.1.3, ou com base em considerações teóricas. Alguns argumentos teóricos são dados nas Seções 9.2-9.4 para a escolha de certas estatísticas de teste em uma variedade de problemas envolvendo um único parâmetro. Embora esses resultados teóricos forneçam testes ótimos nas situações em que se aplicam, muitos problemas práticos não satisfazem as condições necessárias para aplicar esses resultados.

A Função de Poder e Tipos de Erro

Seja δ um procedimento de teste da forma discutida anteriormente nesta seção, seja baseado em uma região crítica ou em uma estatística de teste. As propriedades probabilísticas interessantes de δ podem ser resumidas computando, para cada valor de $\theta \in \Omega$, ou a probabilidade $\pi(\theta|\delta)$ de que o teste δ rejeitará H_0 , ou a probabilidade $1 - \pi(\theta|\delta)$ de que ele não rejeitará H_0 .

Definição 9.1.6 (Função de Poder)

Seja δ um procedimento de teste. A função $\pi(\theta|\delta)$ é chamada de *função de poder* do teste δ . Se S_1 denota a região crítica de δ , então a função de poder $\pi(\theta|\delta)$ é determinada pela relação

$$\pi(\theta|\delta) = \Pr(\mathbf{X} \in S_1|\theta) \quad \text{para } \theta \in \Omega. \quad (67)$$

Se δ é descrito em termos de uma estatística de teste T e região de rejeição R , a função de poder é

$$\pi(\theta|\delta) = \Pr(T \in R|\theta) \quad \text{para } \theta \in \Omega. \quad (68)$$

Como a função de poder $\pi(\theta|\delta)$ especifica, para cada valor possível do parâmetro θ , a probabilidade de que δ rejeitará H_0 , segue-se que

a função de poder ideal seria aquela para a qual $\pi(\theta|\delta) = 0$ para todo valor de $\theta \in \Omega_0$, e $\pi(\theta|\delta) = 1$ para todo valor de $\theta \in \Omega_1$. Se a função de poder de um teste δ realmente tivesse esses valores, então, independentemente do valor real de θ , δ levaria à decisão correta com probabilidade 1. Em um problema prático, no entanto, raramente existirá qualquer procedimento de teste com esta função de poder ideal.

Exemplo 9.1.5 (Testando Hipóteses sobre a Média de uma Distribuição Normal com Variância Conhecida)

No Exemplo 9.1.3, o teste δ é baseado na estatística de teste $T = |\bar{X}_n - \mu_0|$ com região de rejeição $R = [c, \infty)$. A distribuição de \bar{X}_n é a distribuição normal com média μ e variância σ^2/n . O parâmetro é μ porque assumimos que σ^2 é conhecida. Seja Φ a f.d.a. normal padrão. Então

$$\begin{aligned} \Pr(T \in R|\mu) &= \Pr(\bar{X}_n \geq \mu_0 + c|\mu) + \Pr(\bar{X}_n \leq \mu_0 - c|\mu) \\ &= 1 - \Phi\left(\frac{n^{1/2}(\mu_0 + c - \mu)}{\sigma}\right) + \Phi\left(\frac{n^{1/2}(\mu_0 - c - \mu)}{\sigma}\right). \end{aligned}$$

A expressão final acima é a função de poder $\pi(\mu|\delta)$. A Figura 9.1 plota as funções de poder de três testes diferentes com $c = 1, 2, 3$ no exemplo específico em que $\mu_0 = 4$, $n = 15$, e $\sigma^2 = 9$.

Como a possibilidade de erro existe em virtualmente todo problema de teste, devemos considerar quais tipos de erros podemos cometer. Para cada valor de $\theta \in \Omega_0$, a decisão de rejeitar H_0 é uma decisão incorreta. Similarmente, para cada valor de $\theta \in \Omega_1$, a decisão de não rejeitar H_0 é uma decisão incorreta.

Definição 9.1.7 (Erro Tipo I/II)

Uma decisão errônea de rejeitar uma hipótese nula verdadeira é chamada de *erro tipo I*, ou um erro de primeira espécie. Uma decisão errônea de não rejeitar uma hipótese nula falsa é chamada de *erro tipo II*, ou um erro de segunda espécie.

Em termos da função de poder, se $\theta \in \Omega_0$, $\pi(\theta|\delta)$ é a probabilidade de que o estatístico cometerá um erro tipo I. Similarmente, se $\theta \in \Omega_1$, $1 - \pi(\theta|\delta)$ é a probabilidade de cometer um erro tipo II. Claro, ou $\theta \in \Omega_0$ ou $\theta \in \Omega_1$, mas não ambos. Portanto, apenas um tipo de erro é possível condicional a θ , mas não sabemos qual é.

Se tivermos escolha entre vários testes, gostaríamos de escolher um teste δ que tenha uma pequena probabilidade de erro. Ou seja, gostaríamos que a função de poder $\pi(\theta|\delta)$ fosse baixa para valores de $\theta \in \Omega_0$, e gostaríamos

que $\pi(\theta|\delta)$ fosse alta para $\theta \in \Omega_1$. Geralmente, esses dois objetivos trabalham um contra o outro. Isto é, se escolhermos δ para tornar $\pi(\theta|\delta)$ pequeno para $\theta \in \Omega_0$, usualmente descobriremos que $\pi(\theta|\delta)$ é pequeno para $\theta \in \Omega_1$ também. Por exemplo, o procedimento de teste δ_0 que, independentemente dos dados observados, nunca rejeita H_0 , terá $\pi(\theta|\delta_0) = 0$ para todo $\theta \in \Omega_0$. No entanto, para este procedimento $\pi(\theta|\delta_0) = 0$ para todo $\theta \in \Omega_1$ também. Similarmente, o teste δ_1 que sempre rejeita H_0 terá $\pi(\theta|\delta_1) = 1$ para todo $\theta \in \Omega_1$, mas também terá $\pi(\theta|\delta_1) = 1$ para todo $\theta \in \Omega_0$. Portanto, é preciso encontrar um equilíbrio apropriado entre os dois objetivos de baixo poder em Ω_0 e alto poder em Ω_1 .

O método mais popular para encontrar um equilíbrio entre os dois objetivos é escolher um número α_0 entre 0 e 1 e exigir que

$$\pi(\theta|\delta) \leq \alpha_0, \quad \text{para todo } \theta \in \Omega_0. \quad (69)$$

Então, entre todos os testes que satisfazem (69), o estatístico procura um teste cuja função de poder seja tão alta quanto possível para $\theta \in \Omega_1$. Este método é discutido nas Seções 9.2 e 9.3. Outro método de balancear as probabilidades de erros tipo I e tipo II é minimizar uma combinação linear das diferentes probabilidades de erro. Discutiremos este método na Seção 9.2 e novamente na Seção 9.8.

Nota: Escolhendo Hipóteses Nula e Alternativa. Se alguém escolhe balancear as probabilidades de erro tipo I e tipo II exigindo (9.1.6), então se introduziu uma assimetria no tratamento das hipóteses nula e alternativa. Na maioria dos problemas de teste, tal assimetria pode ser bastante natural. Geralmente, um dos dois erros (tipo I ou tipo II) é mais custoso ou menos palatável em algum sentido. Faria sentido, então, colocar controles mais rígidos sobre a probabilidade do erro mais sério. Por esta razão, geralmente se arranja as hipóteses nula e alternativa de modo que o erro tipo I seja o erro a ser mais evitado. Para casos em que nenhuma das hipóteses é naturalmente a nula, trocar os nomes das hipóteses nula e alternativa pode ter uma variedade de efeitos diferentes nos resultados dos procedimentos de teste. (Veja Exercício 21 nesta seção.)

Exemplo 9.1.6 (Crânios Egípcios)

No Exemplo 9.1.2, suponha que os experimentadores tenham uma teoria de que a largura dos crânios deveria aumentar (embora ligeiramente) ao longo de grandes períodos de tempo. Se μ é a largura média dos crânios de 4000 a.C. e 140 é a largura média dos crânios modernos, a teoria diria $\mu < 140$. Os experimentadores poderiam erroneamente afirmar que os dados suportam sua teoria ($\mu < 140$) quando, na verdade, $\mu \geq 140$, ou eles poderiam erroneamente afirmar que os dados falham em suportar sua teoria ($\mu > 140$) quando, na verdade, $\mu < 140$. Em estudos científicos, é comum tratar a falsa confirmação da própria teoria como um erro mais sério do que falhar falsamente em confirmar a própria teoria. Isso significaria que o

erro tipo I deveria ser dizer que $\mu < 140$ (confirmar a teoria, rejeitar H_0) quando, na verdade, $\mu \geq 140$ (a teoria é falsa, H_0 é verdadeira). Tradicionalmente, inclui-se os extremos das hipóteses intervalares na nula, então formularíamos as hipóteses a serem testadas como

$$\begin{aligned} H_0 : \mu &\geq 140, \\ H_1 : \mu &< 140, \end{aligned}$$

como fizemos no Exemplo 9.1.2.

As quantidades na Eq. (9.1.6) desempenham um papel fundamental no teste de hipóteses e têm nomes especiais.

Definição 9.1.8 (Nível/Tamanho)

Um teste que satisfaz (9.1.6) é chamado de um *teste de nível* α_0 , e dizemos que o teste tem *nível de significância* α_0 . Além disso, o *tamanho* $\alpha(\delta)$ de um teste δ é definido como se segue:

$$\alpha(\delta) = \sup_{\theta \in \Omega_0} \pi(\theta|\delta). \quad (70)$$

Os seguintes resultados são consequências imediatas da Definição 9.1.8.

Corolário 9.1.1

Um teste δ é um teste de nível α_0 se e somente se seu tamanho é no máximo α_0 (i.e., $\alpha(\delta) \leq \alpha_0$). Se a hipótese nula é simples, isto é, $H_0 : \theta = \theta_0$, então o tamanho de δ será $\alpha(\delta) = \pi(\theta_0|\delta)$. ■

Exemplo 9.1.7 (Testando Hipóteses sobre uma Distribuição Uniforme)

Suponha que uma amostra aleatória X_1, \dots, X_n seja retirada da distribuição uniforme no intervalo $[0, \theta]$, onde o valor de θ é desconhecido ($\theta > 0$); e suponha também que se deseja testar as seguintes hipóteses:

$$\begin{aligned} H_0 : 3 &\leq \theta \leq 4, \\ H_1 : \theta &< 3 \text{ ou } \theta > 4. \end{aligned} \quad (71)$$

Sabemos do Exemplo 6.5.15 que o E.M.V. de θ é $Y_n = \max\{X_1, \dots, X_n\}$. Embora Y_n deva ser menor que θ , há uma alta probabilidade de que Y_n esteja próximo de θ se o tamanho da amostra n for razoavelmente grande. Para fins ilustrativos, suponha que o teste δ não rejeite H_0 se $2.9 < Y_n < 4$, e δ rejeite H_0 se Y_n não estiver neste intervalo. Assim, a região crítica do teste δ contém todos os valores de X_1, \dots, X_n para os quais $Y_n \leq 2.9$ ou $Y_n \geq 4$. Em termos da estatística de teste Y_n , a região de rejeição é a união de dois intervalos $(-\infty, 2.9] \cup [4, \infty)$.

A função de poder de δ é especificada pela relação

$$\pi(\theta|\delta) = \Pr(Y_n \leq 2.9|\theta) + \Pr(Y_n \geq 4|\theta).$$

Se $\theta \leq 2.9$, então $\Pr(Y_n \leq 2.9|\theta) = 1$ e $\Pr(Y_n \geq 4|\theta) = 0$. Portanto, $\pi(\theta|\delta) = 1$ se $\theta \leq 2.9$. Se $2.9 < \theta \leq 4$, então $\Pr(Y_n \leq 2.9|\theta) = (2.9/\theta)^n$ e $\Pr(Y_n \geq 4|\theta) = 0$. Neste caso, $\pi(\theta|\delta) = (2.9/\theta)^n$. Finalmente, se $\theta > 4$, então $\Pr(Y_n \leq 2.9|\theta) = (2.9/\theta)^n$ e $\Pr(Y_n \geq 4|\theta) = 1 - (4/\theta)^n$. Neste caso, $\pi(\theta|\delta) = (2.9/\theta)^n + 1 - (4/\theta)^n$. A função de poder $\pi(\theta|\delta)$ é esboçada na Fig. 9.2.

Pela Eq. (9.1.7), o tamanho de δ é $\alpha(\delta) = \sup_{3 \leq \theta \leq 4} \pi(\theta|\delta)$. Pode ser visto na Fig. 9.2 e nos cálculos recém-dados que $\alpha(\delta) = \pi(3|\delta) = (2.9/3)^n$. Em particular, se o tamanho da amostra é $n = 68$, então o tamanho de δ é $(29/30)^{68} = 0.0997$. Então δ é um teste de nível α_0 para todo nível de significância $\alpha_0 \geq 0.0997$.

Fazendo um Teste Ter um Nível de Significância Específico

Suponha que desejamos testar as hipóteses

$$\begin{aligned} H_0 : \theta &\in \Omega_0, \\ H_1 : \theta &\in \Omega_1. \end{aligned}$$

Seja T uma estatística de teste, e suponha que nosso teste rejeitará a hipótese nula se $T \geq c$, para alguma constante c . Suponha também que desejamos que nosso teste tenha o nível de significância α_0 . A função de poder do nosso teste é $\pi(\theta|\delta) = \Pr(T \geq c|\theta)$, e queremos

$$\sup_{\theta \in \Omega_0} \Pr(T \geq c|\theta) \leq \alpha_0. \quad (72)$$

É claro que a função de poder, e portanto o lado esquerdo de (9.1.9), são funções não crescentes de c . Portanto, (9.1.9) será satisfeita para grandes valores de c , mas não para pequenos valores. Se quisermos que a função de poder seja a maior possível para $\theta \in \Omega_1$, devemos tornar c o menor possível, enquanto ainda satisfazemos (9.1.9). Se T tem uma distribuição contínua, então é usualmente simples encontrar um c apropriado.

Exemplo 9.1.8 (Testando Hipóteses sobre a Média de uma Distribuição Normal com Variância Conhecida)

No Exemplo 9.1.5, nosso teste é rejeitar $H_0 : \mu = \mu_0$ se $|\bar{X}_n - \mu_0| \geq c$. Como a hipótese nula é simples, o lado esquerdo de (9.1.9) se reduz à probabilidade (assumindo que $\mu = \mu_0$) de que $|\bar{X}_n - \mu_0| \geq c$. Como $Y = \bar{X}_n - \mu_0$ tem a distribuição normal com média 0 e variância σ^2/n quando $\mu = \mu_0$, podemos encontrar um valor c que torna o

tamanho exatamente α_0 para cada α_0 . A Figura 9.3 mostra a f.d.p. de Y e o tamanho do teste indicado como a área sombreada sob a f.d.p. Como a f.d.p. normal é simétrica em torno da média (0 neste caso), as duas áreas sombreadas devem ser iguais, ou seja, $\alpha_0/2$. Isso significa que c deve ser o quantil $1 - \alpha_0/2$ da distribuição de Y . Este quantil é $c = \Phi^{-1}(1 - \alpha_0/2)\sigma n^{-1/2}$.

Ao testar hipóteses sobre a média de uma distribuição normal, é tradicional reescrever este teste em termos da estatística

$$Z = \frac{n^{1/2}(\bar{X}_n - \mu_0)}{\sigma}. \quad (73)$$

Então o teste rejeita H_0 se $|Z| \geq \Phi^{-1}(1 - \alpha_0/2)$.

Exemplo 9.1.9 (Testando Hipóteses sobre um Parâmetro de Bernoulli)

Suponha que X_1, \dots, X_n formem uma amostra aleatória da distribuição de Bernoulli com parâmetro p . Suponha que desejamos testar as hipóteses

$$\begin{aligned} H_0 : p &\leq p_0, \\ H_1 : p &> p_0. \end{aligned} \quad (74)$$

Seja $Y = \sum_{i=1}^n X_i$, que tem a distribuição binomial com parâmetros n e p . Quanto maior p , maior esperamos que Y seja. Então, suponha que escolhamos rejeitar H_0 se $Y \geq c$, para alguma constante c . Suponha também que queiramos que o tamanho do teste seja o mais próximo possível de α_0 sem exceder α_0 . É fácil verificar que $\Pr(Y \geq c|p)$ é uma função crescente de p ; portanto, o tamanho do teste será $\Pr(Y \geq c|p = p_0)$. Assim, c deve ser o menor número tal que $\Pr(Y \geq c|p = p_0) \leq \alpha_0$. Por exemplo, se $n = 10, p_0 = 0.3$, e $\alpha_0 = 0.1$, podemos usar a tabela de probabilidades binomiais no final deste livro para determinar c . Podemos calcular $\sum_{y=6}^{10} \Pr(Y = y|p = 0.3) = 0.0473$ e $\sum_{y=5}^{10} \Pr(Y = y|p = 0.3) = 0.1503$. Para manter o tamanho do teste no máximo 0.1, devemos escolher $c > 5$. Todo valor de c no intervalo $(5, 6]$ produz o mesmo teste, já que Y assume apenas valores inteiros.

Sempre que escolhemos um procedimento de teste, devemos também examinar a função de poder. Se uma boa escolha foi feita, a função de poder deve ser geralmente maior para $\theta \in \Omega_1$ do que para $\theta \in \Omega_0$. Além disso, a função de poder deve aumentar à medida que θ se afasta de Ω_0 . Por exemplo, a Fig. 9.4 plota as funções de poder para dois dos exemplos nesta seção. Em ambos os casos, a função de poder aumenta à medida que o parâmetro se afasta de Ω_0 .

