

Lista 04 - MQ

Martha Gaudencio

2026-02-01

```
#MQ101 - Lista 03
#Nome: Martha Gaudencio da Silva
#Data: 30/11/2025
#Descrição: Probabilidade e Inferência Estatística

# 1 Probabilidade como frequência de Longo prazo (moeda viesada)

set.seed(123)

p_cara <- 0.3
n_vec  <- c(1, 10, 100, 1000, 10000)

result <- data.frame(
  n      = n_vec,
  p_cara = NA_real_
)

for (i in seq_along(n_vec)) {
  x <- rbinom(n = n_vec[i], size = 1, prob = p_cara)
  result$p_cara[i] <- mean(x)
}

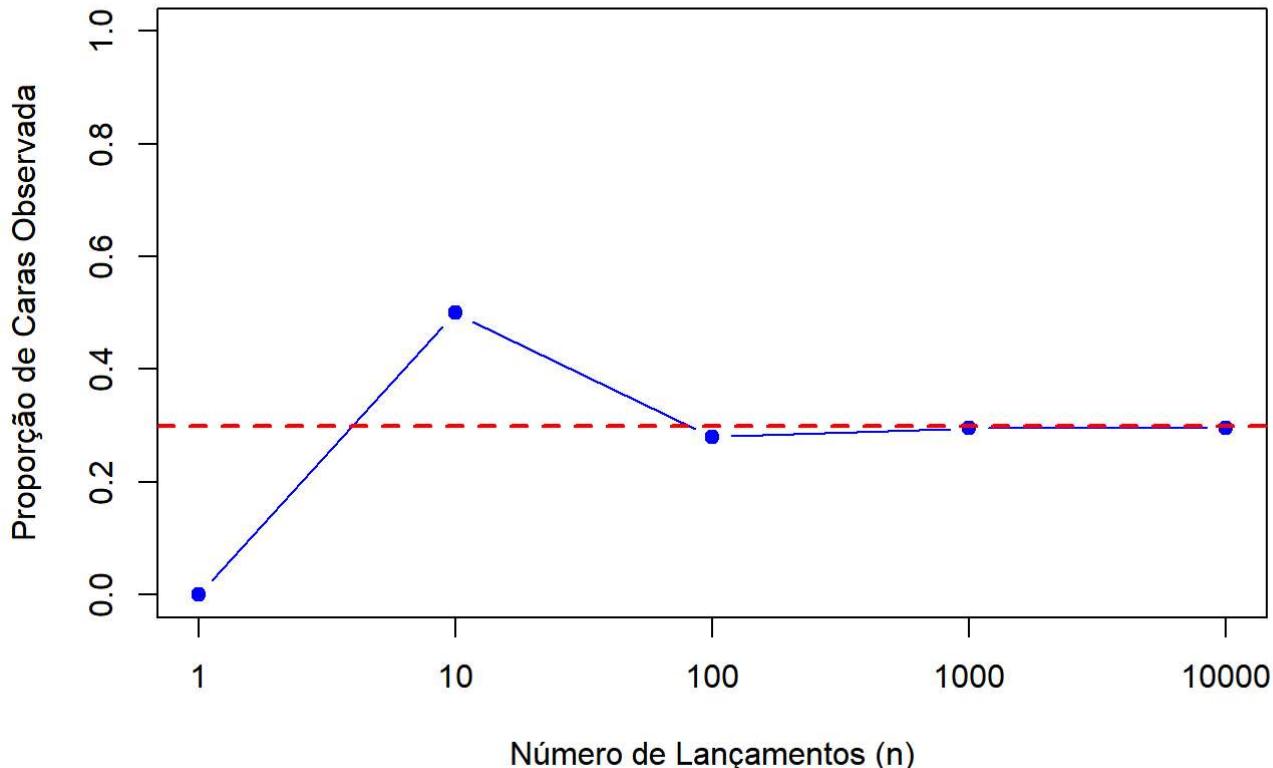
print(result)
```

```
##      n p_cara
## 1    1 0.0000
## 2   10 0.5000
## 3  100 0.2800
## 4 1000 0.2950
## 5 10000 0.2956
```

```
plot(result$n, result$p_cara, type = "b", pch = 19, log = "x",
      ylim = c(0, 1), col = "blue",
      xlab = "Número de Lançamentos (n)",
      ylab = "Proporção de Caras Observada",
      main = "Convergência da Probabilidade (n de 1 a 10.000)")

abline(h = p_cara, lty = 2, col = "red", lwd = 2)
```

