

Estudo de caso: Grupo D 3

Gilmar and Maressa Nunes R. Tavares and Victor

3 de Setembro, 2019

0.1 Descrição do Problema

Para a versão atual de um dado sistema, sabe-se que sua distribuição de custos de execução possui média populacional de $\mu = 50$ e variância $\sigma^2 = 100$. Uma nova versão desse software foi desenvolvida, portanto uma análise estatística deve ser feita para investigar os ganhos de desempenho obtidos em relação à versão atual. Espera-se que sejam testados a média e variância dos custos de execução. O presente trabalho tem como objetivo delinear e executar testes estatísticos para avaliar uma nova versão de um software, em relação aos resultados obtidos na versão anterior. Tendo em vista que a última versão possui uma distribuição do custo computacional com média $\mu = 50$ e variância $\sigma = 100$, dados da população, objetiva-se verificar se a nova versão apresenta resultados melhores para tais características. Para tanto, utilizou-se o teste z com nível de significância $\alpha = 0,01$ e $\alpha = 0,05$, para os testes de média e variância, respectivamente. Após os testes verificou-se que....

0.2 Planejamento do Experimento

0.2.1 Geração dos dados

Para simular a geração de dados da nova versão, a biblioteca *ExpDE* [1] será utilizada. Ela é declarada da seguinte forma:

```
# Set-up the data generating procedure
mre <- list(name = "recombination_bin", cr = 0.9)
mmu <- list(name = "mutation_rand", f = 2)
mpo <- 100
mse <- list(name = "selection_standard")
mst <- list(names = "stop_maxeval", maxevals = 10000)
mpr <- list(name = "sphere", xmin = -seq(1, 20), xmax = 20 + 5 * seq(5, 24))

# define functions for data generation
get.single.sample <- function(mpo, mmu, mre, mse, mst, mpr){
  generator <- ExpDE(mpo, mmu, mre, mse, mst, mpr, showpars = list(show.its = "none"))
  return(generator$Fbest)
}

get.n.samples <- function(mpo, mmu, mre, mse, mst, mpr, N){
  if(!file.exists('CS01data.csv')){
    my.sample <- numeric(N)
    for (i in seq(N)){
      my.sample[i] <- get.single.sample(mpo, mmu, mre, mse, mst, mpr)
    }

    write.csv(my.sample, file = 'CS01data.csv', row.names = FALSE)
    return(my.sample)
  }
  else{
    return(read.csv('CS01data.csv')$x)
  }
}
```

As funções `get.single.sample` e `get.n.samples` foram criadas para facilitar o entendimento da função de geração de dados.

0.2.2 Teste do custo médio

Para este teste, são estabelecidos os seguintes objetivos:

- Nível de significância desejado $\alpha = 0.01$. Logo, o nível de confiança desejado é $1 - \alpha = 0.99$
- Efeito relevante mínimo de $\delta^* = 4$
- Potência desejada $\pi = 1 - \beta = 0.8$

Como estamos interessados em saber se existem ganhos em termos do custo médio, e dado que a média populacional da versão atual é $\mu_0 = 50$, define-se a seguinte hipótese nula e alternativa:

$$\begin{cases} H_0 : \mu = 50 \\ H_1 : \mu < 50 \end{cases}$$

0.2.3 Teste da variância do custo

Para este teste, são estabelecidos os seguintes objetivos:

- Nível de significância desejado $\alpha = 0.01$. Logo, o nível de confiança desejado é $1 - \alpha = 0.99$
- Usar as mesmas observações coletadas para o teste da média.

Como estamos interessados em saber se existem ganhos em termos de variância média, e dado que a variância populacional da versão atual é $\sigma^2 = 100$, define-se a seguinte hipótese nula e alternativa:

$$\begin{cases} H_0 : \sigma^2 = 100 \\ H_1 : \sigma^2 < 100 \end{cases}$$

0.3 Análise Exploratória dos Dados

0.4 Análise Estatística

0.4.1 Teste sobre a média do custo

0.4.1.1 Cálculo do tamanho amostral

Baseado nas informações preliminares do problema, $\sigma^2 = 100$, $\delta^* = 4$ e $\pi = 0.8$, e dado que estamos considerando uma hipótese alternativa unilateral para a média amostral, o cálculo do tamanho amostral pode ser estimado com a função `power.t.test`:

```
# define current system parameters
current_mu <- 50
current_var <- 100

# define mean cost test parameters
sig_level_mean <- 0.01
delta <- 4
beta <- 0.2
pi <- 1 - beta
ci_mean <- 1 - sig_level_mean

# use the function invisible() to suppress the function console output
invisible(sample_size_calc <- power.t.test(delta = delta,
      sd = sqrt(current_var),
      sig.level = sig_level_mean,
```

```

        power = pi,
        alternative = "one.sided",
        type = "one.sample"))
# round to the next integer
N <- ceiling(sample_size_calc$n)

```

Resultando em um tamanho amostral de 66.