O p-valor

Exemplo 9.1.10 (Testando Hipóteses sobre a Média de uma Distribuição Normal com Variância Conhecida)

No Exemplo 9.1.8, suponha que escolhamos testar a hipótese nula ao nível $\alpha_0 = 0.05$. Nós então calcularíamos a estatística de teste na Eq. (9.1.10) e rejeitaríamos H_0 se $|Z| \geq \Phi^{-1}(1 - 0.05/2) = 1.96$. Por exemplo, suponha que $Z = 2.78$ seja observado. Então, rejeitaríamos H_0 . Suponha que fôssemos relatar o resultado dizendo que rejeitamos H_0 ao nível 0.05. O que outro estatístico, que achasse mais apropriado testar a hipótese nula a um nível diferente, seria capaz de fazer com este relatório?

O resultado de um teste de hipóteses pode parecer um uso bastante ineficiente de nossos dados. Por exemplo, no Exemplo 9.1.10, decidimos rejeitar H_0 ao nível $\alpha_0 = 0.05$ se a estatística Z na Eq. (9.1.10) for pelo menos 1.96. Isso significa que, quer observemos $Z = 1.97$ ou $Z = 6.97$, relataremos o mesmo resultado, ou seja, que rejeitamos H_0 ao nível 0.05. O relatório do resultado do teste não carrega nenhum senso de quão perto estávamos de tomar a outra decisão. Além disso, se outra estatística escolher usar um teste de tamanho 0.01, ela não rejeitaria H_0 com $Z = 1.97$, mas rejeitaria H_0 com $Z = 6.97$. O que ela faria com $Z = 2.78$?

Por essas razões, um experimentador não costuma escolher um valor de α_0 antes do experimento e, em seguida, simplesmente relatar se H_0 foi ou não rejeitada ao nível α_0 . Em muitos campos de aplicação, tornou-se prática padrão relatar, além do valor observado da estatística de teste apropriada, como Z , todos os valores de α_0 para os quais o teste de nível α_0 levaria à rejeição de H_0 .

Exemplo 9.1.11 (Testando Hipóteses sobre a Média de uma Distribuição Normal com Variância Conhecida)

Como o valor observado de Z no Exemplo 9.1.10 é 2.78, a hipótese H_0 seria rejeitada para todo nível de significância α_0 tal que $2.78 \geq \Phi^{-1}(1 - \alpha_0/2)$. Usando a tabela da distribuição normal fornecida no final deste livro, esta desigualdade se traduz em $\alpha_0 \geq 0.0054$. O valor 0.0054 é chamado de *p-valor* (ou *valor-p*) para os dados observados e as hipóteses testadas. Como $0.01 > 0.0054$, a estatística que queria testar as hipóteses ao nível 0.01 também rejeitaria H_0 .

Definição 9.1.9 (p-valor)

Em geral, o *p-valor* (ou *valor-p*) é o menor nível α_0 tal que rejeitaríamos a hipótese nula ao nível α_0 com os dados observados.

Um experimentador que rejeita uma hipótese nula se e somente se o p-valor é no máximo α_0 está usando um teste com nível de significância α_0 . Similarmente, um experimentador que queira usar um teste de nível α_0 rejeitará a hipótese nula se e somente se o p-valor for no máximo α_0 . Por esta razão, o p-valor é às vezes chamado de *nível de significância observado*.

Um experimentador no Exemplo 9.1.10 tipicamente relataria que o valor observado de Z foi 2.78 e que o p-valor correspondente foi 0.0054. É então dito que o valor observado de Z é *apenas significativa* ao nível de significância 0.0054. Uma vantagem para o experimentador de relatar resultados experimentais desta maneira é que ele não precisa selecionar de antemão um nível de significância arbitrário α_0 no qual realizar o teste. Além disso, quando um leitor do relatório do experimentador descobre que o valor observado de Z foi apenas significativo ao nível 0.0054, ela sabe imediatamente que H_0 seria rejeitada para todo valor maior de α_0 e não seria rejeitada para qualquer valor menor.

Calculando p-valores Se todos os nossos testes são da forma "rejeitar a hipótese nula quando $T \geq c$ " para uma única estatística de teste T , existe uma maneira direta de calcular p-valores. Para cada t , seja δ_t o teste que rejeita H_0 se $T \geq t$. Então o p-valor quando $T = t$ é observado é o tamanho do teste δ_t . (Veja Exercício 18.) Ou seja, o p-valor é igual a

$$\sup_{\theta \in \Omega_0} \pi(\theta|\delta_t) = \sup_{\theta \in \Omega_0} \Pr(T \geq t|\theta). \quad (75)$$

Tipicamente, $\pi(\theta|\delta_t)$ é maximizado em algum θ_0 na fronteira entre Ω_0 e Ω_1 . Como o p-valor é calculado como uma probabilidade na cauda superior da distribuição de T , ele às vezes é chamado de uma *área de cauda*.

Exemplo 9.1.12 (Testando Hipóteses sobre um Parâmetro de Bernoulli)

Para testar as hipóteses (9.1.11) no Exemplo 9.1.9, usamos um teste que rejeita H_0 se $Y \geq c$. O p-valor, quando $Y = y$ é observado, será $\sup_{p \leq p_0} \Pr(Y \geq y|p)$. Neste exemplo, é fácil ver que $\Pr(Y \geq y|p)$ aumenta como uma função de p . Portanto, o p-valor é $\Pr(Y \geq y|p = p_0)$. Por exemplo, seja $p_0 = 0.3$ e $n = 10$. Se $Y = 6$ é observado, então $\Pr(Y \geq 6|p = 0.3) = 0.0473$, como calculamos no Exemplo 9.1.9.

O cálculo do p-valor é mais complicado quando o teste não pode ser colocado na forma "rejeitar H_0 se $T \geq c$ ". Neste texto, calcularemos p-valores apenas para testes que tenham esta forma.

Equivalência de Testes e Conjuntos de Confiança

Exemplo 9.1.13 (Chuva de Nuvens Semeadas)

Nos Exemplos 8.5.5 e 8.5.6, encontramos um intervalo de confiança unilateral (limite inferior) com coeficiente γ para μ , a média da log-precipitação de nuvens semeadas. Para $\gamma = 0.9$, o intervalo observado é $(4.727, \infty)$. Uma das interpretações controversas deste intervalo é que temos confiança 0.9 (seja lá o que isso signifique) de que $\mu > 4.727$. Embora esta declaração seja deliberadamente ambígua e difícil de interpretar, ela soa como se pudesse nos ajudar a abordar o problema de testar as hipóteses $H_0 : \mu \leq 4$ versus $H_1 : \mu > 4$. O fato de 4 não estar no intervalo de confiança com coeficiente 0.9 observado nos diz algo sobre se devemos ou não rejeitar H_0 em algum nível de significância ou outro?

Ilustraremos agora como os intervalos de confiança (ver Seção 8.5) podem ser usados como um método alternativo para relatar os resultados de um teste de hipóteses. Em particular, mostraremos que um conjunto de confiança com coeficiente γ (uma generalização do intervalo de confiança a ser definida em breve) pode ser pensado como um conjunto de hipóteses nulas que não seriam rejeitadas ao nível de significância $1 - \gamma$.

Teorema 9.1.1 (Definindo Conjuntos de Confiança a partir de Testes)

Seja $\mathbf{X} = (X_1, \dots, X_n)$ uma amostra aleatória de uma distribuição que depende de um parâmetro θ . Seja $g(\theta)$ uma função, e suponha que para cada valor possível g_0 de $g(\theta)$, exista um teste de nível α_0 δ_{g_0} das hipóteses

$$H_{0,g_0} : g(\theta) = g_0, \quad H_{1,g_0} : g(\theta) \neq g_0. \quad (76)$$

Para cada valor possível \mathbf{x} de \mathbf{X} , defina

$$\omega(\mathbf{x}) = \{g_0 : \delta_{g_0} \text{ não rejeita } H_{0,g_0} \text{ se } \mathbf{X} = \mathbf{x} \text{ é observado}\}. \quad (77)$$

Seja $\gamma = 1 - \alpha_0$. Então, o conjunto aleatório $\omega(\mathbf{X})$ satisfaz

$$\Pr[g(\theta_0) \in \omega(\mathbf{X}) | \theta = \theta_0] \geq \gamma, \quad (78)$$

para todo $\theta_0 \in \Omega$.

Prova. Seja θ_0 um elemento arbitrário de Ω , e defina $g_0 = g(\theta_0)$. Como δ_{g_0} é um teste de nível α_0 , sabemos que

$$\Pr[\delta_{g_0} \text{ não rejeita } H_{0,g_0} | \theta = \theta_0] \geq 1 - \alpha_0 = \gamma. \quad (79)$$

Para cada \mathbf{x} , sabemos que $g(\theta_0) \in \omega(\mathbf{x})$ se e somente se o teste δ_{g_0} não rejeita H_{0,g_0} quando $\mathbf{X} = \mathbf{x}$ é observado. Segue-se que o lado esquerdo da Eq. (79) é o mesmo que o lado esquerdo da Eq. (78). ■

Definição 9.1.10 (Conjunto de Confiança)

Se um conjunto aleatório $\omega(\mathbf{X})$ satisfaz (78) para todo $\theta_0 \in \Omega$, nós o chamamos de um *conjunto de confiança com coeficiente γ* para $g(\theta)$. Se a desigualdade em (78) for uma igualdade para todo θ_0 , então chamamos o conjunto de confiança de *exato*.

Um conjunto de confiança é uma generalização do conceito de um intervalo de confiança introduzido na Seção 8.5. O que o Teorema 9.1.1 mostra é que uma coleção de testes de nível α_0 das hipóteses (76) pode ser usada para construir um conjunto de confiança com coeficiente $\gamma = 1 - \alpha_0$ para $g(\theta)$. A construção inversa também é possível.

Teorema 9.1.2 (Definindo Testes a partir de Conjuntos de Confiança)

Seja $\mathbf{X} = (X_1, \dots, X_n)$ uma amostra aleatória de uma distribuição que depende de um parâmetro θ . Seja $g(\theta)$ uma função de θ , e seja $\omega(\mathbf{X})$ um conjunto de confiança com coeficiente γ para $g(\theta)$. Para cada valor possível g_0 de $g(\theta)$, construa o seguinte teste δ_{g_0} das hipóteses na Eq. (76): δ_{g_0} não rejeita H_{0,g_0} se e somente se $g_0 \in \omega(\mathbf{X})$. Então δ_{g_0} é um teste de nível $\alpha_0 = 1 - \gamma$ das hipóteses na Eq. (76).

Prova. Como $\omega(\mathbf{X})$ é um conjunto de confiança com coeficiente γ para $g(\theta)$, ele satisfaz a Eq. (78) para todo $\theta_0 \in \Omega$. Como na prova do Teorema 9.1.1, os lados esquerdos das Eqs. (78) e (79) são os mesmos, o que torna δ_{g_0} um teste de nível α_0 . ■

Exemplo 9.1.14 (Um Intervalo de Confiança para a Média de uma Distribuição Normal)

Considere o teste encontrado no Exemplo 9.1.8 para as hipóteses (65). Seja $\alpha_0 = 1 - \gamma$. O teste de tamanho α_0 δ_{μ_0} é rejeitar H_0 se $|\bar{X}_n - \mu_0| \geq \Phi^{-1}(1 - \alpha_0/2)\sigma n^{-1/2}$. Se $\bar{X}_n = \bar{x}_n$ é observado, o conjunto de μ_0 tal que não rejeitaríamos H_0 é o conjunto de μ_0 tal que

$$|\bar{x}_n - \mu_0| < \Phi^{-1}\left(1 - \frac{\alpha_0}{2}\right)\sigma n^{-1/2}.$$

Esta desigualdade facilmente se traduz para

$$\bar{x}_n - \Phi^{-1}\left(1 - \frac{\alpha_0}{2}\right)\sigma n^{-1/2} < \mu_0 < \bar{x}_n + \Phi^{-1}\left(1 - \frac{\alpha_0}{2}\right)\sigma n^{-1/2}.$$

O intervalo de confiança com coeficiente γ torna-se

$$(A, B) = \left(\bar{X}_n - \Phi^{-1}\left(1 - \frac{\alpha_0}{2}\right)\sigma n^{-1/2}, \bar{X}_n + \Phi^{-1}\left(1 - \frac{\alpha_0}{2}\right)\sigma n^{-1/2}\right).$$

É fácil verificar que $\Pr(A < \mu_0 < B | \mu = \mu_0) = \gamma$ para todo μ_0 . Este intervalo de confiança é exato.

Exemplo 9.1.15 (Construindo um Teste a partir de um Intervalo de Confiança)

Na Seção 8.5, aprendemos como construir um intervalo de confiança para a média desconhecida de uma distribuição normal quando a variância também era desconhecida. Seja X_1, \dots, X_n uma amostra aleatória de uma distribuição normal com média desconhecida μ e variância desconhecida σ^2 . Neste caso, o parâmetro é $\theta = (\mu, \sigma^2)$, e estamos interessados em $g(\theta) = \mu$. Na Seção 8.5, usamos as estatísticas

$$\bar{X}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i, \quad \sigma' = \left(\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2 \right)^{1/2}. \quad (80)$$

O intervalo de confiança com coeficiente γ para $g(\theta)$ é o intervalo

$$\left(\bar{X}_n - T_{n-1}^{-1} \left(\frac{1+\gamma}{2} \right) \frac{\sigma'}{n^{1/2}}, \bar{X}_n + T_{n-1}^{-1} \left(\frac{1+\gamma}{2} \right) \frac{\sigma'}{n^{1/2}} \right), \quad (81)$$

onde $T_{n-1}^{-1}(\cdot)$ é a função de quantil da distribuição t com $n-1$ graus de liberdade. Para cada μ_0 , podemos usar este intervalo para encontrar um teste de nível $\alpha_0 = 1 - \gamma$ das hipóteses

$$\begin{aligned} H_0 : \mu &= \mu_0, \\ H_1 : \mu &\neq \mu_0. \end{aligned}$$

O teste rejeitará H_0 if μ_0 não está no intervalo (9.1.18). Um pouco de álgebra mostra que μ_0 não está no intervalo (9.1.18) se e somente se

$$\left| \frac{n^{1/2}(\bar{X}_n - \mu_0)}{\sigma'} \right| \geq T_{n-1}^{-1} \left(\frac{1+\gamma}{2} \right).$$

Este teste é idêntico ao teste t que estudaremos em mais detalhes na Seção 9.5.

Intervalos de Confiança Unilaterais e Testes

Os Teoremas 9.1.1 e 9.1.2 estabelecem a equivalência entre conjuntos de confiança e testes de hipóteses da forma (9.1.13). Muitas vezes é necessário testar outras formas de hipóteses, e seria bom ter versões dos Teoremas 9.1.1 e 9.1.2 para lidar com esses casos. O Exemplo 9.1.13 é um desses casos em que as hipóteses são da forma

$$H_{0,g_0} : g(\theta) \leq g_0, \quad H_{1,g_0} : g(\theta) > g_0. \quad (82)$$

O Teorema 9.1.1 estende-se imediatamente a tais casos. Deixamos a prova do Teorema 9.1.3 para o leitor.

Teorema 9.1.3 (Intervalos de Confiança Unilaterais a partir de Testes Unilaterais)

Seja $\mathbf{X} = (X_1, \dots, X_n)$ uma amostra aleatória de uma distribuição que depende de um parâmetro θ . Seja $g(\theta)$ uma função de valor real, e suponha que para cada valor possível g_0 de $g(\theta)$, exista um teste de nível α_0 das hipóteses (82). Para cada valor possível \mathbf{x} de \mathbf{X} , defina $\omega(\mathbf{x})$ pela Eq. (77). Seja $\gamma = 1 - \alpha_0$. Então o conjunto aleatório $\omega(\mathbf{X})$ satisfaz a Eq. (78) para todo $\theta_0 \in \Omega$. ■

Este intervalo de confiança não é exato.

Infelizmente, o Teorema 9.1.2 não se estende imediatamente para hipóteses unilaterais pela seguinte razão. O tamanho de um teste unilateral para hipóteses da forma (9.1.19) depende de *todos* os valores de θ tais que $g(\theta) \leq g_0$, não apenas daqueles para os quais $g(\theta) = g_0$. Em particular, o tamanho do teste δ_{g_0} definido no Teorema 9.1.2 é

$$\sup_{\{\theta: g(\theta) \leq g_0\}} \Pr[g_0 \notin \omega(\mathbf{X})|\theta]. \quad (83)$$

O coeficiente de confiança, por outro lado, é

$$1 - \sup_{\{\theta: g(\theta) = g_0\}} \Pr[g_0 \notin \omega(\mathbf{X})|\theta].$$

Se pudéssemos provar que o supremo na Eq. (83) ocorreu em um θ para o qual $g(\theta) = g_0$, então o tamanho do teste seria 1 menos o coeficiente de confiança. Muitos dos casos com os quais lidaremos neste livro terão a propriedade de que o supremo na Eq. (83) de fato ocorre em um θ para o qual $g(\theta) = g_0$. O Exemplo 9.1.16 é um desses casos. O Exemplo 9.1.13 é outro. O exemplo a seguir é a versão geral do que precisamos no Exemplo 9.1.13.