Convergência da Probabilidade (n de 1 a 10.000)



```
#O gráfico confirma a trajetória das probabilidades apresentadas de sair 'cara' #a cada número de Lançamentos, sendo que a partir de 100 Lançamentos ela se #aproxima de 29%, sendo a frequência relativa quando um evento acontece #repetidamente um grande número de vezes.
```

```
# 2 - Bernoulli, Binomial e probabilidades exatas (satisfação em saúde)
```

```
set.seed(123)

p <- 0.65
n <- 20

y <- rbinom(n, size = 1, prob = p)

num_satisfeitos <- sum(y)

prob_12 <- dbinom(12, size = n, prob = p)

prob_12_ou_mais <- 1 - pbinom(11, size = n, prob = p)

print(paste("Número de satisfeitos na simulação:", num_satisfeitos))
```

```
## [1] "Número de satisfeitos na simulação: 12"
```

```
print(paste("Probabilidade exata de 12:", round(prob_12, 4)))
```

```
## [1] "Probabilidade exata de 12: 0.1614"
```

```
print(paste("Probabilidade de 12 ou mais:", round(prob_12_ou_mais, 4)))
```

```
## [1] "Probabilidade de 12 ou mais: 0.7624"
```

#Em uma amostra de 20 pessoas com a taxa de satisfação sendo de 65%, os dados mostram que há 76% de chance de 12 pessoas ou mais estarem satisfeitas, enquanto a porcentagem de serem exatamente 12 pessoas é de apenas 16%.

#3 - Probabilidade condicional e independência (base saúde)

```
library(dplyr)
```

```
##  
## Anexando pacote: 'dplyr'
```

```
## Os seguintes objetos são mascarados por 'package:stats':  
##  
##     filter, lag
```

```
## Os seguintes objetos são mascarados por 'package:base':  
##  
##     intersect, setdiff, setequal, union
```

```
library(ggplot2)
```

```
set.seed(123)  
N <- 5000
```

```
dados_saude <- data.frame(  
  sexo      = sample(c("F", "M"), size = N, replace = TRUE, prob = c(0.55, 0.45)),  
  fumante   = rbinom(N, 1, 0.22),  
  hipertenso = rbinom(N, 1, 0.30)  
)
```

```
P_fumante    <- mean(dados_saude$fumante == 1)  
P_fumante_F <- mean(dados_saude$fumante[dados_saude$sexo == "F"] == 1)  
P_fumante_M <- mean(dados_saude$fumante[dados_saude$sexo == "M"] == 1)
```

```
cat("Probabilidade Geral de ser fumante:", round(P_fumante, 4), "\n")
```

```
## Probabilidade Geral de ser fumante: 0.2112
```

```
cat("Probabilidade de ser fumante dado que é Mulher:", round(P_fumante_F, 4), "\n")
```

```
## Probabilidade de ser fumante dado que é Mulher: 0.2179
```

```
cat("Probabilidade de ser fumante dado que é Homem:", round(P_fumante_M, 4), "\n")
```

```
## Probabilidade de ser fumante dado que é Homem: 0.2031
```

```
tab_fumo <- dados_saude |>  
group_by(sexo) |>  
summarise(prop_fumante = mean(fumante))  
  
ggplot(tab_fumo, aes(x = sexo, y = prop_fumante, fill = sexo)) +  
geom_col() +  
scale_y_continuous(labels = scales::percent, limits = c(0, 1)) +  
labs(title = "Proporção de Fumantes por Sexo",  
x = "Sexo", y = "Proporção (%)") +  
theme_minimal()
```

Proporção de Fumantes por Sexo



#Os dados mostram que a probabilidade geral de ser fumante é de 21%, sendo que a de mulheres fumarem é ligeiramente maior que homens (0.2179 e 0.2031, respectivamente). É possível visualizar a proporção de fumantes por sexo no gráfico, onde a de mulheres é ligeiramente maior.