0.4.1.2 Teste de Hipoteses

0.4.1.3 Calculo do intervalo de confianca

0.4.1.4 Validacao das premissas

0.4.2 Teste sobre a variância do custo

0.4.2.1 Teste de Hipoteses

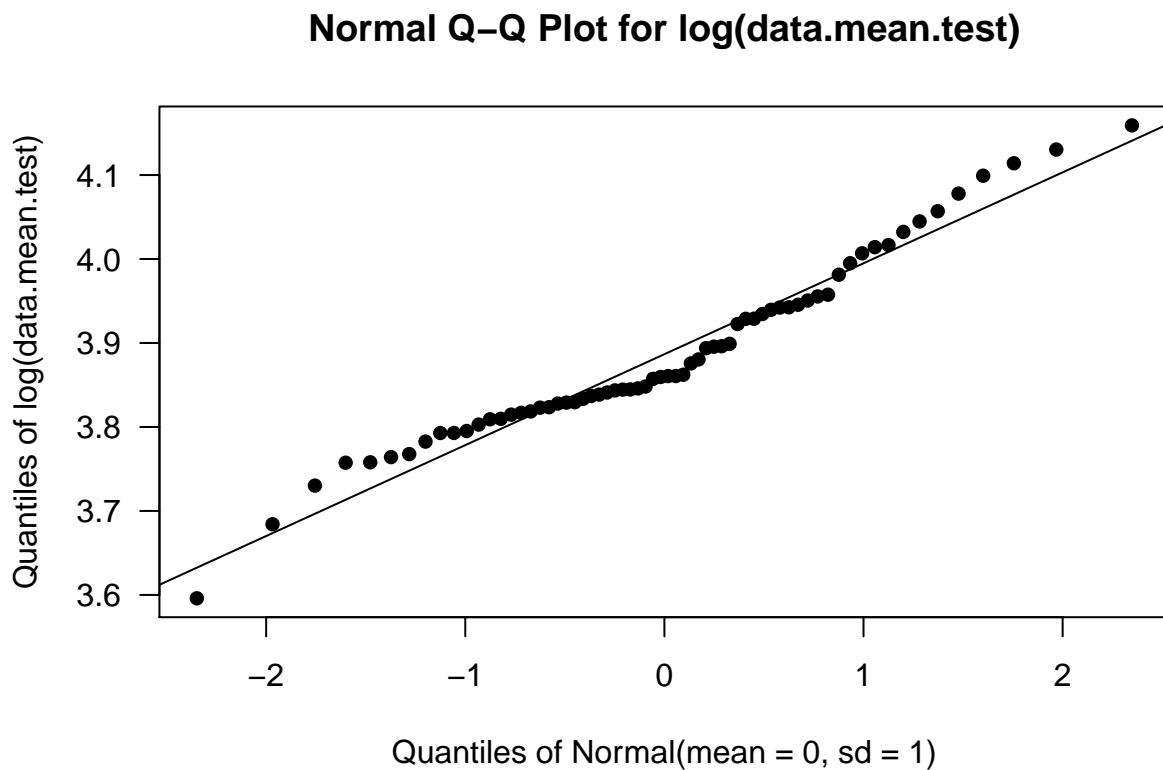
Para a variância, dado que a população não é modelada por uma distribuição normal (vide análise exploratória), a estatística de teste não irá seguir uma distribuição chi-quadrado, logo é necessário aplicar uma transformação que leve os dados à normalidade ou utilizar técnicas não-paramétricas. Uma transformação possível é a logarítmica:

```

data.mean.test <- get.n.samples(mpo, mmu, mre, mse, mst, mpr, N)

qqPlot(log(data.mean.test), pch = 16, las = 1, add.line = TRUE)

```



```
shapiro.test(log(data.mean.test))
```

```
##  
## Shapiro-Wilk normality test  
##  
## data: log(data.mean.test)  
## W = 0.96592, p-value = 0.06649
```

Pelo gráfico quantil-quantil e p-valor baixo obtido no teste de Shapiro, conclui-se que esta transformação não é capaz de levar os dados à normalidade. Logo, neste trabalho, será usado a técnica de bootstrapping para a estimativa do intervalo de confiança e execução do teste de hipóteses [2]. Será utilizado o pacote *boot* [3] para a sua execução.

```
# run the bootstrapping  
set.seed(12345) # set a fixed seed to yield the same results for bootstrapping always  
data.var.test.boot <- boot(data.mean.test, statistic = function(x, i){var(x[i])}, R=1000)  
  
# define the desired significance level and CI  
sig_level_sd <- 0.05  
ci_sd <- 1 - 2 * sig_level_sd  
(test.boot.var <- boot.ci(data.var.test.boot, conf = ci_sd, type = "bca"))
```

```
## BOOTSTRAP CONFIDENCE INTERVAL CALCULATIONS  
## Based on 1000 bootstrap replicates  
##  
## CALL :  
## boot.ci(boot.out = data.var.test.boot, conf = ci_sd, type = "bca")  
##  
## Intervals :  
## Level      BCa  
## 90%      (21.48, 41.39 )  
## Calculations and Intervals on Original Scale
```

É importante notar que o método acima calcula o intervalo de confiança para uma hipótese bilateral. Portanto, foi necessário ajustar o nível de confiança para 90%, de forma a ter uma taxa de erro de 0.05 em cada extremidade do intervalo. Como o interesse é somente no intervalo superior, podemos ignorar a extremidade inferior e assumir que a nova versão do software possui variância inferior a 41.3914099 com 95% de confiança. Logo, a hipótese nula é rejeitada, pois a variância é significativamente inferior à versão atual do software.

0.4.2.2 Validação das premissas

0.4.3 Discussão e Conclusões

0.5 Divisão das Atividades

Victor - Reporter Maressa - Coordenadora Gilmar - Verificador e Monitor

Referências

- [1] M. B. Felipe Campelo, “CRAN - package expde - modular differential evolution for experimenting with operators.” <https://cran.r-project.org/web/packages/ExpDE/index.html>, Jan-2018.
- [2] A. C. Davison and D. V. Hinkley, *Bootstrap methods and their applications*. Cambridge: Cambridge University Press, 1997.
- [3] A. Canty and B. D. Ripley, *Boot: Bootstrap r (s-plus) functions*. 2019.