Exemplo 9.1.16 (Intervalo de Confiança Unilateral para um Parâmetro de Bernoulli)

No Exemplo 9.1.9, mostramos como construir um teste de nível α_0 das hipóteses unilaterais (74). Seja $Y = \sum_{i=1}^n X_i$. O teste rejeita H_0 se $Y \geq c(p_0)$, onde $c(p_0)$ é o menor número c tal que $\Pr(Y \geq c|p = p_0) \leq \alpha_0$. Após observar os dados \mathbf{X} , podemos verificar, para cada p_0 , se rejeitamos ou não H_0 . Ou seja, para cada p_0 , verificamos se $Y \geq c(p_0)$ ou não. Todos aqueles p_0 para os quais $Y < c(p_0)$ (i.e., não rejeitamos H_0) formarão um intervalo $\omega(\mathbf{X})$. Este intervalo satisfará $\Pr(p_0 \in \omega(\mathbf{X})|p = p_0) \geq 1 - \alpha_0$ para todo p_0 . Por exemplo, suponha que $n = 10$, $\alpha_0 = 0.1$, e $Y = 6$ é observado. Para não rejeitar $H_0 : p \leq p_0$ ao nível 0.1, devemos ter uma região de rejeição que não contenha 6. Isso acontecerá se e somente se $\Pr(Y \geq 6|p = p_0) > 0.1$. Tentando vários valores de p_0 , descobrimos que esta desigualdade vale para todo $p_0 > 0.3542$. Assim, se $Y = 6$ é observado, nosso intervalo de confiança de coeficiente 0.9 é $(0.3542, 1)$. Note que 0.3

não está no intervalo, então rejeitaríamos $H_0 : p \leq 0.3$ com um teste de nível 0.1, como fizemos no Exemplo 9.1.9. Para outros valores observados $Y = y$, os intervalos de confiança serão todos da forma $(q(y), 1)$ onde $q(y)$ pode ser calculado como delineado no Exercício 17. Para $n = 10$ e $\alpha_0 = 0.1$, os valores de $q(y)$ são

Exemplo 9.1.17 (Testes Unilaterais e Intervalos de Confiança para uma Média Normal com Variância Desconhecida)

Seja X_1, \dots, X_n uma amostra aleatória de uma distribuição normal com média desconhecida μ e variância desconhecida σ^2 . Aqui $\theta = (\mu, \sigma^2)$. Seja $g(\theta) = \mu$. No Teorema 8.5.1, encontramos que

$$\left(\bar{X}_n - T_{n-1}^{-1}(\gamma) \frac{\sigma'}{n^{1/2}}, \infty \right) \quad (84)$$

é um intervalo de confiança unilateral com coeficiente γ para $g(\theta)$. Agora, suponha que usemos este intervalo para testar hipóteses. Rejeitaremos a hipótese nula $H_0 : \mu = \mu_0$ se μ_0 não estiver no intervalo (84). É fácil ver que μ_0 não está no intervalo (84) se e somente se $\bar{X}_n \geq \mu_0 + \sigma' n^{-1/2} T_{n-1}^{-1}(\gamma)$. Tal teste pareceria fazer sentido para testar as hipóteses

$$H_0 : \mu \leq \mu_0, \quad H_1 : \mu > \mu_0. \quad (85)$$

Em particular, no Exemplo 9.1.13, o fato de 4 não estar no intervalo de confiança observado significa que o teste construído acima (com $\mu_0 = 4$ e $\gamma = 0.9$) rejeitaria $H_0 : \mu \leq 4$ ao nível $\alpha_0 = 0.1$.

O teste construído no Exemplo 9.1.17 é outro *teste t* que estudaremos na Seção 9.5. Em particular, mostraremos na Seção 9.5 que este teste t é um teste de nível $1 - \gamma$. No Exercício 19, você pode encontrar o intervalo de confiança unilateral que corresponde a testar as hipóteses inversas.

Testes da Razão de Verossimilhanças

Uma forma muito popular de teste de hipóteses é o teste da razão de verossimilhanças. Daremos uma justificativa teórica parcial para os testes da razão de verossimilhanças na Seção 9.2. Tais testes são baseados na função de verossimilhança $f_n(\mathbf{x}|\theta)$. (Veja Definição 7.2.3 na página 390.) A função de verossimilhança tende a ser mais alta perto do valor verdadeiro de θ . De fato, é por isso que a estimação de máxima verossimilhança funciona tão bem em tantos casos. Agora, suponha que desejamos testar as hipóteses

$$H_0 : \theta \in \Omega_0, \quad H_1 : \theta \in \Omega_1. \quad (86)$$

Para comparar essas duas hipóteses, podemos querer ver se a função de verossimilhança é maior em Ω_0 ou em Ω_1 , e se não for, quão menor é a função de verossimilhança em Ω_0 . Quando calculamos E.M.V.'s, maximizamos a função de verossimilhança sobre todo o espaço de parâmetros Ω . Em particular, calculamos $\sup_{\theta \in \Omega} f_n(\mathbf{x}|\theta)$. Se restringirmos a atenção a H_0 , então podemos calcular o maior valor da verossimilhança entre aqueles valores de parâmetros em Ω_0 : $\sup_{\theta \in \Omega_0} f_n(\mathbf{x}|\theta)$. A razão desses dois supremos pode então ser usada para testar as hipóteses (86).

Definição 9.1.11 (Teste da Razão de Verossimilhanças)

A estatística

$$\Lambda(\mathbf{x}) = \frac{\sup_{\theta \in \Omega_0} f_n(\mathbf{x}|\theta)}{\sup_{\theta \in \Omega} f_n(\mathbf{x}|\theta)} \quad (87)$$

é chamada de *estatística da razão de verossimilhanças*. Um teste da razão de verossimilhanças das hipóteses (86) é rejeitar H_0 se $\Lambda(\mathbf{x}) \leq k$ para alguma constante k .

Em palavras, um teste da razão de verossimilhanças rejeita H_0 se a função de verossimilhança em Ω_0 for suficientemente pequena em comparação com a função de verossimilhança em todo Ω . Geralmente, k é escolhido de modo que o teste tenha um nível α_0 desejado, se isso for possível.

Exemplo 9.1.18 (Teste da Razão de Verossimilhanças para Hipóteses Bilaterais sobre um Parâmetro de Bernoulli)

Suponha que observaremos Y , o número de sucessos em n ensaios de Bernoulli independentes com parâmetro desconhecido θ . Considere as hipóteses $H_0 : \theta = \theta_0$ versus $H_1 : \theta \neq \theta_0$. Após o valor $Y = y$ ter sido observado, a função de verossimilhança é

$$f(y|\theta) = \binom{n}{y} \theta^y (1 - \theta)^{n-y}.$$

Neste caso, $\Omega_0 = \{\theta_0\}$ e $\Omega = [0, 1]$. A estatística da razão de verossimilhanças é

$$\Lambda(y) = \frac{\theta_0^y (1 - \theta_0)^{n-y}}{\sup_{\theta \in [0, 1]} \theta^y (1 - \theta)^{n-y}}. \quad (88)$$

O supremo no denominador da Eq. (88) pode ser encontrado como no Exemplo 7.5.4. O máximo ocorre onde θ é igual ao E.M.V., $\hat{\theta} = y/n$. Então,

$$\Lambda(y) = \left(\frac{n\theta_0}{y} \right)^y \left(\frac{n(1 - \theta_0)}{n - y} \right)^{n-y}.$$

Não é difícil ver que $\Lambda(y)$ é pequeno para y perto de 0 ou perto de n e maior perto de $y = n\theta_0$. Como exemplo específico, suponha que

$n = 10$ e $\theta_0 = 0.3$. A Tabela 9.1 mostra os 11 valores possíveis de $y = 0, \dots, 10$. Se desejássemos um teste com nível de significância α_0 , ordenaríamos os valores de y de acordo com os valores de $\Lambda(y)$ do menor para o maior e somaríamos as probabilidades $\Pr(Y = y | \theta = 0.3)$ correspondentes a esses valores de y com $\Lambda(y) \leq k$ até o máximo α_0 possível. Por exemplo, se $\alpha_0 = 0.05$, vemos pela Tabela 9.1 que podemos adicionar as probabilidades correspondentes a $y = 10, 9, 8, 7, 0$ para obter 0.039. Mas se incluirmos $y = 6$, o próximo menor valor de $\Lambda(y)$, a soma salta para 0.076, que é muito grande. O conjunto de $y \in \{10, 9, 8, 7, 0\}$ corresponde a $\Lambda(y) \leq k$ para todo k no intervalo semiaberto $[0.028, 0.147)$. O tamanho do teste que rejeita H_0 quando $y \in \{10, 9, 8, 7, 0\}$ é 0.039.

Resumo

Teste de hipóteses é o problema de decidir se θ pertence a um subconjunto particular Ω_0 do espaço de parâmetros ou ao seu complemento Ω_1 . A afirmação de que $\theta \in \Omega_0$ é chamada de *hipótese nula* e é denotada por H_0 . A *hipótese alternativa* é a afirmação $H_1 : \theta \in \Omega_1$. Se S é o conjunto de todos os valores de dados (vetores) possíveis que podemos observar, um subconjunto $S_1 \subset S$ é chamado de *região crítica* de um teste de H_0 contra H_1 se escolhermos rejeitar H_0 sempre que os dados observados \mathbf{X} estiverem em S_1 e não rejeitar H_0 sempre que $\mathbf{X} \notin S_1$.

A *função de poder* deste teste $\delta = \pi(\theta | \delta) = \Pr(\mathbf{X} \in S_1 | \theta)$. O *tamanho* do teste δ é $\sup_{\theta \in \Omega_0} \pi(\theta | \delta)$. Diz-se que um teste é um *teste de nível* α_0 se seu tamanho for no máximo α_0 . A hipótese nula H_0 é *simples* se Ω_0 for um conjunto com apenas um ponto; caso contrário, H_0 é *composta*. Similarmente, H_1 é *simples* se Ω_1 tiver um único ponto, e H_1 é *composta* caso contrário. Um *erro tipo I* é rejeitar H_0 quando ela é verdadeira. Um *erro tipo II* é não rejeitar H_0 quando ela é falsa.

Testes de hipóteses são tipicamente construídos usando-se uma *estatística de teste* T . A hipótese nula é rejeitada se T pertencer a algum intervalo ou se T estiver fora de algum intervalo. O intervalo é escolhido para fazer com que o teste tenha um *nível de significância* desejado. O *p-valor* é uma forma mais informativa de relatar os resultados de um teste. O *p-valor* pode ser calculado facilmente sempre que nosso teste tiver a forma "rejeitar H_0 se $T \geq c$ " para alguma estatística T . O *p-valor* quando $T = t$ é observado é igual a $\sup_{\theta \in \Omega_0} \Pr(T \geq t | \theta)$. Também mostramos como um *conjunto de confiança* pode ser considerado como uma forma de relatar os resultados de um teste de hipóteses. Um conjunto de confiança com coeficiente $1 - \alpha_0$ para θ é o conjunto de todos os $\theta_0 \in \Omega$ tais que não rejeitaríamos $H_0 : \theta = \theta_0$ usando um teste de nível α_0 . Esses conjuntos de confiança são intervalos quando testamos hipóteses sobre um parâmetro unidimensional ou uma função unidimensional do parâmetro.

Exercícios

- Suponha que X tenha a distribuição exponencial com parâmetro β . Suponha que desejamos testar as hipóteses $H_0 : \beta \geq 1$ contra $H_1 : \beta < 1$. Considere o procedimento de teste δ que rejeita H_0 se $X \geq 1$.

- Determine a função de poder do teste.
- Calcule o tamanho do teste.

- Suponha que X_1, \dots, X_n formem uma amostra aleatória da distribuição uniforme no intervalo $[0, \theta]$, e que as seguintes hipóteses devam ser testadas:

$$\begin{aligned} H_0 : \theta &\geq 2, \\ H_1 : \theta &< 2. \end{aligned}$$

Seja $Y_n = \max\{X_1, \dots, X_n\}$, e considere um procedimento de teste tal que a região crítica contenha todos os resultados para os quais $Y_n \leq 1.5$.

- Determine a função de poder do teste.
- Determine o tamanho do teste.

- Suponha que a proporção p de itens defeituosos em uma grande população de itens seja desconhecida, e que se deseje testar as seguintes hipóteses:

$$\begin{aligned} H_0 : p &= 0.2, \\ H_1 : p &\neq 0.2. \end{aligned}$$

Suponha também que uma amostra aleatória de 20 itens seja retirada da população. Seja Y o número de itens defeituosos na amostra, e considere um procedimento de teste δ tal que a região crítica contenha todos os resultados para os quais $Y \geq 7$ ou $Y \leq 1$.

- Determine o valor da função de poder $\pi(p|\delta)$ nos pontos $p = 0, 0.1, 0.2, 0.3, 0.4, 0.5, 0.6, 0.7, 0.8, 0.9$, e 1; esboce a função de poder.
 - Determine o tamanho do teste.
- Suponha que X_1, \dots, X_n formem uma amostra aleatória da distribuição normal com média desconhecida μ e variância conhecida 1. Suponha também que μ_0 seja um número especificado, e que as seguintes hipóteses devam ser testadas:

$$\begin{aligned} H_0 : \mu &= \mu_0, \\ H_1 : \mu &\neq \mu_0. \end{aligned}$$

Finalmente, suponha que o tamanho da amostra n seja 25, e considere um procedimento de teste tal que H_0 seja rejeitada se $|\bar{X}_n - \mu_0| \geq c$. Determine o valor de c tal que o tamanho do teste seja 0.05.

5. Suponha que X_1, \dots, X_n formem uma amostra aleatória da distribuição normal com média desconhecida μ e variância desconhecida σ^2 . Classifique cada uma das seguintes hipóteses como simples ou composta:

- a. $H_0 : \mu = 0$ e $\sigma = 1$.
- b. $H_0 : \mu > 3$ e $\sigma < 1$.
- c. $H_0 : \mu = -2$ e $\sigma^2 < 5$.
- d. $H_0 : \mu = 0$.

6. Suponha que uma única observação X seja retirada da distribuição uniforme no intervalo $[\theta - \frac{1}{2}, \theta + \frac{1}{2}]$, e suponha que as seguintes hipóteses devam ser testadas:

$$H_0 : \theta \leq 3,$$

$$H_1 : \theta \geq 4.$$

Construa um procedimento de teste δ para o qual a função de poder tenha os seguintes valores: $\pi(\theta|\delta) = 0$ para $\theta \leq 3$ e $\pi(\theta|\delta) = 1$ para $\theta \geq 4$.

7. Retorne à situação descrita no Exemplo 9.1.7. Considere um teste δ^* que rejeita H_0 se $Y_n \leq 2.9$ ou $Y_n \geq 4.5$. Seja δ o teste descrito no Exemplo 9.1.7.

- a. Prove que $\pi(\theta|\delta^*) = \pi(\theta|\delta)$ para todo $\theta \leq 4$.
- b. Prove que $\pi(\theta|\delta^*) < \pi(\theta|\delta)$ para todo $\theta > 4$.
- c. Qual dos dois testes parece melhor para testar as hipóteses (9.1.8)?

8. Assuma que X_1, \dots, X_n são i.i.d. com a distribuição normal que tem média μ e variância 1. Suponha que desejamos testar as hipóteses

$$H_0 : \mu \leq \mu_0,$$

$$H_1 : \mu > \mu_0.$$

Considere o teste que rejeita H_0 se $Z \geq c$, onde Z é definido na Eq. (9.1.10).

- a. Mostre que $\Pr(Z \geq c|\mu)$ é uma função crescente de μ .
- b. Encontre c para fazer o teste ter tamanho α_0 .

9. Assuma que X_1, \dots, X_n são i.i.d. com a distribuição normal que tem média μ e variância 1. Suponha que desejamos testar as hipóteses

$$H_0 : \mu \geq \mu_0,$$

$$H_1 : \mu < \mu_0.$$

Encontre uma estatística de teste T tal que, para todo c , o teste δ_c que rejeita H_0 quando $T \geq c$ tenha função de poder $\pi(\mu|\delta_c)$ que seja decrescente em μ .

10. No Exercício 8, assuma que $Z = z$ é observado. Encontre uma fórmula para o p -valor.
11. Assuma que X_1, \dots, X_9 são i.i.d. tendo a distribuição de Bernoulli com parâmetro p . Suponha que desejamos testar as hipóteses

$$H_0 : p = 0.4,$$

$$H_1 : p \neq 0.4.$$

Seja $Y = \sum_{i=1}^9 X_i$.

- a. Encontre c_1 e c_2 tais que

$$\Pr(Y \leq c_1 | p = 0.4) + \Pr(Y \geq c_2 | p = 0.4)$$

seja o mais próximo possível de 0.1 sem ser maior que 0.1.

- b. Seja δ o teste que rejeita H_0 se $Y \leq c_1$ ou $Y \geq c_2$. Qual é o tamanho do teste δ ?
 - c. Desenhe um gráfico da função de poder de δ .
12. Considere uma única observação X de uma distribuição de Cauchy centrada em θ . Isto é, a f.d.p. de X é

$$f(x|\theta) = \frac{1}{\pi[1 + (x - \theta)^2]} \quad \text{para } -\infty < x < \infty.$$

Suponha que desejamos testar as hipóteses

$$H_0 : \theta \leq \theta_0,$$

$$H_1 : \theta > \theta_0.$$

Seja δ_c o teste que rejeita H_0 se $X \geq c$.

- a. Mostre que $\pi(\theta|\delta_c)$ é uma função crescente de θ .
 - b. Encontre c para fazer δ_c ter tamanho 0.05.
 - c. Se $X = x$ é observado, encontre uma fórmula para o p -valor.
13. Seja X com a distribuição de Poisson com média θ . Suponha que desejamos testar as hipóteses

$$H_0 : \theta \leq 1.0,$$

$$H_1 : \theta > 1.0.$$

Seja δ_c o teste que rejeita H_0 se $X \geq c$. Encontre c para tornar o tamanho de δ_c o mais próximo possível de 0.1 sem ser maior que 0.1.