#4 – Probabilidade conjunta e regra do produto (saúde)

```
P_hipertenso <- mean(dados_saude$hipertenso == 1)
P_fumante     <- mean(dados_saude$fumante == 1)
P_hip_e_fum   <- mean(dados_saude$hipertenso == 1 & dados_saude$fumante == 1)

P_hip_dado_fum <- mean(dados_saude$hipertenso[dados_saude$fumante == 1] == 1)

P_produto <- P_hip_dado_fum * P_fumante

cat("P(Hipertenso):", round(P_hipertenso, 4), "\n")
```

P(Hipertenso): 0.3014

cat("P(Fumante):", round(P_fumante, 4), "\n")

P(Fumante): 0.2112

cat("P(Hipertenso E Fumante) [Empírico]:", round(P_hip_e_fum, 4), "\n")

P(Hipertenso E Fumante) [Empírico]: 0.0658

cat("P(Hipertenso | Fumante):", round(P_hip_dado_fum, 4), "\n")

P(Hipertenso | Fumante): 0.3116

cat("P(Hipertenso E Fumante) [Pela Regra do Produto]:", round(P_produto, 4), "\n")

P(Hipertenso E Fumante) [Pela Regra do Produto]: 0.0658

#Na base apresentada, a probabilidade de a pessoa ser hipertensa é de 30%, de #ser fumante de 21%. Já a de ser fumante e hipertensa empiricamente é de 6,58%, #exatamente o mesmo valor da regra do produto. Assim, considerando apenas estes #dados, #não há uma evidência muito forte de que pessoas fumantes tenham mais #chances de serem também hipertensas.

#5 - Bayes “de bolso” em triagem de benefícios

```
set.seed(123)

P_F      <- 0.02
P_T_dado_F <- 0.9
P_T_dado_Fc <- 0.05
P_Fc      <- 1 - P_F

P_F_dado_T <- (P_T_dado_F * P_F) / (P_T_dado_F * P_F + P_T_dado_Fc * P_Fc)

N <- 100000
fraude <- rbinom(N, 1, P_F)
alerta <- ifelse(
  fraude == 1,
  rbinom(N, 1, P_T_dado_F),
  rbinom(N, 1, P_T_dado_Fc)
)

P_empirico <- mean(fraude[alerta == 1] == 1)

cat("Probabilidade Analítica (Bayes):", round(P_F_dado_T, 4), "\n")
```

```
## Probabilidade Analítica (Bayes): 0.2687
```

```
cat("Probabilidade Empírica (Simulação):", round(P_empirico, 4), "\n")
```

```
## Probabilidade Empírica (Simulação): 0.2638
```

#Pela fórmula de Bayes, a probabilidade de fraudes no programa considerada #em uma amostragem com 100.000 beneficiários é de cerca de 26%, sendo então #que a maioria da amostragem seria de 'alarmes falsos'.