14. Sejam X_1, \dots, X_n i.i.d. com a distribuição exponencial com parâmetro θ . Suponha que desejamos testar as hipóteses

$$H_0 : \theta \geq \theta_0,$$

$$H_1 : \theta < \theta_0.$$

Seja $X = \sum_{i=1}^n X_i$. Seja δ_c o teste que rejeita H_0 se $X \geq c$.

- Mostre que $\pi(\theta|\delta_c)$ é uma função decrescente de θ .
 - Encontre c para fazer δ_c ter tamanho α_0 .
 - Seja $\theta_0 = 2, n = 1$, e $\alpha_0 = 0.1$. Encontre a forma precisa do teste δ_c e esboce sua função de poder.
15. Seja X com a distribuição uniforme no intervalo $[0, \theta]$, e suponha que desejamos testar as hipóteses

$$H_0 : \theta \leq 1,$$

$$H_1 : \theta > 1.$$

Consideraremos procedimentos de teste da forma "rejeitar H_0 se $X \geq c$." Para cada valor possível x de X , encontre o p -valor se $X = x$ for observado.

16. Considere o intervalo de confiança encontrado no Exercício 5 da Seção 8.5. Encontre a coleção de testes de hipóteses que é equivalente a este intervalo. Isto é, para cada $c > 0$, encontre um teste δ_c da hipótese nula $H_{0,c} : \sigma^2 = c$ contra alguma alternativa tal que δ_c rejeita $H_{0,c}$ se e somente se c não está no intervalo. Escreva o teste em termos de uma estatística de teste $T = r(\mathbf{X})$ estar dentro ou fora de algum intervalo não aleatório que dependa de c .
17. Sejam X_1, \dots, X_n i.i.d. com uma distribuição de Bernoulli que tem parâmetro p . Seja $Y = \sum_{i=1}^n X_i$. Desejamos encontrar um intervalo de confiança com coeficiente γ para p da forma $(q(y), 1)$. Prove que, se $Y = y$ for observado, então $q(y)$ deve ser escolhido como o menor valor p_0 tal que $\Pr(Y \geq y | p = p_0) \geq 1 - \gamma$.
18. Considere a situação descrita imediatamente antes da Eq. (9.1.12). Prove que a expressão (9.1.12) é igual ao menor α_0 tal que rejeitaríamos H_0 ao nível de significância α_0 .
19. Retorne à situação descrita no Exemplo 9.1.17. Suponha que desejamos testar as hipóteses

$$\begin{aligned} H_0 : \mu &\geq \mu_0, \\ H_1 : \mu &< \mu_0. \end{aligned} \tag{89}$$

ao nível α_0 . Faz sentido rejeitar H_0 se \bar{X}_n for pequeno. Construa um intervalo de confiança unilateral com coeficiente $1 - \alpha_0$ para μ tal que possamos rejeitar H_0 se μ_0 não estiver no intervalo. Certifique-se de que o teste formado desta maneira rejeite H_0 se \bar{X}_n for pequeno.

20. Prove o Teorema 9.1.3.
21. Retorne às situações descritas no Exemplo 9.1.17 e no Exercício 19. De-sejam comparar o que pode acontecer se invertermos as hipóteses nula e alternativa. Ou seja, queremos comparar os resultados de testar as hipóteses em (9.1.22) ao nível α_0 com os resultados de testar as hipóteses em (9.1.27) ao nível α_0 .
 - a. Seja $\alpha_0 < 0.5$. Prove que não há conjuntos de dados possíveis tais que rejeitaríamos ambas as hipóteses nulas simultaneamente. Ou seja, para todo \bar{X}_n e σ' possíveis, devemos falhar em rejeitar pelo menos uma das duas hipóteses nulas.
 - b. Seja $\alpha_0 < 0.5$. Prove que existem conjuntos de dados que levariam a falhar em rejeitar ambas as hipóteses nulas. Prove também que existem conjuntos de dados que levariam a rejeitar cada uma das hipóteses nulas enquanto se falha em rejeitar a outra.
 - c. Seja $\alpha_0 > 0.5$. Prove que existem conjuntos de dados que levariam a rejeitar ambas as hipóteses nulas.

9.5 O Teste t

Iniciamos o tratamento de vários casos especiais de teste de hipóteses sobre parâmetros de uma distribuição normal. Nesta seção, tratamos o caso em que tanto a média quanto a variância são desconhecidas. Desenvolvemos testes para hipóteses relativas à média. Esses testes serão baseados na distribuição t .

Testando Hipóteses sobre a Média de uma Distribuição Normal Quando a Variância é Desconhecida

Exemplo 9.5.1 (Lares de Idosos no Novo México)

No Exemplo 8.6.3, descrevemos um estudo sobre dias de pacientes internados em casas de repouso no Novo México. Como naquele exemplo, modelaremos os números de dias de pacientes internados como uma amostra aleatória de $n = 18$ variáveis aleatórias normais com média desconhecida μ e variância desconhecida σ^2 . Suponha que estejamos interessados em testar as hipóteses $H_0 : \mu \geq 200$ versus $H_1 : \mu < 200$. Que teste devemos usar e quais são suas propriedades?

Nesta seção, consideraremos o problema de testar hipóteses sobre a média de uma distribuição normal quando tanto a média quanto a variância são desconhecidas. Especificamente, suporemos que as variáveis aleatórias X_1, \dots, X_n

formem uma amostra aleatória de uma distribuição normal para a qual a média μ e a variância σ^2 são desconhecidas, e consideraremos testar as seguintes hipóteses:

$$\begin{aligned} H_0 : \mu &\leq \mu_0, \\ H_1 : \mu &> \mu_0. \end{aligned} \quad (90)$$

O espaço de parâmetros Ω neste problema compreende todo vetor bidimensional (μ, σ^2) , onde $-\infty < \mu < \infty$ e $\sigma^2 > 0$. A hipótese nula H_0 especifica que o vetor (μ, σ^2) está no subconjunto Ω_0 de Ω , compreendendo todos os vetores para os quais $\mu \leq \mu_0$ e $\sigma^2 > 0$, como ilustrado na Fig. 9.11. A hipótese alternativa H_1 especifica que (μ, σ^2) pertence ao subconjunto Ω_1 de Ω , compreendendo todos os vetores que não pertencem a Ω_0 .

No Exemplo 9.1.17 na página 543, mostramos como derivar um teste das hipóteses (9.5.1) a partir de um intervalo de confiança unilateral para μ . Para ser específico, defina $\bar{X}_n = \sum_{i=1}^n X_i/n$, $\sigma' = (\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2/[n-1])^{1/2}$, e

$$U = \frac{n^{1/2}(\bar{X}_n - \mu_0)}{\sigma'}. \quad (91)$$

O teste rejeita H_0 se $U \geq c$. Quando $\mu = \mu_0$, segue-se do Teorema 8.4.2 que a distribuição da estatística U definida na Eq. (9.5.2) é a distribuição t com $n-1$ graus de liberdade, independentemente do valor de σ^2 . Por essa razão, testes baseados em U são chamados de *testes t*. Quando queremos testar

$$\begin{aligned} H_0 : \mu &\geq \mu_0, \\ H_1 : \mu &< \mu_0, \end{aligned} \quad (92)$$

o teste é da forma "rejeitar H_0 se $U \leq c$ ".

Exemplo 9.5.2 (Lares de Idosos no Novo México)

No Exemplo 9.5.1, se desejássemos um teste de nível α_0 , poderíamos usar o teste t que rejeita H_0 se a estatística U na Eq. (9.5.2) for no máximo igual à constante c escolhida para tornar o tamanho do teste igual a α_0 .

Propriedades dos Testes t

O Teorema 9.5.1 fornece algumas propriedades úteis dos testes t .

Teorema 9.5.1 (Nível e Imparcialidade dos Testes t)

Seja $\mathbf{X} = (X_1, \dots, X_n)$ uma amostra aleatória da distribuição normal com média μ e variância σ^2 , seja U a estatística na Eq. (9.5.2), e seja c o quantil $1 - \alpha_0$ da distribuição t com $n-1$ graus de liberdade. Seja δ o teste que rejeita H_0 em (9.5.1) se $U \geq c$. A função de poder $\pi(\mu, \sigma^2|\delta)$ tem as seguintes propriedades:

- i. $\pi(\mu, \sigma^2|\delta) = \alpha_0$ quando $\mu = \mu_0$,
- ii. $\pi(\mu, \sigma^2|\delta) < \alpha_0$ quando $\mu < \mu_0$,
- iii. $\pi(\mu, \sigma^2|\delta) > \alpha_0$ quando $\mu > \mu_0$,
- iv. $\pi(\mu, \sigma^2|\delta) \rightarrow 0$ quando $\mu \rightarrow -\infty$,
- v. $\pi(\mu, \sigma^2|\delta) \rightarrow 1$ quando $\mu \rightarrow \infty$.

Além disso, o teste δ tem tamanho α_0 e é não viesado.

Prova. Se $\mu = \mu_0$, então U tem a distribuição t com $n - 1$ graus de liberdade. Portanto,

$$\pi(\mu_0, \sigma^2|\delta) = \Pr(U \geq c|\mu_0, \sigma^2) = \alpha_0.$$

Isso prova (i) acima. Para (ii) e (iii), defina

$$U^* = \frac{n^{1/2}(\bar{X}_n - \mu)}{\sigma'} \quad \text{e} \quad W = \frac{n^{1/2}(\mu_0 - \mu)}{\sigma'}.$$

Então $U = U^* - W$. Primeiro, suponha que $\mu < \mu_0$ para que $W > 0$. Segue-se que

$$\begin{aligned} \pi(\mu, \sigma^2|\delta) &= \Pr(U \geq c|\mu, \sigma^2) = \Pr(U^* - W \geq c|\mu, \sigma^2) \\ &= \Pr(U^* \geq c + W|\mu, \sigma^2) < \Pr(U^* \geq c|\mu, \sigma^2). \end{aligned} \quad (93)$$

Como U^* tem a distribuição t com $n - 1$ graus de liberdade, a última probabilidade em (9.5.4) é α_0 . Isso prova (ii). Para (iii), seja $\mu > \mu_0$ para que $W < 0$. O menor que em (9.5.4) torna-se um maior que, e (iii) é provado.

Que o tamanho do teste é α_0 é imediato das partes (i) e (ii). Que o teste é não viesado é imediato das partes (i) e (iii).

As provas de (iv) e (v) são mais difíceis e não serão dadas aqui em detalhes. Intuitivamente, se μ é muito grande, então W na Eq. (9.5.4) tenderá a ser muito negativo, e a probabilidade estará próxima de 1 de que $U^* \geq c + W$. Similarmente, se μ é muito menor que 0, então W tenderá a ser muito positivo, e a chance de $U^* \geq c + W$ estará próxima de 0. ■

Para as hipóteses da Eq. (9.5.3), propriedades muito similares são válidas.

Corolário 9.5.1 (Testes t para Hipóteses da Eq. (9.5.3))

Seja $\mathbf{X} = (X_1, \dots, X_n)$ uma amostra aleatória da distribuição normal com média μ e variância σ^2 , seja U a estatística na Eq. (9.5.2), e seja c o quantil α_0 da distribuição t com $n - 1$ graus de liberdade. Seja δ o teste que rejeita H_0 em (9.5.3) se $U \leq c$. A função de poder $\pi(\mu, \sigma^2|\delta)$ tem as seguintes propriedades:

- i. $\pi(\mu, \sigma^2|\delta) = \alpha_0$ quando $\mu = \mu_0$,
- ii. $\pi(\mu, \sigma^2|\delta) > \alpha_0$ quando $\mu < \mu_0$,
- iii. $\pi(\mu, \sigma^2|\delta) < \alpha_0$ quando $\mu > \mu_0$,

- iv. $\pi(\mu, \sigma^2 | \delta) \rightarrow 1$ quando $\mu \rightarrow -\infty$,
- v. $\pi(\mu, \sigma^2 | \delta) \rightarrow 0$ quando $\mu \rightarrow \infty$.

Além disso, o teste δ tem tamanho α_0 e é não viesado. ■

Exemplo 9.5.3 (Lares de Idosos no Novo México)

Nos Exemplos 9.5.1 e 9.5.2, suponha que desejamos um teste com nível de significância $\alpha_0 = 0.1$. Então rejeitamos H_0 se $U \leq c$ onde c é o quantil 0.1 da distribuição t com 17 graus de liberdade, a saber, -1.333 . Usando os dados do Exemplo 8.6.3, calculamos o valor observado de $\bar{X}_{18} = 182.17$ e $\sigma' = 72.22$. O valor observado de U é então $(17)^{1/2}(182.17 - 200)/72.22 = -1.018$. Não rejeitaríamos $H_0 : \mu \geq 200$ ao nível de significância 0.1, porque o valor observado de U é maior que -1.333 .

Teorema 9.5.2 (p-valores para Testes t)

Suponha que estejamos testando as hipóteses na Eq. (9.5.1) ou as hipóteses na Eq. (9.5.3). Seja u o valor observado da estatística U na Eq. (9.5.2), e seja $T_{n-1}(\cdot)$ a f.d.a. da distribuição t com $n - 1$ graus de liberdade. Então o p -valor para as hipóteses na Eq. (9.5.1) é $1 - T_{n-1}(u)$ e o p -valor para as hipóteses na Eq. (9.5.3) é $T_{n-1}(u)$.

Prova. Seja $T_{n-1}^{-1}(\cdot)$ a função de quantil da distribuição t com $n - 1$ graus de liberdade. Esta é a inversa da função estritamente crescente T_{n-1} . Rejeitaríamos as hipóteses na Eq. (9.5.1) ao nível α_0 se e somente se $u \geq T_{n-1}^{-1}(1 - \alpha_0)$, o que é equivalente a $T_{n-1}(u) \geq 1 - \alpha_0$, que é equivalente a $\alpha_0 \geq 1 - T_{n-1}(u)$. Portanto, o menor nível α_0 no qual poderíamos rejeitar H_0 é $1 - T_{n-1}(u)$. Similarmente, rejeitaríamos as hipóteses na Eq. (9.5.3) se e somente se $u \leq T_{n-1}^{-1}(\alpha_0)$, o que é equivalente a $\alpha_0 \geq T_{n-1}(u)$. ■

Exemplo 9.5.4 (Comprimentos de Fibras)

Suponha que os comprimentos em milímetros de fibras metálicas produzidas por um determinado processo tenham a distribuição normal com média desconhecida μ e variância desconhecida σ^2 , e as seguintes hipóteses devem ser testadas:

$$\begin{aligned} H_0 : \mu &\leq 5.2, \\ H_1 : \mu &> 5.2. \end{aligned} \tag{94}$$

Suponha que os comprimentos de 15 fibras selecionadas aleatoriamente sejam medidos, e descubra-se que a média amostral \bar{X}_{15} é 5.4 e $\sigma' = 0.4226$. Com base nessas medições, realizaremos um teste t ao nível de significância $\alpha_0 = 0.05$.

Como $n = 15$ e $\mu_0 = 5.2$, a estatística U definida pela Eq. (9.5.2) terá a distribuição t com 14 graus de liberdade quando $\mu = 5.2$. Encontra-se na tabela da distribuição t que $T_{14}^{-1}(0.95) = 1.761$. Portanto, a hipótese nula H_0 será rejeitada se $U > 1.761$. Como o valor numérico de U calculado da Eq. (9.5.2) é 1.833, H_0 seria rejeitada ao nível 0.05.

Com o valor observado $u = 1.833$ para a estatística U e $n = 15$, podemos calcular o p -valor para as hipóteses (9.5.1) usando software de computador que inclua a f.d.a. de várias distribuições t . Em particular, encontramos $1 - T_{14}(1.833) = 0.0441$.

A Função de Poder Completa

Para todos os valores de μ , a função de poder de um teste t pode ser determinada se conhecermos a distribuição de U definido na Eq. (9.5.2). Podemos reescrever U como

$$U = \frac{n^{1/2}(\bar{X}_n - \mu_0)/\sigma}{\sigma'/\sigma}. \quad (95)$$

O numerador do lado direito na Eq. (9.5.6) tem a distribuição normal com média $n^{1/2}(\mu - \mu_0)/\sigma$ e variância 1. O denominador é a raiz quadrada de uma variável aleatória χ^2 dividida por seus graus de liberdade, $n - 1$. Se não fosse pela média não nula, a razão teria a distribuição t com $n - 1$ graus de liberdade como já mostramos. Quando a média do numerador não é 0, U tem uma distribuição t não central.

Definição 9.5.1 (Distribuições t Não Centrais)

Sejam Y e W variáveis aleatórias independentes com W tendo a distribuição normal com média ψ e variância 1 e Y tendo a distribuição χ^2 com m graus de liberdade. Então a distribuição de

$$X = \frac{W}{(Y/m)^{1/2}}$$

é chamada de *distribuição t não central com m graus de liberdade e parâmetro de não centralidade ψ* . Denotaremos $T_m(t|\psi)$ como a f.d.a. desta distribuição. Isto é, $T_m(t|\psi) = \Pr(X \leq t)$.

Deve ser óbvio que a distribuição t não central com m graus de liberdade e parâmetro de não centralidade $\psi = 0$ é também a distribuição t com m graus de liberdade. O resultado a seguir é também imediato da Definição 9.5.1.

Teorema 9.5.3

Seja X_1, \dots, X_n uma amostra aleatória da distribuição normal com média μ e variância σ^2 . A distribuição da estatística U na Eq. (9.5.2) é a distribuição t não central com $n - 1$ graus de liberdade e parâmetro de não centralidade $\psi = n^{1/2}(\mu - \mu_0)/\sigma$. Seja δ o teste que rejeita $H_0 : \mu \leq \mu_0$ quando $U \geq c$. Então a função de poder de δ é $\pi(\mu, \sigma^2 | \delta) = 1 - T_{n-1}(c | \psi)$. Seja δ' o teste que rejeita $H_0 : \mu \geq \mu_0$ quando $U \leq c$. Então a função de poder de δ' é $\pi(\mu, \sigma^2 | \delta') = T_{n-1}(c | \psi)$.

No Exercício 11, você pode provar que $1 - T_m(t | \psi) = T_m(-t | -\psi)$. Existem programas de computador para calcular a f.d.a. de distribuições t não centrais, e alguns pacotes de software estatístico incluem tais programas. A Figura 9.12 plota as funções de poder de testes t de nível 0.05 e nível 0.01 para vários graus de liberdade e vários valores do parâmetro de não centralidade. O eixo horizontal é rotulado $|\psi|$ porque os mesmos gráficos podem ser usados para ambos os tipos de hipóteses unilaterais. O próximo exemplo ilustra como usar a Fig. 9.12 para aproximar a função de poder.

Exemplo 9.5.5 (Comprimentos de Fibras)

No Exemplo 9.5.4, testamos as hipóteses (9.5.5) ao nível 0.05. Suponha que estamos interessados no poder de nosso teste quando μ não é igual a 5.2. Em particular, suponha que estamos interessados no poder quando $\mu = 5.2 + \sigma/2$, meio desvio padrão acima de 5.2. Então o parâmetro de não centralidade é

$$\psi = 15^{1/2} \left(\frac{5.2 + \sigma/2 - 5.2}{\sigma} \right) = 1.936.$$

Não há curva para 14 graus de liberdade na Fig. 9.12; no entanto, não há muita diferença entre as curvas para 10 e 60 graus de liberdade, então podemos assumir que nossa resposta está em algum lugar entre esses dois. Se olharmos para o gráfico de nível 0.05 na Fig. 9.12 e subirmos de 1.936 (cerca de 2) no eixo horizontal até chegarmos um pouco acima da curva para graus de liberdade igual a 10, descobrimos que o poder é cerca de 0.6. (O poder real é 0.578.)

Nota: O Poder é uma Função do Parâmetro de Não Centralidade. No Exemplo 9.5.5, não podemos responder a uma pergunta como "Qual é o poder de um teste de nível 0.05 quando $\mu = 5.5$?" A razão é que o poder é uma função de ambos μ e σ através do parâmetro de não centralidade. (Veja Exercício 6.) Para cada σ possível e $\mu = 5.5$, o parâmetro de não centralidade é $\psi = 15^{1/2} \times 0.3/\sigma$, que varia de 0 a ∞ dependendo de σ . É por isso que, sempre que queremos um valor numérico para o poder de um teste t , precisamos especificar ambos μ e σ ou especificar quão longe μ está de μ_0 em múltiplos de σ .

Escolhendo um Tamanho de Amostra

É possível usar a função de poder de um teste para ajudar a determinar qual seria um tamanho de amostra apropriado para observar.

Exemplo 9.5.6 (Comprimentos de Fibras)

No Exemplo 9.5.5, descobrimos que o poder do teste foi 0.578 quando $\mu = 5.2 + \sigma/2$. Suponha que queremos que o poder esteja próximo de 0.8 quando $\mu = 5.2 + \sigma/2$. Serão necessárias mais do que $n = 15$ observações para conseguir isso. Na Fig. 9.12, podemos ver que tamanho de parâmetro de não centralidade ψ precisamos para que o poder alcance 0.8. Para graus de liberdade entre 10 e 60, precisamos que ψ seja cerca de 2.5. Mas $\psi = n^{1/2}/2$ quando $\mu = 5.2 + \sigma/2$. Então precisamos de $n = 25$ aproximadamente. O cálculo preciso mostra que, com $n = 25$, o poder do teste de nível 0.05 é 0.7834 quando $\mu = 5.2 + \sigma/2$. Com $n = 26$, o poder é 0.7981, e com $n = 27$ o poder é 0.8118.

O Teste t Pareado

Em muitos experimentos, a mesma variável é medida sob duas condições diferentes na mesma unidade experimental, e estamos interessados em saber se o valor médio é maior em uma condição do que na outra. Em tais casos, é comum subtrair as duas medidas e tratar as diferenças como uma amostra aleatória de uma distribuição normal. Podemos então testar hipóteses relativas à média das diferenças.

Exemplo 9.5.7 (Manequins de Teste de Colisão)

O National Transportation Safety Board (Conselho Nacional de Segurança em Transportes) coleta dados de testes de colisão sobre a quantidade e localização de danos em manequins colocados nos carros testados. Em uma série de testes, um manequim foi colocado no assento do motorista e outro foi colocado no assento do passageiro dianteiro de cada carro. Uma variável medida foi a quantidade de lesão na cabeça de cada manequim. A Figura 9.13 mostra um gráfico dos pares de logaritmos das medidas de lesão na cabeça para manequins nos dois assentos diferentes. Entre outras coisas, o interesse reside em saber se e em que medida a quantidade de lesão na cabeça difere entre o assento do motorista e o assento do passageiro.

Sejam X_1, \dots, X_n as diferenças entre os logaritmos das medidas de lesão na cabeça para o lado do motorista e o lado do passageiro. Podemos modelar X_1, \dots, X_n como uma amostra aleatória de uma distribuição normal com média μ e variância σ^2 . Suponha que desejamos testar a hipótese nula $H_0 : \mu \leq 0$ contra a alternativa $H_1 : \mu > 0$

ao nível $\alpha_0 = 0.01$. Existem $n = 164$ carros representados na Fig. 9.13. O teste rejeitaria H_0 se $U \geq T_{163}^{-1}(0.99) = 2.35$.

A média das diferenças das coordenadas na Fig. 9.13 é $\bar{x}_n = 0.2199$. O valor de σ' é 0.5342. A estatística U é então 5.271. Isso é maior que 2.35, e a hipótese nula seria rejeitada ao nível 0.01. De fato, o p -valor é menor que 1.0×10^{-6} .

Suponha também que estamos interessados na função de poder sob H_1 do teste de nível 0.01. Suponha que a diferença média entre o logaritmo da lesão na cabeça do lado do motorista e do passageiro seja $\sigma/4$. Então o parâmetro de não centralidade é $(164)^{1/2}/4 = 3.20$. No painel direito da Fig. 9.12, parece que o poder é pouco acima de 0.8. (De fato, é 0.802.)

Testando com uma Alternativa Bilateral

Exemplo 9.5.8 (Crânios Egípcios)

Nos Exemplos 9.4.1 e 9.4.2, modelamos as larguras de crânios de 4000 a.C. como uma amostra aleatória de tamanho $n = 30$ de uma distribuição normal com média desconhecida μ e variância conhecida. Vamos agora generalizar esse modelo para permitir a suposição mais realista de que a variância σ^2 é desconhecida. Suponha que desejamos testar a hipótese nula $H_0 : \mu = 140$ versus a hipótese alternativa $H_1 : \mu \neq 140$. Ainda podemos calcular a estatística U na Eq. (9.5.2), mas agora faria sentido rejeitar H_0 se $U \leq c_1$ ou $U \geq c_2$ para números adequadamente escolhidos c_1 e c_2 . Como devemos escolher c_1 e c_2 , e quais são as propriedades do teste resultante?

Como antes, assuma que $\mathbf{X} = (X_1, \dots, X_n)$ é uma amostra aleatória de uma distribuição normal para a qual tanto a média μ quanto a variância σ^2 são desconhecidas. Suponha agora que as seguintes hipóteses devem ser testadas:

$$\begin{aligned} H_0 : \mu &= \mu_0, \\ H_1 : \mu &\neq \mu_0. \end{aligned} \tag{96}$$

Aqui, a hipótese alternativa H_1 é bilateral.

No Exemplo 9.1.15, derivamos um teste de nível α_0 das hipóteses (9.5.7) a partir do intervalo de confiança que foi desenvolvido na Seção 8.5. Esse teste tem a forma "rejeitar H_0 se $|U| \geq T_{n-1}^{-1}(1 - \alpha_0/2)$ ", onde T_{n-1}^{-1} é a função de quantil da distribuição t com $n - 1$ graus de liberdade e U é definido na Eq. (9.5.2).

Exemplo 9.5.9 (Crânios Egípcios)

No Exemplo 9.5.8, suponha que queremos um teste de nível $\alpha_0 = 0.05$ de $H_0 : \mu = 140$ versus $H_1 : \mu \neq 140$. Se usarmos o teste descrito acima (derivado no Exemplo 9.1.15), então os dois números c_1 e c_2 serão de sinais opostos e iguais em magnitude. Especificamente, $c_1 = -T_{29}^{-1}(0.975) = -2.045$ e $c_2 = 2.045$. O valor observado de \bar{X}_{30} é 131.37, e o valor observado de σ' é 5.129. O valor observado u da estatística U é $u = (30)^{1/2}(131.37 - 140)/5.129 = -9.219$. Isso é menor que -2.045 , então rejeitaríamos H_0 ao nível 0.05.

Exemplo 9.5.10 (Comprimentos de Fibras)

Consideraremos novamente o problema discutido no Exemplo 9.5.4, mas vamos supor agora que, em vez das hipóteses (9.5.5), as seguintes hipóteses devem ser testadas:

$$\begin{aligned} H_0 : \mu &= 5.2, \\ H_1 : \mu &\neq 5.2. \end{aligned} \quad (97)$$

Vamos assumir novamente que os comprimentos de 15 fibras são medidos, e o valor de U calculado a partir dos valores observados é 1.833. Testaremos as hipóteses (9.5.8) ao nível de significância $\alpha_0 = 0.05$.

Como $\alpha_0 = 0.05$, nosso valor crítico será o quantil $1 - 0.05/2 = 0.975$ da distribuição t com 14 graus de liberdade. Da tabela de distribuições t neste livro, encontramos $T_{14}^{-1}(0.975) = 2.145$. Então o teste especifica rejeitar H_0 se $U \leq -2.145$ ou $U \geq 2.145$. Como $U = 1.833$, a hipótese H_0 não seria rejeitada.

Os valores numéricos nos Exemplos 9.5.4 e 9.5.10 enfatizam a importância de decidir se a hipótese alternativa apropriada em um problema dado é unilateral ou bilateral. Quando as hipóteses (9.5.5) foram testadas ao nível de significância 0.05, a hipótese H_0 que $\mu \leq 5.2$ foi rejeitada. Quando as hipóteses (9.5.8) foram testadas ao mesmo nível de significância, e os mesmos dados foram usados, a hipótese H_0 que $\mu = 5.2$ não foi rejeitada.

Funções de Poder de Testes Bilaterais

A função de poder do teste δ que rejeita $H_0 : \mu = \mu_0$ quando $|U| \geq c$, onde $c = T_{n-1}^{-1}(1 - \alpha_0/2)$, pode ser encontrada usando a distribuição t não central. Se $\mu \neq \mu_0$, então U tem a distribuição t não central com $n - 1$ graus de liberdade e parâmetro de não centralidade $\psi = n^{1/2}(\mu - \mu_0)/\sigma$, exatamente como tinha quando testamos hipóteses unilaterais. A função de poder de δ é então

$$\pi(\mu, \sigma^2 | \delta) = T_{n-1}(-c|\psi) + 1 - T_{n-1}(c|\psi).$$

A Figura 9.14 plota essas funções de poder para vários graus de liberdade e parâmetros de não centralidade. Poderíamos usar a Fig. 9.14 para encontrar

o poder do teste no Exemplo 9.5.10 quando $\mu = 5.2 + \sigma/2$, ou seja, quando $\psi = 1.936$. Parece ser cerca de 0.45. (O poder real é 0.438.)

Teorema 9.5.4 (p-Valores para Testes t Bilaterais)

Suponha que estamos testando as hipóteses na Eq. (9.5.7). Seja u o valor observado da estatística U , e seja $T_{n-1}(\cdot)$ a f.d.a. da distribuição t com $n - 1$ graus de liberdade. Então o p -valor é $2[1 - T_{n-1}(|u|)]$.

Prova. Seja $T_{n-1}^{-1}(\cdot)$ a função de quantil da distribuição t com $n - 1$ graus de liberdade. Rejeitaríamos as hipóteses na Eq. (9.5.7) ao nível α_0 se e somente se $|u| \geq T_{n-1}^{-1}(1 - \alpha_0/2)$, o que é equivalente a $T_{n-1}(|u|) \geq 1 - \alpha_0/2$, o que é equivalente a $\alpha_0 \geq 2[1 - T_{n-1}(|u|)]$. Portanto, o menor nível α_0 no qual poderíamos rejeitar H_0 é $2[1 - T_{n-1}(|u|)]$. ■

Exemplo 9.5.11 (Comprimentos de Fibras)

No Exemplo 9.5.10, o p -valor é $2[1 - T_{14}(1.833)] = 0.0882$. Note que isso é o dobro do p -valor quando as hipóteses eram (9.5.1).

Para testes t , se o p -valor para testar as hipóteses (9.5.1) ou (9.5.3) é p , então o p -valor para hipóteses (9.5.7) é o menor entre $2p$ e $2(1 - p)$.

O Teste t como um Teste da Razão de Verossimilhanças

Introduzimos testes da razão de verossimilhanças na Seção 9.1. Podemos calcular tais testes para as hipóteses desta seção.

Exemplo 9.5.12 (Teste da Razão de Verossimilhanças de Hipóteses Unilaterais sobre a Média de uma Distribuição Normal)

Considere as hipóteses (9.5.1). Após os valores x_1, \dots, x_n na amostra aleatória terem sido observados, a função de verossimilhança é

$$f_n(\mathbf{x}|\mu, \sigma^2) = \frac{1}{(2\pi\sigma^2)^{n/2}} \exp \left[-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2 \right]. \quad (98)$$

Neste caso, $\Omega_0 = \{(\mu, \sigma^2) : \mu \leq \mu_0\}$ e $\Omega_1 = \{(\mu, \sigma^2) : \mu > \mu_0\}$. A estatística da razão de verossimilhanças é

$$\Lambda(\mathbf{x}) = \frac{\sup_{\{(\mu, \sigma^2) : \mu \leq \mu_0\}} f_n(\mathbf{x}|\mu, \sigma^2)}{\sup_{(\mu, \sigma^2)} f_n(\mathbf{x}|\mu, \sigma^2)}. \quad (99)$$

Vamos agora derivar uma forma explícita para o teste da razão de verossimilhanças baseado em (9.5.10). Como na Seção 7.5, deixaremos $\hat{\mu}$ e $\hat{\sigma}^2$ denotarem os E.M.V.'s de μ e σ^2 quando se sabe apenas que

o ponto (μ, σ^2) pertence ao espaço de parâmetros Ω . Foi mostrado no Exemplo 7.5.6 que

$$\hat{\mu} = \bar{x}_n \quad \text{e} \quad \hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x}_n)^2.$$

Segue-se que o denominador de $\Lambda(\mathbf{x})$ é igual a

$$\sup_{(\mu, \sigma^2)} f_n(\mathbf{x}|\mu, \sigma^2) = \frac{1}{(2\pi\hat{\sigma}^2)^{n/2}} \exp\left(-\frac{n}{2}\right). \quad (100)$$

Similarmente, deixaremos $\hat{\mu}_0$ e $\hat{\sigma}_0^2$ denotarem os E.M.V.'s de μ e σ^2 quando o ponto (μ, σ^2) é restrito a estar no subconjunto Ω_0 . Suponha primeiro que os valores observados na amostra sejam tais que $\bar{x}_n \leq \mu_0$. Então o ponto $(\hat{\mu}, \hat{\sigma}^2)$ estará em Ω_0 de modo que $\hat{\mu}_0 = \hat{\mu}$ e $\hat{\sigma}_0^2 = \hat{\sigma}^2$ e o numerador de $\Lambda(\mathbf{x})$ também é igual a (9.5.11). Neste caso, $\Lambda(\mathbf{x}) = 1$.

Em seguida, suponha que os valores observados na amostra sejam tais que $\bar{x}_n > \mu_0$. Então o ponto $(\hat{\mu}, \hat{\sigma}^2)$ não está em Ω_0 . Neste caso, pode-se mostrar que $f_n(\mathbf{x}|\mu, \sigma^2)$ atinge seu valor máximo entre todos os pontos $(\mu, \sigma^2) \in \Omega_0$ se μ for escolhido tão próximo quanto possível de \bar{x}_n . O valor de μ mais próximo de \bar{x}_n entre todos os pontos no subconjunto Ω_0 é $\mu = \mu_0$. Portanto, $\hat{\mu}_0 = \mu_0$. Por sua vez, pode ser mostrado, como no Exemplo 7.5.6, que o E.M.V. de σ^2 será

$$\hat{\sigma}_0^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \hat{\mu}_0)^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \mu_0)^2.$$

Neste caso, o numerador de $\Lambda(\mathbf{x})$ é então

$$\sup_{\{(\mu, \sigma^2): \mu \leq \mu_0\}} f_n(\mathbf{x}|\mu, \sigma^2) = \frac{1}{(2\pi\hat{\sigma}_0^2)^{n/2}} \exp\left(-\frac{n}{2}\right). \quad (101)$$

Tomando a razão de (9.5.12) para (9.5.11), descobrimos que

$$\Lambda(\mathbf{x}) = \begin{cases} \left(\frac{\hat{\sigma}^2}{\hat{\sigma}_0^2}\right)^{n/2} & \text{se } \bar{x}_n > \mu_0, \\ 1 & \text{caso contrário.} \end{cases} \quad (102)$$

Em seguida, use a relação

$$\sum_{i=1}^n (x_i - \mu_0)^2 = \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x}_n)^2 + n(\bar{x}_n - \mu_0)^2$$

para escrever o ramo superior de (9.5.13) como

$$\left[1 + \frac{n(\bar{x}_n - \mu_0)^2}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x}_n)^2}\right]^{-n/2}. \quad (103)$$

Se u é o valor observado da estatística U na Eq. (9.5.2), então pode-se facilmente verificar que

$$\frac{n(\bar{x}_n - \mu_0)^2}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x}_n)^2} = \frac{u^2}{n-1}.$$

Segue-se que $\Lambda(\mathbf{x})$ é uma função não crescente de u . Portanto, para $k < 1$, $\Lambda(\mathbf{x}) \leq k$ se e somente se $u \geq c$, onde

$$c = \left(\left[\frac{1}{k^{2/n}} - 1 \right] (n-1) \right)^{1/2}.$$

Segue-se que o teste da razão de verossimilhanças é um teste t .