#6 - Teorema Central do Limite com renda

```
set.seed(123)
N <- 100000
renda_pop <- rgamma(N, shape = 2, rate = 1/2500)

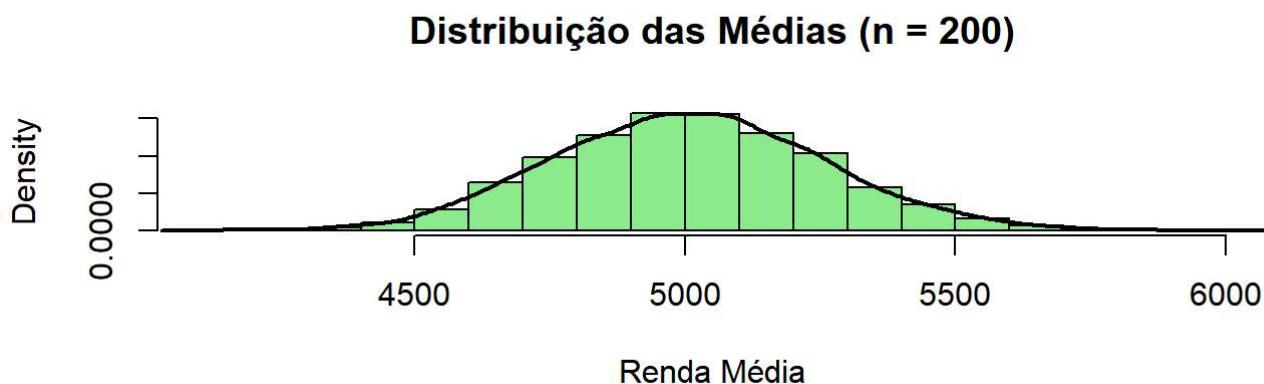
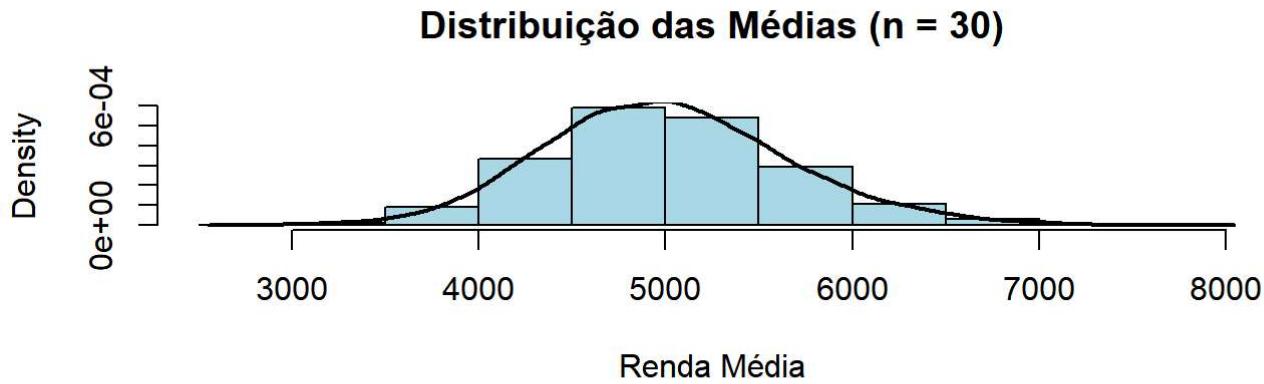
simular_medias <- function(n, n_rep = 5000) {
  medias <- numeric(n_rep)
  for (i in seq_len(n_rep)) {
    amostra <- sample(renda_pop, n, replace = TRUE)
    medias[i] <- mean(amostra)
  }
  medias
}

medias_n30 <- simular_medias(30)
medias_n200 <- simular_medias(200)

par(mfrow = c(2, 1))

hist(medias_n30, main = "Distribuição das Médias (n = 30)",
      col = "lightblue", xlab = "Renda Média", prob = TRUE)
lines(density(medias_n30), lwd = 2)

hist(medias_n200, main = "Distribuição das Médias (n = 200)",
      col = "lightgreen", xlab = "Renda Média", prob = TRUE)
lines(density(medias_n200), lwd = 2)
```



```
par(mfrow = c(1, 1))

#O gráfico com n=30 tem a distribuição das médias em formato de sino (Normal),
#mas apresenta a base mais larga, o que indica uma maior variabilidade nas
#estimativas. Já o com n=200, a curva torna-se #é mais estreita e mais alta,
#com as médias amostrais mais concentradas em torno da média real da população.
#Isso significa que o erro amostral diminuiu e confirma o teorema central do
#limite, pois quanto maior o tamanho da amostra, menor é o desvio padrão da
#média amostral.
```

#7 - Intervalo de confiança para proporção (saúde)

```
set.seed(123)

n <- 400
amostra_saude <- dados_saude[sample(1:nrow(dados_saude), n), ]

p_hat <- mean(amostra_saude$hipertenso)
SE_p <- sqrt(p_hat * (1 - p_hat) / n)

IC_95 <- c(
  inferior = p_hat - 1.96 * SE_p,
  superior = p_hat + 1.96 * SE_p
)

p_verdadeiro <- mean(dados_saude$hipertenso)

cat("Proporção na Amostra (p_hat):", round(p_hat, 4), "\n")
```

Proporção na Amostra (p_hat): 0.285

cat("Erro Padrão (SE):", round(SE_p, 4), "\n")

Erro Padrão (SE): 0.0226

cat("Intervalo de Confiança (95%): [", round(IC_95[1], 4), ", ", round(IC_95[2], 4), "]\n")

Intervalo de Confiança (95%): [0.2408 , 0.3292]

cat("Proporção Verdadeira na População:", round(p_verdadeiro, 4), "\n")

Proporção Verdadeira na População: 0.3014

```
#A proporção de hipertensos na amostra é de 28%, valor próximo ao da população verdadeira da população, o que reflete os números trazidos pelo intervalo de #de confiança que varia entre 24% e 32%. Para o campo das políticas públicas, #conhecer o IC de uma amostra é fundamental para saber se os dados estão próximos #da realidade antes de considerá-lo para a elaboração, a avaliação e o #monitoramento de políticas.
```

#8 – Correlação, regressão simples e inferência (educação)

```
set.seed(123)
N <- 2000

dados_educacao <- data.frame(
  ideb = rnorm(N, mean = 5.5, sd = 0.7),
  gasto_aluno = rnorm(N, mean = 6000, sd = 1500)
)

dados_educacao$ideb <- dados_educacao$ideb + 0.0002 * (dados_educacao$gasto_aluno - 6000)

cor_ideb_gasto <- cor(dados_educacao$ideb, dados_educacao$gasto_aluno)

modelo <- lm(ideb ~ gasto_aluno, data = dados_educacao)
resumo <- summary(modelo)
ic_modelo <- confint(modelo)

cat("Correlação de Pearson:", round(cor_ideb_gasto, 4), "\n")
```

```
## Correlação de Pearson: 0.3786
```

```
print(resumo$coefficients)
```

```
##             Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept) 4.3573583460 6.528995e-02 66.73858 0.000000e+00
## gasto_aluno 0.0001938357 1.060265e-05 18.28181 3.668237e-69
```

```
cat("\nIntervalo de Confiança para o Coeficiente:\n")
```

```
##
## Intervalo de Confiança para o Coeficiente:
```

```
print(ic_modelo)
```