Não é difícil adaptar o argumento no Exemplo 9.5.12 para encontrar os testes da razão de verossimilhanças para as hipóteses (9.5.3) e (9.5.7). (Veja Exercícios 17 e 18, por exemplo.)

Resumo

Quando X_1, \dots, X_n formam uma amostra aleatória da distribuição normal com média desconhecida μ e variância desconhecida σ^2 , podemos testar hipóteses sobre μ usando o fato de que $n^{1/2}(\bar{X}_n - \mu)/\sigma'$ tem a distribuição t com $n-1$ graus de liberdade. Seja T_{n-1}^{-1} a denotar a função de quantil da distribuição t com $n-1$ graus de liberdade. Então, para testar $H_0 : \mu \leq \mu_0$ versus $H_1 : \mu > 0$ ao nível α_0 , por exemplo, rejeitamos H_0 se $n^{1/2}(\bar{X}_n - \mu_0)/\sigma' > T_{n-1}^{-1}(1 - \alpha_0)$. Para testar $H_0 : \mu = \mu_0$ versus $H_1 : \mu \neq \mu_0$, rejeitamos H_0 se $|n^{1/2}(\bar{X}_n - \mu_0)/\sigma'| \geq T_{n-1}^{-1}(1 - \alpha_0/2)$. As funções de poder de cada um desses testes podem ser escritas em termos da f.d.a. de uma distribuição t não central com $n-1$ graus de liberdade e parâmetro de não centralidade $\psi = n^{1/2}(\mu - \mu_0)/\sigma$.

Exercícios

1. Use os dados no Exemplo 8.5.4, compreendendo uma amostra de $n = 10$ medições de ácido láctico em queijo. Assuma, como fizemos lá, que as medições de ácido láctico são uma amostra aleatória da distribuição normal com média desconhecida μ e variância desconhecida σ^2 . Suponha que desejamos testar as seguintes hipóteses:

$$H_0 : \mu \leq 1.2,$$

$$H_1 : \mu > 1.2.$$

- a. Realize o teste de nível $\alpha_0 = 0.05$ dessas hipóteses.
- b. Calcule o p -valor.
- c. A partir dos dados, construa o intervalo de confiança observado para μ com coeficiente de confiança 0.95.

2. Suponha que nove observações sejam selecionadas aleatoriamente da distribuição normal com média desconhecida μ e variância desconhecida σ^2 , e para essas nove observações descobre-se que $\bar{X}_n = 22$ e $\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2 = 72$.

a. Realize um teste das seguintes hipóteses ao nível de significância 0.05:

$$H_0 : \mu \leq 20,$$

$$H_1 : \mu > 20.$$

b. Realize um teste das seguintes hipóteses ao nível de significância 0.05 usando o teste t bilateral:

$$H_0 : \mu = 20,$$

$$H_1 : \mu \neq 20.$$

3. O fabricante de um certo tipo de automóvel afirma que, sob condições típicas de condução urbana, o automóvel viajará em média pelo menos 20 milhas por galão de gasolina. A proprietária deste tipo de automóvel anota as quilometragens que obteve em sua própria condução urbana quando enche o tanque de seu automóvel com gasolina em nove ocasiões diferentes. As quilometragens, em milhas por galão, são as seguintes: 15.6, 18.6, 18.3, 20.1, 21.5, 18.4, 19.1, 20.4, e 19.0. Teste a afirmação do fabricante realizando um teste ao nível de significância $\alpha_0 = 0.05$. Liste cuidadosamente as suposições que você fizer.
4. Suponha que uma amostra aleatória de oito observações X_1, \dots, X_8 seja retirada da distribuição normal com média desconhecida μ e variância desconhecida σ^2 , e deseja-se testar as seguintes hipóteses:

$$H_0 : \mu = 0,$$

$$H_1 : \mu \neq 0.$$

Suponha também que os dados da amostra são tais que $\sum_{i=1}^8 X_i = -11.2$ e $\sum_{i=1}^8 X_i^2 = 43.7$. Se um teste t simétrico é realizado ao nível de significância 0.10 de modo que cada cauda da região crítica tenha probabilidade 0.05, a hipótese H_0 deve ser rejeitada ou não?

5. Considere novamente as condições do Exercício 4, e suponha novamente que um teste t deve ser realizado ao nível de significância 0.10. Suponha agora, no entanto, que o teste t não deve ser simétrico e a hipótese H_0 deve ser rejeitada se $U \leq c_1$ ou $U \geq c_2$, onde $\Pr(U \leq c_1) = 0.01$ e $\Pr(U \geq c_2) = 0.09$. Para os dados da amostra especificados no Exercício 4, H_0 deve ser rejeitada ou não?
6. Suponha que as variáveis X_1, \dots, X_n formem uma amostra aleatória da distribuição normal com média desconhecida μ e variância desconhecida

σ^2 , e um teste t a um dado nível de significância α_0 deve ser realizado para testar as seguintes hipóteses:

$$\begin{aligned} H_0 : \mu &\leq \mu_0, \\ H_1 : \mu &> \mu_0. \end{aligned}$$

Seja $\pi(\mu, \sigma^2 | \delta)$ a função de poder deste teste t , e assumamos que (μ_1, σ_1^2) e (μ_2, σ_2^2) são valores dos parâmetros tais que

$$\frac{\mu_1 - \mu_0}{\sigma_1} = \frac{\mu_2 - \mu_0}{\sigma_2}.$$

Mostre que $\pi(\mu_1, \sigma_1^2 | \delta) = \pi(\mu_2, \sigma_2^2 | \delta)$.

7. Considere a distribuição normal com média desconhecida μ e variância desconhecida σ^2 , e suponha que se deseja testar as seguintes hipóteses:

$$\begin{aligned} H_0 : \mu &\leq \mu_0, \\ H_1 : \mu &> \mu_0. \end{aligned}$$

Suponha que é possível observar apenas um único valor de X desta distribuição, mas que uma amostra aleatória independente de n observações Y_1, \dots, Y_n está disponível da distribuição normal com média conhecida 0 e a mesma variância σ^2 que para X . Mostre como realizar um teste das hipóteses H_0 e H_1 baseado na distribuição t com n graus de liberdade.

8. Suponha que as variáveis X_1, \dots, X_n formem uma amostra aleatória da distribuição normal com média desconhecida μ e variância desconhecida σ^2 . Seja σ_0^2 um número positivo dado, e suponha que se deseja testar as seguintes hipóteses a um nível de significância especificado α_0 ($0 < \alpha_0 < 1$):

$$\begin{aligned} H_0 : \sigma^2 &\leq \sigma_0^2, \\ H_1 : \sigma^2 &> \sigma_0^2. \end{aligned}$$

Seja $S_n^2 = \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2$, e suponha que o procedimento de teste a ser usado especifica que H_0 deve ser rejeitada se $S_n^2 / \sigma_0^2 \geq c$. Além disso, seja $\pi(\mu, \sigma^2 | \delta)$ a função de poder deste procedimento. Explique como escolher a constante c de modo que, independentemente do valor de μ , os seguintes requisitos sejam satisfeitos: $\pi(\mu, \sigma^2 | \delta) < \alpha_0$ se $\sigma^2 < \sigma_0^2$, $\pi(\mu, \sigma^2 | \delta) = \alpha_0$ se $\sigma^2 = \sigma_0^2$, e $\pi(\mu, \sigma^2 | \delta) > \alpha_0$ se $\sigma^2 > \sigma_0^2$.

9. Suponha que uma amostra aleatória de 10 observações X_1, \dots, X_{10} seja retirada da distribuição normal com média desconhecida μ e variância desconhecida σ^2 , e deseja-se testar as seguintes hipóteses:

$$\begin{aligned} H_0 : \sigma^2 &\leq 4, \\ H_1 : \sigma^2 &> 4. \end{aligned}$$

Suponha que um teste da forma descrita no Exercício 8 deva ser realizado ao nível de significância $\alpha_0 = 0.05$. Se o valor observado de S_n^2 é 60, a hipótese H_0 deve ser rejeitada ou não?

10. Suponha novamente, como no Exercício 9, que uma amostra aleatória de 10 observações seja retirada da distribuição normal com média desconhecida μ e variância desconhecida σ^2 , mas suponha agora que as seguintes hipóteses devem ser testadas ao nível de significância 0.05:

$$\begin{aligned} H_0 : \sigma^2 &= 4, \\ H_1 : \sigma^2 &\neq 4. \end{aligned}$$

Suponha que a hipótese nula H_0 deve ser rejeitada se $S_n^2 \leq c_1$ ou $S_n^2 \geq c_2$, onde as constantes c_1 e c_2 devem ser escolhidas de modo que, quando a hipótese H_0 for verdadeira,

$$\Pr(S_n^2 \leq c_1) = \Pr(S_n^2 \geq c_2) = 0.025.$$

Determine os valores de c_1 e c_2 .

11. Suponha que U_1 tenha a distribuição t não central com m graus de liberdade e parâmetro de não centralidade ψ , e suponha que U_2 tenha a distribuição t não central com m graus de liberdade e parâmetro de não centralidade $-\psi$. Prove que $\Pr(U_1 \geq c) = \Pr(U_2 \leq -c)$.
12. Suponha que uma amostra aleatória X_1, \dots, X_n deve ser retirada da distribuição normal com média desconhecida μ e variância desconhecida σ^2 , e as seguintes hipóteses devem ser testadas:

$$\begin{aligned} H_0 : \mu &\leq 3, \\ H_1 : \mu &> 3. \end{aligned}$$

Suponha também que o tamanho da amostra n é 17, e descubra-se a partir dos valores observados na amostra que $\bar{X}_n = 3.2$ e $(1/n) \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2 = 0.09$. Calcule o valor da estatística U e encontre o p -valor correspondente.

13. Considere novamente as condições do Exercício 12, mas suponha agora que o tamanho da amostra n é 170, e descubra-se novamente a partir dos valores observados na amostra que $\bar{X}_n = 3.2$ e $(1/n) \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2 = 0.09$. Calcule o valor da estatística U e encontre o p -valor correspondente.
14. Considere novamente as condições do Exercício 12, mas suponha agora que as seguintes hipóteses devem ser testadas:

$$\begin{aligned} H_0 : \mu &= 3.1, \\ H_1 : \mu &\neq 3.1. \end{aligned}$$

Suponha, como no Exercício 12, que o tamanho da amostra n é 17, e descubra-se a partir dos valores observados na amostra que $\bar{X}_n = 3.2$ e $(1/n) \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2 = 0.09$. Calcule o valor da estatística U e encontre o p -valor correspondente.

15. Considere novamente as condições do Exercício 14, mas suponha agora que o tamanho da amostra n é 170, e descubra-se novamente a partir dos valores observados na amostra que $\bar{X}_n = 3.2$ e $(1/n) \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2 = 0.09$. Calcule o valor da estatística U e encontre o p -valor correspondente.
16. Considere novamente as condições do Exercício 14. Suponha, como no Exercício 14, que o tamanho da amostra n é 17, mas suponha agora que se descobre a partir dos valores observados na amostra que $\bar{X}_n = 3.0$ e $(1/n) \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2 = 0.09$. Calcule o valor da estatística U e encontre o p -valor correspondente.
17. Prove que o teste da razão de verossimilhanças para as hipóteses (9.5.7) é o teste t bilateral que rejeita H_0 se $|U| \geq c$, onde U é definido na Eq. (8.5.1). O argumento é ligeiramente mais simples do que, mas muito semelhante, ao dado no texto para o caso unilateral.
18. Prove que o teste da razão de verossimilhanças para as hipóteses (9.5.3) é rejeitar H_0 se $U \leq c$, onde U é definido na Eq. (8.5.1).

9.5 Comparando as Médias de Duas Distribuições Normais

É muito comum comparar duas distribuições para ver qual tem a média maior ou apenas para ver o quão diferentes as duas médias são. Quando as duas distribuições são normais, os testes e intervalos de confiança baseados na distribuição t são muito similares aos que surgiram quando consideramos uma única distribuição.

O Teste t para Duas Amostras

Exemplo 9.6.1 (Chuva de Nuvens Semeadas)

No Exemplo 8.3.1, estávamos interessados em saber se a log-precipitação média de nuvens semeadas era maior que 4, o que supúnhamos ter sido a log-precipitação média de nuvens não semeadas. Se quisermos comparar chuvas de nuvens semeadas e não semeadas sob condições de outra forma similares, normalmente observaríamos duas amostras aleatórias de chuvas: uma de nuvens semeadas e uma de nuvens não semeadas, mas de outra forma sob condições similares. Modelaríamos essas amostras como sendo amostras aleatórias independentes de duas distribuições normais diferentes, e gostaríamos de comparar suas médias e possivelmente suas variâncias para ver quão diferentes as distribuições são.

Considere primeiro um problema no qual amostras aleatórias estão disponíveis de duas distribuições normais com variância desconhecida comum, e desejase determinar qual distribuição tem a média maior. Especificamente, assumiremos que $\mathbf{X} = (X_1, \dots, X_m)$ forma uma amostra aleatória de m observações de uma distribuição normal para a qual tanto a média μ_1 quanto a variância σ^2 são desconhecidas, e que $\mathbf{Y} = (Y_1, \dots, Y_n)$ forma uma amostra aleatória independente de n observações de outra distribuição normal para a qual tanto a média μ_2 quanto a variância σ^2 são desconhecidas. Então estaremos interessados em testar hipóteses como

$$H_0 : \mu_1 \leq \mu_2 \quad \text{versus} \quad H_1 : \mu_1 > \mu_2. \quad (104)$$

Para cada procedimento de teste δ , denotaremos por $\pi(\mu_1, \mu_2, \sigma^2 | \delta)$ a função de poder de δ . Assumiremos que a variância σ^2 é a mesma para ambas as distribuições, embora o valor de σ^2 seja desconhecido. Se esta suposição parecer injustificada, o teste t para duas amostras que derivaremos a seguir não seria apropriado. Um procedimento de teste diferente é discutido mais adiante nesta seção para o caso em que as duas populações podem ter variâncias diferentes. Mais adiante nesta seção, derivaremos o teste da razão de verossimilhanças. Na Seção 9.7, discutiremos alguns procedimentos para comparar as variâncias de duas distribuições normais, o que inclui testar a hipótese nula de que as variâncias são as mesmas.

Intuitivamente, faz sentido rejeitar H_0 em (104) se a diferença entre as médias amostrais for grande. O Teorema 9.6.1 deriva a distribuição de uma estatística de teste natural para usar.

Teorema 9.6.1 (Estatística t para Duas Amostras)

Assuma a estrutura descrita nos parágrafos anteriores. Defina

$$\begin{aligned} \bar{X}_m &= \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m X_i, & \bar{Y}_n &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_i, \\ S_X^2 &= \sum_{i=1}^m (X_i - \bar{X}_m)^2, & \text{e} \quad S_Y^2 &= \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y}_n)^2. \end{aligned} \quad (105)$$

Defina a estatística de teste

$$U = \frac{(m+n-2)^{1/2}(\bar{X}_m - \bar{Y}_n)}{\left(\frac{1}{m} + \frac{1}{n}\right)^{1/2} (S_X^2 + S_Y^2)^{1/2}}. \quad (106)$$

Para todos os valores de $\theta = (\mu_1, \mu_2, \sigma^2)$ tais que $\mu_1 = \mu_2$, a distribuição de U é a distribuição t com $m+n-2$ graus de liberdade.

Prova. Assuma que $\mu_1 = \mu_2$. Defina as seguintes duas variáveis aleatórias:

$$Z = \frac{\bar{X}_m - \bar{Y}_n}{\left(\frac{1}{m} + \frac{1}{n}\right)^{1/2} \sigma}, \quad (107)$$

$$W = \frac{S_X^2 + S_Y^2}{\sigma^2}. \quad (108)$$

A estatística U pode agora ser representada na forma

$$U = \frac{Z}{[W/(m+n-2)]^{1/2}}. \quad (109)$$

O restante da prova consiste em provar que Z tem a distribuição normal padrão, que W tem a distribuição χ^2 com $m+n-2$ graus de liberdade, e que Z e W são independentes. O resultado então segue da Definição 8.4.1, a definição da família de distribuições t .