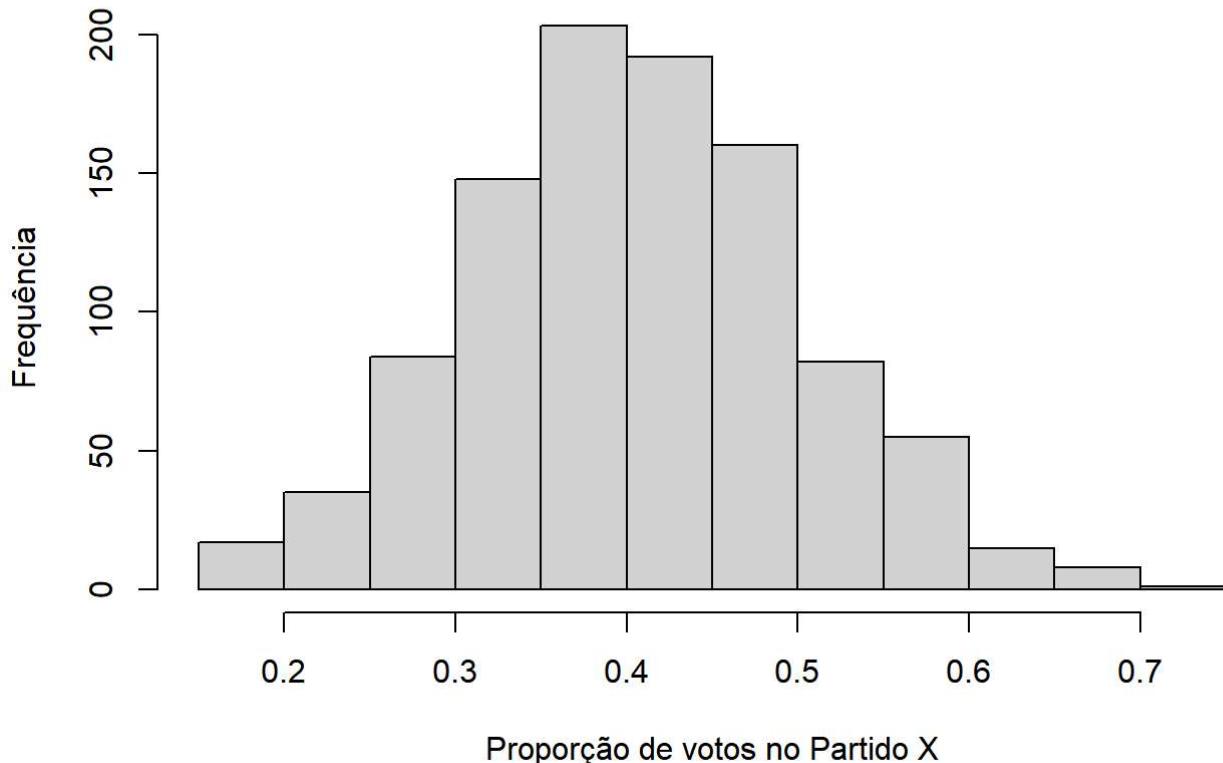
```
##            2.5 %      97.5 %
## (Intercept) 4.2293148316 4.4854018603
## gasto_aluno 0.0001730422 0.0002146291
```

```
#O coeficiente angular é positivo, sendo + 0.0002, enquanto o valor p é baixo,  
#mostrando uma relação significante. #Ademais, o intervalo de confiança não  
#inclui o número zero. Esses três valores indicam assim que há uma correlação  
#forte entre gasto por aluno e indicador de qualidade do ensino.
```

```
# 9 - Margem de erro e tamanho amostral (TSE)
```

```
set.seed(123)  
N <- 5000  
dados_tse <- data.frame(  
  id_mun      = 1:N,  
  prop_partido = rbeta(N, shape1 = 10, shape2 = 15)  
)  
  
n_amostra <- 600  
n_rep      <- 1000  
p_hat_vec <- numeric(n_rep)  
  
for (r in 1:n_rep) {  
  id_escolhido <- sample(dados_tse$id_mun, 1)  
  p_mun <- dados_tse$prop_partido[dados_tse$id_mun == id_escolhido]  
  
  votos <- rbinom(n_amostra, size = 1, prob = p_mun)  
  p_hat_vec[r] <- mean(votos)  
}  
  
ME <- 1.96 * sqrt(0.25 / n_amostra)  
  
hist(p_hat_vec,  
  main = "Distribuição das Proporções Amostrais (n=600)",  
  xlab = "Proporção de votos no Partido X",  
  ylab = "Frequência")
```

Distribuição das Proporções Amostrais (n=600)



```
cat("Margem de Erro Calculada (ME):", round(ME, 4), "\n")
```

```
## Margem de Erro Calculada (ME): 0.04
```

#A margem de erro apresentada está próxima a 0,04, em uma amostragem com 600 eleitores repetida 1000 vezes. O histograma mostra que há uma frequência maior da proporção de votos no partido em torno de 40%, mostrando uma margem de erro segura, o que deve ser levado em consideração em análises eleitorais, como ao analisar a possibilidade de empates técnicos.

#10 - Regressão e distribuição amostral do coeficiente (TSE)

```
set.seed(123)
N <- 5000
dados_tse <- data.frame(
  id_mun      = 1:N,
  renda_media = rnorm(N, mean = 2500, sd = 600)
)
dados_tse$prop_partido <- plogis(
  -1 + 0.0006 * dados_tse$renda_media + rnorm(N, 0, 0.3)
)

n_mun_amostra <- 300
n_eleitores    <- 400
n_rep          <- 500
coef-angular   <- numeric(n_rep)

for (r in 1:n_rep) {
  mun_sorteados <- sample(dados_tse$id_mun, n_mun_amostra)
  base_pesq <- dados_tse[dados_tse$id_mun %in% mun_sorteados, ]

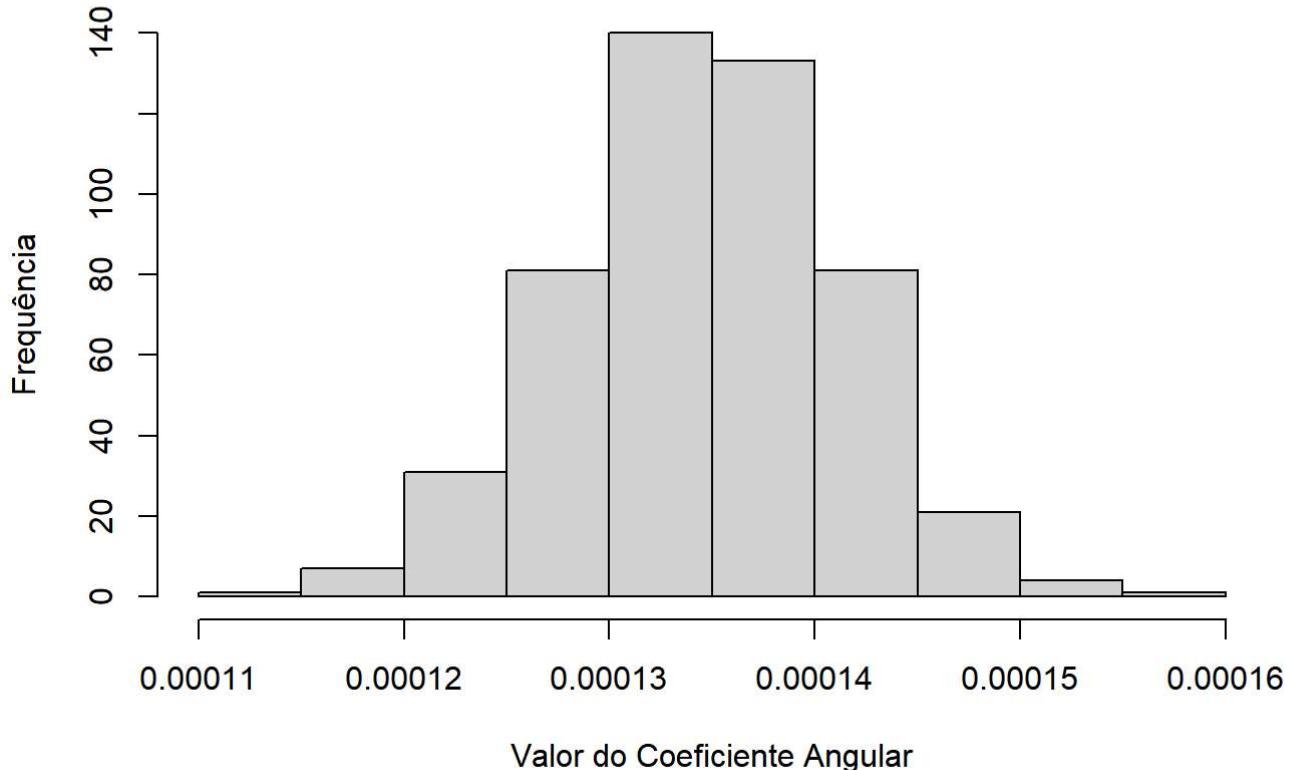
  p_hat <- numeric(n_mun_amostra)
  for (i in seq_len(n_mun_amostra)) {
    p_true   <- base_pesq$prop_partido[i]
    votos    <- rbinom(n_eleitores, size = 1, prob = p_true)
    p_hat[i] <- mean(votos)
  }

  base_pesq$p_hat <- p_hat

  modelo <- lm(p_hat ~ renda_media, data = base_pesq)
  coef Angular[r] <- coef(modelo)[2]
}

hist(coef Angular,
  main = "Distribuição Amostral do Coeficiente (Beta)",
  xlab = "Valor do Coeficiente Angular",
  ylab = "Frequência")
```

Distribuição Amostral do Coeficiente (Beta)



#A distribuição representa a 'distribuição amostral do estimador', mostrando como o coeficiente varia entre diferentes amostras. A média da distribuição indica o efeito real, no qual a variação mostrada no histograma corresponde ao erro-padrão da estimativa. Essa é a base do intervalo de confiança, que delimita a faixa onde o coeficiente estaria em 95% das repetições possíveis.