Assumimos que \mathbf{X} e \mathbf{Y} são independentes dado θ . Segue-se que toda função de \mathbf{X} é independente de toda função de \mathbf{Y} . Em particular, (\bar{X}_m, S_X^2) é independente de (\bar{Y}_n, S_Y^2) . Pelo Teorema 8.3.1, \bar{X}_m e S_X^2 são independentes, e \bar{Y}_n e S_Y^2 também são independentes. Segue-se que todos os quatro de $\bar{X}_m, \bar{Y}_n, S_X^2$, e S_Y^2 são mutuamente independentes. Portanto, Z e W também são independentes. Também segue do Teorema 8.3.1 que S_X^2/σ^2 e S_Y^2/σ^2 têm, respectivamente, as distribuições χ^2 com $m-1$ e $n-1$ graus de liberdade. Portanto, W é a soma de duas variáveis aleatórias independentes com distribuições χ^2 e, portanto, tem a distribuição χ^2 com a soma dos dois graus de liberdade, a saber, $m+n-2$. $\bar{X}_m - \bar{Y}_n$ tem a distribuição normal com média $\mu_1 - \mu_2 = 0$ e variância $\sigma^2/m + \sigma^2/n$. Segue-se que Z tem a distribuição normal padrão. ■

Um teste t para duas amostras com nível de significância α_0 é o procedimento δ que rejeita H_0 se $U \geq T_{m+n-2}^{-1}(1 - \alpha_0)$. O Teorema 9.6.2 declara algumas propriedades úteis de testes t para duas amostras análogas às do Teorema 9.5.1. A prova é tão similar à do Teorema 9.5.1 que não a apresentaremos aqui.

Teorema 9.6.2 (Nível e Não-Viesamento de Testes t para Duas Amostras)

Seja δ o teste t para duas amostras definido acima. A função de poder $\pi(\mu_1, \mu_2, \sigma^2 | \delta)$ tem as seguintes propriedades:

- i. $\pi(\mu_1, \mu_2, \sigma^2 | \delta) = \alpha_0$ quando $\mu_1 = \mu_2$,
- ii. $\pi(\mu_1, \mu_2, \sigma^2 | \delta) < \alpha_0$ quando $\mu_1 < \mu_2$,
- iii. $\pi(\mu_1, \mu_2, \sigma^2 | \delta) > \alpha_0$ quando $\mu_1 > \mu_2$,
- iv. $\pi(\mu_1, \mu_2, \sigma^2 | \delta) \rightarrow 0$ quando $\mu_1 - \mu_2 \rightarrow -\infty$,
- v. $\pi(\mu_1, \mu_2, \sigma^2 | \delta) \rightarrow 1$ quando $\mu_1 - \mu_2 \rightarrow \infty$.

Além disso, o teste δ tem tamanho α_0 e é não viesado. ■

Nota: As Outras Hipóteses Unilaterais. Se as hipóteses são

$$H_0 : \mu_1 \geq \mu_2 \quad \text{versus} \quad H_1 : \mu_1 < \mu_2, \quad (110)$$

o teste t de nível α_0 correspondente é rejeitar H_0 quando $U \leq -T_{m+n-2}^{-1}(1 - \alpha_0)$. Este teste tem propriedades análogas às do outro teste unilateral.

P -valores são calculados quase da mesma maneira que eram para o teste t para uma amostra. A prova do Teorema 9.6.3 é virtualmente a mesma que a prova do Teorema 9.5.2 e não é dada aqui.

Teorema 9.6.3 (p-Valores para Testes t de Duas Amostras)

Suponha que estamos testando ou as hipóteses na Eq. (9.6.1) ou as hipóteses na Eq. (9.6.7). Seja u o valor observado da estatística U na Eq. (9.6.3), e seja $T_{m+n-2}(\cdot)$ a f.d.a. da distribuição t com $m + n - 2$ graus de liberdade. Então o p -valor para as hipóteses na Eq. (9.6.1) é $1 - T_{m+n-2}(u)$ e o p -valor para as hipóteses na Eq. (9.6.7) é $T_{m+n-2}(u)$. ■

Exemplo 9.6.2 (Chuva de Nuvens Semeadas)

No Exemplo 9.6.1, na verdade temos 26 observações de nuvens não semeadas para acompanhar as 26 observações de nuvens semeadas. Sejam X_1, \dots, X_{26} as medições de log-precipitação das nuvens semeadas, e sejam Y_1, \dots, Y_{26} as medições das nuvens não semeadas. Modelamos todas as medições como independentes, com os X_i 's tendo distribuição normal com média μ_1 e variância σ^2 , e os Y_i 's tendo distribuição normal com média μ_2 e variância σ^2 . Por enquanto, modelamos as duas distribuições como tendo uma variância comum. Suponha que desejamos testar se a log-precipitação média de nuvens semeadas é ou não maior do que a log-precipitação média de nuvens não semeadas. Escolhemos as hipóteses nula e alternativa de modo que o erro tipo I corresponda a afirmar que a semeadura aumenta a chuva quando, na verdade, ela não aumenta a chuva. Ou seja, a hipótese nula é $H_0 : \mu_1 \leq \mu_2$ e a hipótese alternativa é $H_1 : \mu_1 > \mu_2$. Escolhemos um nível de significância de $\alpha_0 = 0.01$. Antes de prosseguir com o teste formal, é uma boa ideia olhar para os dados primeiro. A Figura 9.15 contém histogramas das log-precipitações de nuvens tanto semeadas quanto não semeadas. As duas amostras parecem diferentes, com as nuvens semeadas parecendo ter log-precipitações maiores. O teste formal exige que calculemos as estatísticas:

$$\bar{X}_m = 5.13, \quad \bar{Y}_n = 3.99,$$

$$S_X^2 = 63.96, \quad \text{e} \quad S_Y^2 = 67.39.$$

O valor crítico é $T_{50}^{-1}(0.99) = 2.403$, e a estatística de teste é

$$U = \frac{50^{1/2}(5.13 - 3.99)}{\left(\frac{1}{26} + \frac{1}{26}\right)^{1/2} (63.96 + 67.39)^{1/2}} = 2.544,$$

que é maior que 2.403. Portanto, rejeitaríamos a hipótese nula ao nível de significância $\alpha_0 = 0.01$. O p -valor é o menor nível no qual rejeitaríamos H_0 , a saber, $1 - T_{50}(2.544) = 0.007$.

Exemplo 9.6.3 (Cerâmica Romana na Grã-Bretanha)

Tubb, Parker e Nickless (1980) descrevem um estudo de amostras de cerâmica da era Romana encontradas em vários locais na Grã-Bretanha. Uma medição feita em cada amostra de cerâmica foi a porcentagem da amostra que era óxido de alumínio. Suponha que estamos interessados em comparar as porcentagens de óxido de alumínio em dois locais diferentes. Havia $m = 14$ amostras analisadas de Llanederyn, com média amostral de $\bar{X}_m = 12.56$ e $S_X^2 = 24.65$. Outras $n = 5$ amostras vieram de Ashley Rails, com $\bar{Y}_n = 17.32$ e $S_Y^2 = 11.01$. Um dos tamanhos de amostra é muito pequeno para que o histograma seja muito esclarecedor. Suponha que modelamos os dados como variáveis aleatórias normais com duas médias diferentes μ_1 e μ_2 , mas variância comum σ^2 . Queremos testar a hipótese nula $H_0 : \mu_1 \geq \mu_2$ contra a hipótese alternativa $H_1 : \mu_1 < \mu_2$. O valor observado de U definido pela Eq. (9.6.3) é -6.302 . Da tabela da distribuição t neste livro, com $m + n - 2 = 17$ graus de liberdade, encontramos que $T_{17}^{-1}(0.995) = 2.898$ e $U < -2.898$. Portanto, rejeitaríamos H_0 em qualquer nível $\alpha_0 \geq 0.005$. De fato, o p -valor associado a este valor de U é $T_{17}(-6.302) = 4 \times 10^{-6}$.

Poder do Teste

Para cada vetor de parâmetros $\theta = (\mu_1, \mu_2, \sigma^2)$, a função de poder do teste t para duas amostras pode ser calculada usando a distribuição t não central introduzida na Definição 9.5.1. Um raciocínio quase idêntico àquele que levou ao Teorema 9.5.3 prova o seguinte.

Teorema 9.6.4 (Poder do Teste t para Duas Amostras)

Assuma as condições declaradas anteriormente nesta seção. Seja U definido na Eq. (9.6.6). Então U tem a distribuição t não central com $m + n - 2$ graus de liberdade e parâmetro de não centralidade

$$\psi = \frac{\mu_1 - \mu_2}{\sigma \left(\frac{1}{m} + \frac{1}{n} \right)^{1/2}}. \quad (111)$$

Podemos usar a Fig. 9.12 na página 580 para aproximar cálculos de poder se não tivermos um programa de computador apropriado à mão.

Alternativas Bilaterais

O teste t para duas amostras pode ser facilmente adaptado para testar as seguintes hipóteses a um nível de significância especificado α_0 :

$$H_0 : \mu_1 = \mu_2 \quad \text{versus} \quad H_1 : \mu_1 \neq \mu_2. \quad (112)$$

O teste t bilateral para duas amostras de tamanho α_0 rejeita H_0 se $|U| \geq c$ onde $c = T_{m+n-2}^{-1}(1 - \alpha_0/2)$, e a estatística U é definida na Eq. (9.6.3). O p -valor quando $U = u$ é observado é igual a $2[1 - T_{m+n-2}(|u|)]$. (Veja Exercício 9.)

Exemplo 9.6.5 (Comparando Minérios de Cobre)

Suponha que uma amostra aleatória de oito espécimes de minério é coletada de uma certa localização em uma mina de cobre, e a quantidade de cobre em cada um dos espécimes é medida em gramas. Denotaremos essas oito quantidades por X_1, \dots, X_8 e suporemos que os valores observados são tais que $\bar{X}_8 = 2.6$ e $S_X^2 = 0.32$. Suponha também que uma segunda amostra aleatória de 10 espécimes de minério é coletada de outra parte da mina. Denotaremos as quantidades de cobre nesses espécimes por Y_1, \dots, Y_{10} e suporemos que os valores observados em gramas são tais que $\bar{Y}_{10} = 2.3$ e $S_Y^2 = 0.22$. Seja μ_1 a quantidade média de cobre em todo o minério na primeira localização na mina, seja μ_2 a quantidade média de cobre em todo o minério na segunda localização, e suponha que as hipóteses (9.6.9) devem ser testadas.

Assumiremos que todas as observações têm uma distribuição normal, e a variância é a mesma em ambas as localizações na mina, embora as médias possam ser diferentes. Neste exemplo, os tamanhos das amostras são $m = 8$ e $n = 10$, e o valor da estatística U definido pela Eq. (9.6.3) é 3.442. Também, pelo uso de uma tabela da distribuição t com 16 graus de liberdade, descobre-se que $T_{16}^{-1}(0.995) = 2.921$, de modo que a área da cauda correspondente a este valor observado de U é menor que 2×0.005 . Portanto, a hipótese nula será rejeitada para qualquer nível de significância especificado $\alpha_0 \geq 0.01$. (De fato, a área da cauda bilateral associada a $U = 3.442$ é 0.003.)

O Teste t para Duas Amostras como um Teste da Razão de Verossimilhanças

Nesta seção, mostraremos que o teste t para duas amostras para as hipóteses (9.6.1) é um teste da razão de verossimilhanças. Após os valores x_1, \dots, x_m e y_1, \dots, y_n nas duas amostras terem sido observados, a função de verossimilhança $g(\mathbf{x}, \mathbf{y} | \mu_1, \mu_2, \sigma^2)$ é

$$g(\mathbf{x}, \mathbf{y} | \mu_1, \mu_2, \sigma^2) = f_m(\mathbf{x} | \mu_1, \sigma^2) f_n(\mathbf{y} | \mu_2, \sigma^2).$$

Aqui, tanto $f_m(\mathbf{x} | \mu_1, \sigma^2)$ quanto $f_n(\mathbf{y} | \mu_2, \sigma^2)$ têm a forma dada na Eq. (9.5.9), e o valor de σ^2 é o mesmo em ambos os termos. Neste caso, $\Omega_0 = \{(\mu_1, \mu_2, \sigma^2) : \mu_1 \leq \mu_2\}$. A estatística da razão de verossimilhanças é

$$\Lambda(\mathbf{x}, \mathbf{y}) = \frac{\sup_{\{(\mu_1, \mu_2, \sigma^2) : \mu_1 \leq \mu_2\}} g(\mathbf{x}, \mathbf{y} | \mu_1, \mu_2, \sigma^2)}{\sup_{(\mu_1, \mu_2, \sigma^2)} g(\mathbf{x}, \mathbf{y} | \mu_1, \mu_2, \sigma^2)}. \quad (113)$$

O procedimento de teste da razão de verossimilhanças especifica então que H_0 deve ser rejeitada se $\Lambda(\mathbf{x}, \mathbf{y}) \leq k$, onde k é tipicamente escolhido de modo que o teste tenha um nível α_0 desejado.

Para facilitar as maximizações em (9.6.10), seja

$$s_x^2 = \sum_{i=1}^m (x_i - \bar{x}_m)^2, \quad \text{e} \quad s_y^2 = \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y}_n)^2.$$

Então podemos escrever

$$g(\mathbf{x}, \mathbf{y} | \mu_1, \mu_2, \sigma^2) = \frac{1}{(2\pi\sigma^2)^{(m+n)/2}} \exp \left(-\frac{1}{2\sigma^2} [m(\bar{x}_m - \mu_1)^2 + n(\bar{y}_n - \mu_2)^2 + s_x^2 + s_y^2] \right).$$

O denominador de (9.6.10) é maximizado pelos E.M.V.'s gerais, ou seja, quando

$$\mu_1 = \bar{x}_m, \quad \mu_2 = \bar{y}_n, \quad \text{e} \quad \sigma^2 = \frac{1}{m+n} (s_x^2 + s_y^2). \quad (114)$$

Para o numerador de (9.6.10), quando $\bar{x}_m \leq \bar{y}_n$, o vetor de parâmetros em (9.6.11) está em Ω_0 , e portanto o máximo também ocorre nos valores na Eq. (9.6.11). Logo, $\Lambda(\mathbf{x}, \mathbf{y}) = 1$ se $\bar{x}_m \leq \bar{y}_n$.

Para o outro caso, quando $\bar{x}_m > \bar{y}_n$, não é difícil ver que $\mu_1 = \mu_2$ é necessário para atingir o máximo. Nesses casos, o máximo ocorre quando

$$\mu_1 = \mu_2 = \frac{m\bar{x}_m + n\bar{y}_n}{m+n},$$

$$\sigma^2 = \frac{mn(\bar{x}_m - \bar{y}_n)^2/(m+n) + s_x^2 + s_y^2}{m+n}.$$

Substituindo todos esses valores em (9.6.10) resulta

$$\Lambda(\mathbf{x}, \mathbf{y}) = \begin{cases} 1 & \text{se } \bar{x}_m \leq \bar{y}_n, \\ (1+v^2)^{-(m+n)/2} & \text{se } \bar{x}_m > \bar{y}_n, \end{cases}$$

onde

$$v = \frac{(\bar{x}_m - \bar{y}_n)}{\left(\frac{1}{m} + \frac{1}{n}\right)^{1/2} (s_x^2 + s_y^2)^{1/2}}. \quad (115)$$

Se $k < 1$, é direto mostrar que $\Lambda(\mathbf{x}, \mathbf{y}) \leq k$ é equivalente a $v \geq k'$ para alguma outra constante k' . Finalmente, note que $(m+n-2)^{1/2}v$ é o valor observado de U , então o teste da razão de verossimilhanças é rejeitar H_0 quando $U \geq c$, para alguma constante c . Este é o mesmo que o teste t para duas amostras. O argumento anterior pode ser facilmente adaptado para lidar com as outras hipóteses unilaterais e o caso bilateral. (Veja Exercício 13 para o caso bilateral.)

Variâncias Desiguais

Razão de Variâncias Conhecida O teste t pode ser estendido para um problema no qual as variâncias das duas distribuições normais não são iguais, mas a

razão de uma variância para a outra é conhecida. Especificamente, suponha que X_1, \dots, X_m formem uma amostra aleatória da distribuição normal com média μ_1 e variância σ_1^2 , e Y_1, \dots, Y_n formem uma amostra aleatória independente de outra distribuição normal com média μ_2 e variância σ_2^2 . Suponha também que os valores de μ_1, μ_2, σ_1^2 , e σ_2^2 sejam desconhecidos, mas que $\sigma_2^2 = k\sigma_1^2$, onde k é uma constante positiva conhecida. Então pode-se mostrar (veja Exercício 4 no final desta seção) que quando $\mu_1 = \mu_2$, a seguinte variável aleatória U terá a distribuição t com $m + n - 2$ graus de liberdade:

$$U = \frac{(m + n - 2)^{1/2}(\bar{X}_m - \bar{Y}_n)}{\left(\frac{1}{m} + \frac{k}{n}\right)^{1/2} \left(S_X^2 + \frac{S_Y^2}{k}\right)^{1/2}}. \quad (116)$$

Portanto, a estatística U definida pela Eq. (9.6.13) pode ser usada para testar tanto as hipóteses (9.6.1) quanto as hipóteses (9.6.9).

O Problema de Behrens-Fisher Se os valores de todos os quatro parâmetros μ_1, μ_2, σ_1^2 , e σ_2^2 são desconhecidos, e se o valor da razão σ_1^2/σ_2^2 é também desconhecido, então o problema de testar as hipóteses (9.6.1) ou as hipóteses (9.6.9) torna-se muito difícil. Mesmo a estatística da razão de verossimilhanças Λ não tem distribuição conhecida. Este problema é conhecido como o *problema de Behrens-Fisher*. Alguns métodos de simulação para o problema de Behrens-Fisher serão descritos no Capítulo 12 (Exemplos 12.2.4 e 12.6.10). Vários outros procedimentos de teste foram propostos, mas a maioria deles tem sido objeto de controvérsia em relação à sua adequação ou utilidade. O mais popular dos métodos propostos foi desenvolvido em uma série de artigos por Welch (1938, 1947, 1951). Welch propôs usar a estatística

$$V = \frac{\bar{X}_m - \bar{Y}_n}{\left(\frac{S_X^2}{m(m-1)} + \frac{S_Y^2}{n(n-1)}\right)^{1/2}}. \quad (117)$$

Mesmo quando $\mu_1 = \mu_2$, a distribuição de V não é conhecida de forma fechada. No entanto, Welch aproximou a distribuição de V por uma distribuição t como segue. Seja

$$W = \frac{S_X^2}{m(m-1)} + \frac{S_Y^2}{n(n-1)}, \quad (118)$$

e aproxime a distribuição de W por uma distribuição gama com a mesma média e variância de W . (Veja Exercício 12.) Se fôssemos assumir que W realmente tinha essa distribuição gama aproximada, então V teria a distribuição t com

$$\frac{\left(\frac{\sigma_1^2}{m} + \frac{\sigma_2^2}{n}\right)^2}{\frac{1}{m-1} \left(\frac{\sigma_1^2}{m}\right)^2 + \frac{1}{n-1} \left(\frac{\sigma_2^2}{n}\right)^2} \quad (119)$$

graus de liberdade. Em seguida, substitua as estimativas não viesadas $s_x^2/(m-1)$ e $s_y^2/(n-1)$ para σ_1^2 e σ_2^2 , respectivamente, em (9.6.16) para obter os graus de

liberdade para a aproximação da distribuição t de Welch:

$$\nu = \frac{\left(\frac{s_x^2}{m(m-1)} + \frac{s_y^2}{n(n-1)} \right)^2}{\frac{1}{(m-1)^3} \left(\frac{s_x^2}{m} \right)^2 + \frac{1}{(n-1)^3} \left(\frac{s_y^2}{n} \right)^2}. \quad (120)$$

Na Eq. (9.6.17), s_x^2 e s_y^2 são os valores observados de S_X^2 e S_Y^2 . Para resumir o procedimento de Welch, aja como se V na Eq. (9.6.14) tivesse a distribuição t com ν graus de liberdade quando $\mu_1 = \mu_2$. Testes de hipóteses unilaterais e bilaterais são então construídos comparando V a vários quantis da distribuição t com ν graus de liberdade. Se ν não é um inteiro, arredonde-o para o inteiro mais próximo ou use um programa de computador que possa lidar com distribuições t com graus de liberdade não inteiros.

Exemplo 9.6.6 (Comparando Minérios de Cobre)

Usando os dados do Exemplo 9.6.5, calculamos

$$V = \frac{2.6 - 2.3}{\left(\frac{0.32}{8 \times 7} + \frac{0.22}{10 \times 9} \right)^{1/2}} = 3.321,$$

$$\nu = \frac{\left(\frac{0.32}{8 \times 7} + \frac{0.22}{10 \times 9} \right)^2}{\frac{1}{7^3} \left(\frac{0.32}{8} \right)^2 + \frac{1}{9^3} \left(\frac{0.22}{10} \right)^2} = 12.49.$$

O p -valor associado aos dados observados para as hipóteses (9.6.9) é $2[1 - T_{12.49}(3.321)] = 0.0058$, não muito diferente do que obtivemos no Exemplo 9.6.5.

Teste da Razão de Verossimilhanças Uma alternativa à aproximação de Welch descrita acima seria aplicar a aproximação de grande amostra do Teorema 9.1.4. Usando a mesma notação de antes nesta seção, podemos escrever a função de verossimilhança como

$$g(\mathbf{x}, \mathbf{y} | \mu_1, \mu_2, \sigma_1^2, \sigma_2^2) = \frac{1}{(2\pi\sigma_1^2)^{m/2} (2\pi\sigma_2^2)^{n/2}} \exp \left(-\frac{m(\bar{x}_m - \mu_1)^2 + s_x^2}{2\sigma_1^2} - \frac{n(\bar{y}_n - \mu_2)^2 + s_y^2}{2\sigma_2^2} \right). \quad (121)$$

Os E.M.V.'s gerais são

$$\hat{\mu}_1 = \bar{x}_m, \quad \hat{\mu}_2 = \bar{y}_n, \quad \hat{\sigma}_1^2 = \frac{s_x^2}{m}, \quad \hat{\sigma}_2^2 = \frac{s_y^2}{n}. \quad (122)$$

Sob $H_0 : \mu_1 = \mu_2$, não podemos encontrar fórmulas para os E.M.V.'s. No entanto, se deixarmos $\hat{\mu}$ representar o valor comum de $\hat{\mu}_1 = \hat{\mu}_2$, descobrimos que os E.M.V.'s satisfazem as seguintes equações:

$$\hat{\sigma}_1^2 = \frac{1}{m} [s_x^2 + m(\bar{x}_m - \hat{\mu})^2], \quad (123)$$

$$\hat{\sigma}_2^2 = \frac{1}{n} [s_y^2 + n(\bar{y}_n - \hat{\mu})^2], \quad (124)$$

$$\hat{\mu} = \frac{\frac{m\bar{x}_m}{\hat{\sigma}_1^2} + \frac{n\bar{y}_n}{\hat{\sigma}_2^2}}{\frac{m}{\hat{\sigma}_1^2} + \frac{n}{\hat{\sigma}_2^2}}. \quad (125)$$

Essas equações podem ser resolvidas recursivamente, embora não tenhamos uma solução de forma fechada. Um algoritmo é o seguinte:

1. Defina $k = 0$ e escolha um valor inicial $\hat{\mu}^{(0)}$, tal como $(m\bar{x}_m + n\bar{y}_n)/(m+n)$.
2. Calcule $\hat{\sigma}_1^{2(k)}$ e $\hat{\sigma}_2^{2(k)}$ substituindo $\hat{\mu}^{(k)}$ nas Eqs. (9.6.20) e (9.6.21).
3. Calcule $\hat{\mu}^{(k+1)}$ substituindo $\hat{\sigma}_1^{2(k)}$ e $\hat{\sigma}_2^{2(k)}$ na Eq. (9.6.22).
4. Se $\hat{\mu}^{(k+1)}$ estiver próximo o suficiente de $\hat{\mu}^{(k)}$ pare. Caso contrário, substitua k por $k + 1$ e retorne ao passo 2.

Exemplo 9.6.7 (Comparando Minérios de Cobre)

Usando os dados no Exemplo 9.6.5, começaremos com $\hat{\mu}^{(0)} = (8 \times 2.6 + 10 \times 2.3)/18 = 2.433$. Inserindo este valor nas Eqs. (9.6.20) e (9.6.21) nos dá $\hat{\sigma}_1^{2(0)} = 0.068$ e $\hat{\sigma}_2^{2(0)} = 0.0398$. Inserindo estes na Eq. (9.6.22) nos dá $\hat{\mu}^{(1)} = 2.396$. Após 13 iterações, os valores param de mudar e nossos E.M.V.'s finais são $\hat{\mu} = 2.347$, $\hat{\sigma}_1^2 = 0.1039$, e $\hat{\sigma}_2^2 = 0.0242$. Podemos então substituir esses E.M.V.'s na função de verossimilhança (9.6.18) para obter o numerador da estatística da razão de verossimilhanças $\Lambda(\mathbf{x}, \mathbf{y})$. (Lembre-se de substituir $\hat{\mu}$ tanto por μ_1 quanto por μ_2 .) Também podemos substituir os E.M.V.'s gerais da Eq. (9.6.19) em (9.6.18) para obter o denominador de $\Lambda(\mathbf{x}, \mathbf{y})$. O resultado é $\Lambda(\mathbf{x}, \mathbf{y}) = 0.01356$. O Teorema 9.1.4 diz que devemos comparar $-2 \log \Lambda(\mathbf{x}, \mathbf{y}) = 8.602$ com um valor crítico da distribuição χ^2 com um grau de liberdade. O p -valor associado à estatística observada é a probabilidade de que uma variável aleatória χ^2 com um grau de liberdade seja maior que 8.602, a saber, 0.003. Isso é o mesmo que o p -valor que obtivemos no Exemplo 9.6.5 quando assumimos que as duas variâncias eram as mesmas.

Para os casos de hipóteses unilaterais, como (9.6.1) e (9.6.7), a estatística da razão de verossimilhanças é um pouco mais complicada. Por exemplo, se $\mu_1 = \mu_2$, $-2 \log \Lambda(\mathbf{X}, \mathbf{Y})$ converge em distribuição para uma distribuição que não é nem discreta nem contínua. Não discutiremos este caso mais adiante neste livro.

Resumo

Suponha que observemos amostras aleatórias independentes de duas distribuições normais: X_1, \dots, X_m tendo média μ_1 e variância σ_1^2 , e Y_1, \dots, Y_n tendo

média μ_2 e variância σ_2^2 . Para testar hipóteses sobre μ_1 e μ_2 , testes t estão disponíveis se assumirmos que $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$. Os testes t todos fazem uso da estatística U definida na Eq. (9.6.3). Para testar $H_0 : \mu_1 = \mu_2$ versus $H_1 : \mu_1 \neq \mu_2$ ao nível α_0 , rejeite H_0 se $|U| \geq T_{m+n-2}^{-1}(1 - \alpha_0/2)$, onde T_{m+n-2}^{-1} é a função de quantil da distribuição t com $m + n - 2$ graus de liberdade. Para testar $H_0 : \mu_1 \leq \mu_2$ versus $H_1 : \mu_1 > \mu_2$ ao nível α_0 , rejeite H_0 se $U > T_{m+n-2}^{-1}(1 - \alpha_0)$. Para testar $H_0 : \mu_1 \geq \mu_2$ versus $H_1 : \mu_1 < \mu_2$ ao nível α_0 , rejeite H_0 se $U < -T_{m+n-2}^{-1}(1 - \alpha_0)$. As funções de poder desses testes podem ser computadas usando a família de distribuições t não centrais. Testes aproximados estão disponíveis se não assumirmos que $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$.

Exercícios

1. No Exemplo 9.6.3, discutimos cerâmica Romana encontrada em duas localizações diferentes na Grã-Bretanha. Havia amostras encontradas em outras localizações também. Uma outra localização, Island Thorns, tinha cinco amostras X_1, \dots, X_n com uma porcentagem média de óxido de alumínio de $\bar{X} = 18.18$ com $\sum_{i=1}^5 (X_i - \bar{X})^2 = 12.61$. Sejam Y_1, \dots, Y_5 as cinco amostras de Ashley Rails no Exemplo 9.6.3. Teste a hipótese nula de que as porcentagens médias de óxido de alumínio em Ashley Rails e Island Thorns são as mesmas versus a alternativa de que elas são diferentes ao nível $\alpha_0 = 0.05$.
2. Suponha que uma certa droga A foi administrada a oito pacientes selecionados ao acaso, e após um período de tempo fixo, a concentração da droga em certas células corporais de cada paciente foi medida em unidades apropriadas. Suponha que as concentrações para os oito pacientes foram encontradas como sendo as seguintes:

1.23, 1.42, 1.41, 1.62, 1.55, 1.51, 1.60, e 1.76.

Suponha também que uma segunda droga B foi administrada a seis pacientes diferentes selecionados ao acaso, e quando a concentração da droga B foi medida de forma similar para esses seis pacientes, os resultados foram os seguintes:

1.76, 1.41, 1.87, 1.49, 1.67, e 1.81.

Assumindo que todas as observações têm uma distribuição normal com uma variância comum, teste as seguintes hipóteses ao nível de significância 0.10: A hipótese nula é que a concentração média da droga A entre todos os pacientes é pelo menos tão grande quanto a concentração média da droga B . A hipótese alternativa é que a concentração média da droga B é maior do que a da droga A .

3. Considere novamente as condições do Exercício 2, mas suponha agora que deseja-se testar as seguintes hipóteses: A hipótese nula é que a concentração média da droga A entre todos os pacientes é a mesma que a concentração média da droga B . A hipótese alternativa, que é bilateral, é que as concentrações médias das duas drogas não são as mesmas. Encontre o número c tal que o teste t bilateral de nível 0.05 rejeitará H_0 quando $|U| \geq c$, onde U é definido pela Eq. (9.6.3). Além disso, realize o teste.
4. Suponha que X_1, \dots, X_m formem uma amostra aleatória da distribuição normal com média μ_1 e variância σ_1^2 , e Y_1, \dots, Y_n formem uma amostra aleatória independente da distribuição normal com média μ_2 e variância σ_2^2 . Mostre que se $\mu_1 = \mu_2$ e $\sigma_2^2 = k\sigma_1^2$, então a variável aleatória U definida pela Eq. (9.6.13) tem a distribuição t com $m + n - 2$ graus de liberdade.
5. Considere novamente as condições e valores observados do Exercício 2. No entanto, suponha agora que cada observação para a droga A tem uma variância desconhecida σ_1^2 , e cada observação para a droga B tem uma variância desconhecida σ_2^2 , mas sabe-se que $\sigma_2^2 = (6/5)\sigma_1^2$. Teste as hipóteses descritas no Exercício 2 ao nível de significância 0.10.
6. Suponha que X_1, \dots, X_m formem uma amostra aleatória da distribuição normal com média desconhecida μ_1 e variância desconhecida σ^2 , e Y_1, \dots, Y_n formem uma amostra aleatória independente de outra distribuição normal com média desconhecida μ_2 e a mesma variância desconhecida σ^2 . Para cada constante λ ($-\infty < \lambda < \infty$), construa um teste t das seguintes hipóteses com $m + n - 2$ graus de liberdade:

$$\begin{aligned} H_0 : \mu_1 - \mu_2 &= \lambda, \\ H_1 : \mu_1 - \mu_2 &\neq \lambda. \end{aligned}$$

7. Considere novamente as condições do Exercício 2. Seja μ_1 a denotar a média de cada observação para a droga A , e seja μ_2 a denotar a média de cada observação para a droga B . Assume-se, como no Exercício 2, que todas as observações têm uma variância desconhecida comum. Use os resultados do Exercício 6 para construir um intervalo de confiança para $\mu_1 - \mu_2$ com coeficiente de confiança 0.90.
8. No Exemplo 9.6.5, determine o poder de um teste de nível 0.01 se $|\mu_1 - \mu_2| = \sigma$.
9. Suponha que desejamos testar as hipóteses (9.6.9). Usaremos a estatística U definida na Eq. (9.6.3) e rejeitaremos H_0 se $|U|$ for grande. Prove que o p -valor quando $U = u$ é observado é $2[1 - T_{m+n-2}(|u|)]$.
10. Lyle et al. (1987) conduziram um experimento para estudar o efeito de um suplemento de cálcio na pressão sanguínea de homens afro-americanos. Um grupo de 10 homens recebeu um suplemento de cálcio, e outro grupo

de 11 homens recebeu um placebo. O experimento durou 12 semanas. Tanto antes quanto depois do período de 12 semanas, cada homem teve sua pressão sanguínea sistólica medida enquanto estava em repouso. As mudanças (após menos antes) são dadas na Tabela 9.2. Teste a hipótese nula de que a mudança média na pressão sanguínea para o grupo do suplemento de cálcio é menor que a mudança média na pressão sanguínea para o grupo placebo. Use nível $\alpha_0 = 0.1$.

Tabela 2: Dados de pressão sanguínea para o Exercício 10

Cálcio	7	-4	18	17	-3	-5	1	10	11	-2	
Placebo	-1	12	-1	-3	3	-5	5	2	-11	-1	-3

11. Frisby e Clatworthy (1975) estudaram os tempos que leva para sujeitos fundirem estereogramas de pontos aleatórios. Estereogramas de pontos aleatórios são pares de imagens que parecem à primeira vista ser pontos aleatórios. Após um sujeito olhar para o par de imagens da distância adequada e seus olhos cruzarem na quantidade certa, uma imagem de objeto reconhecível aparece da fusão das duas imagens. Os experimentadores estavam preocupados com a extensão em que informação a priori sobre o objeto reconhecível afetava o tempo que levava para fundir as imagens.

Um grupo de 43 sujeitos não recebeu uma imagem do objeto antes de serem solicitados a fundir as imagens. Seu tempo médio foi $\bar{X}_{43} = 8.560$ e $S_X^2 = 2745.7$. O segundo grupo de 35 sujeitos recebeu uma imagem do objeto, e suas estatísticas amostrais foram $\bar{Y}_{35} = 5.551$ e $S_Y^2 = 783.9$. A hipótese nula é que o tempo médio do primeiro grupo não é maior que o tempo médio do segundo grupo, enquanto a hipótese alternativa é que o primeiro grupo leva mais tempo.

- a. Teste as hipóteses ao nível de significância $\alpha_0 = 0.01$, assumindo que as variâncias são iguais para os dois grupos.
 - b. Teste as hipóteses ao nível de significância $\alpha_0 = 0.01$, usando o teste aproximado de Welch.
12. Encontre a média a e a variância b da variável aleatória W na Eq. (9.6.15). Agora, sejam a e b a média e a variância, respectivamente, da distribuição gama com parâmetros α e β . Prove que 2α é igual à expressão em (9.6.16).
13. Seja U definido como na Eq. (9.6.3), e suponha que deseja-se testar as hipóteses na Eq. (9.6.9). Prove que cada teste da razão de verossimilhanças tem a seguinte forma: rejeitar H_0 se $|U| \geq c$, onde c é uma constante. *Dica:* Primeiro prove que $\Lambda(\mathbf{x}, \mathbf{y}) = (1 + v^2)^{-(m+n)/2}$, onde v foi definido na Eq. (9.6.12).