

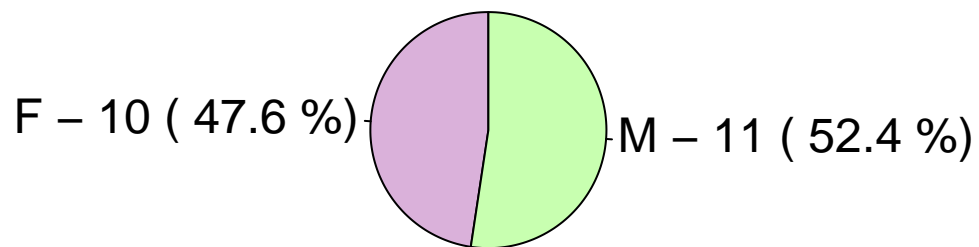
Análise do Desempenho de Nadadores

Gabriela Paschoal

1 - Análise Exploratória dos Dados

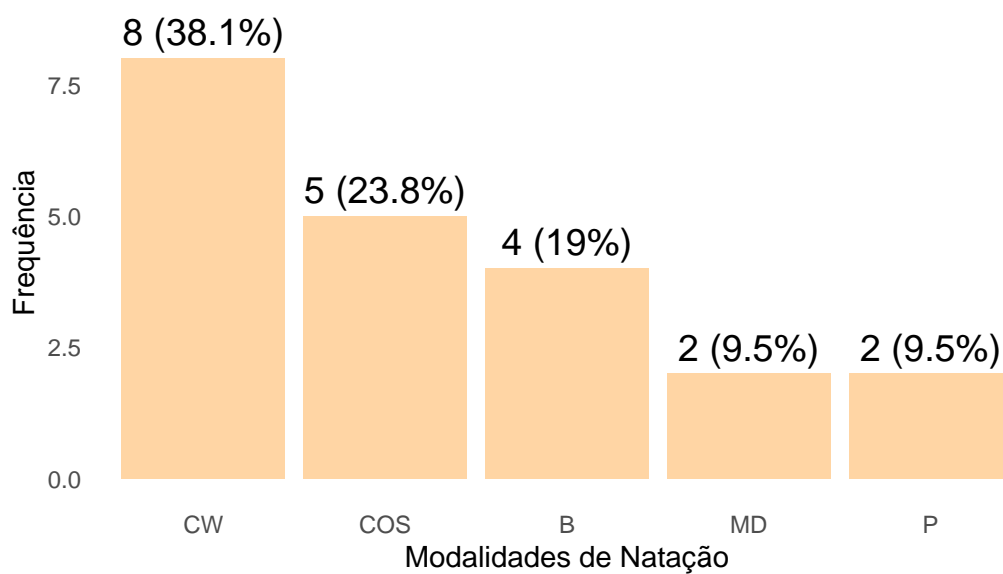
1.1 - Sexo

Atletas por Sexo



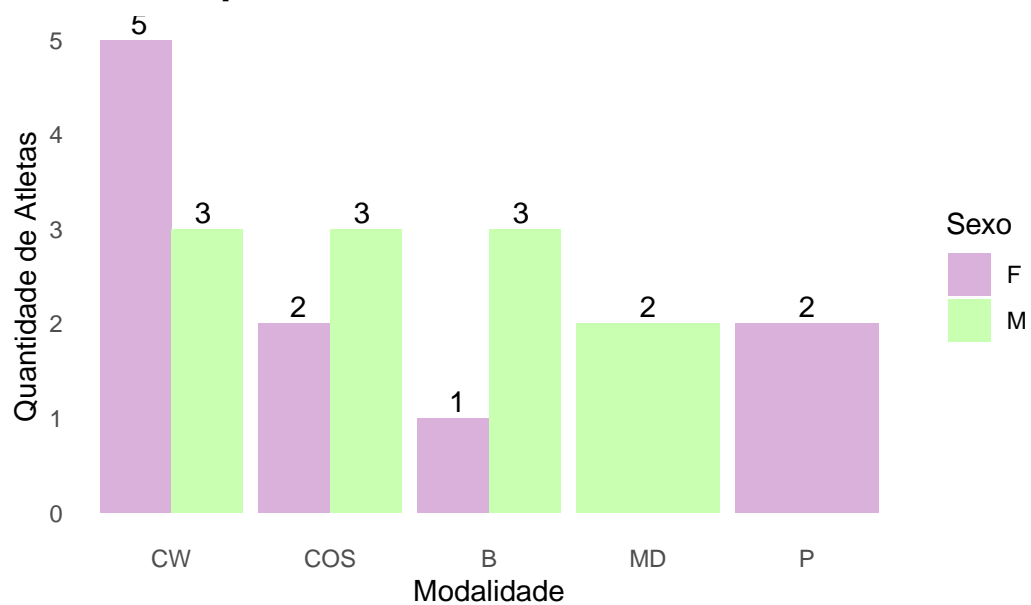
1.2 - Modalidade

Atletas por Modalidade de Natação



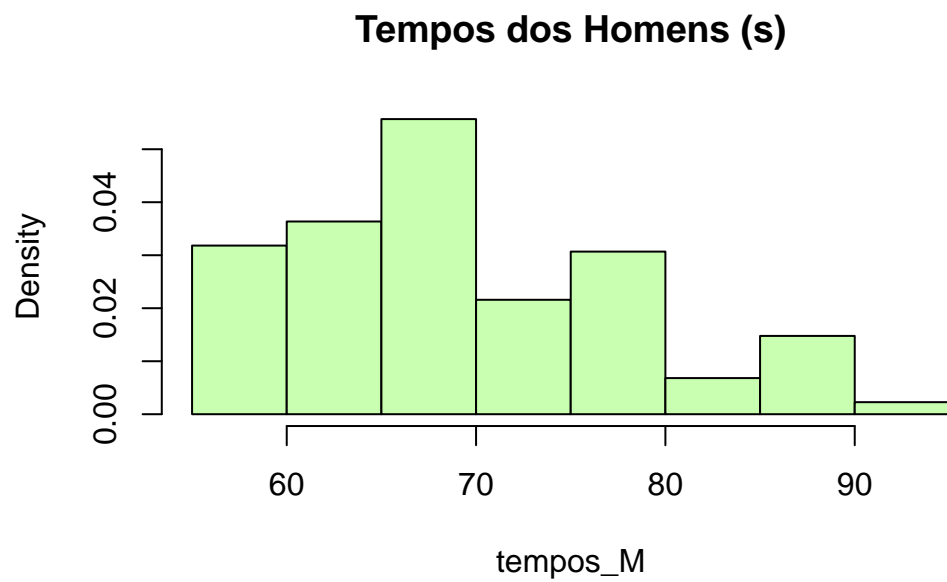
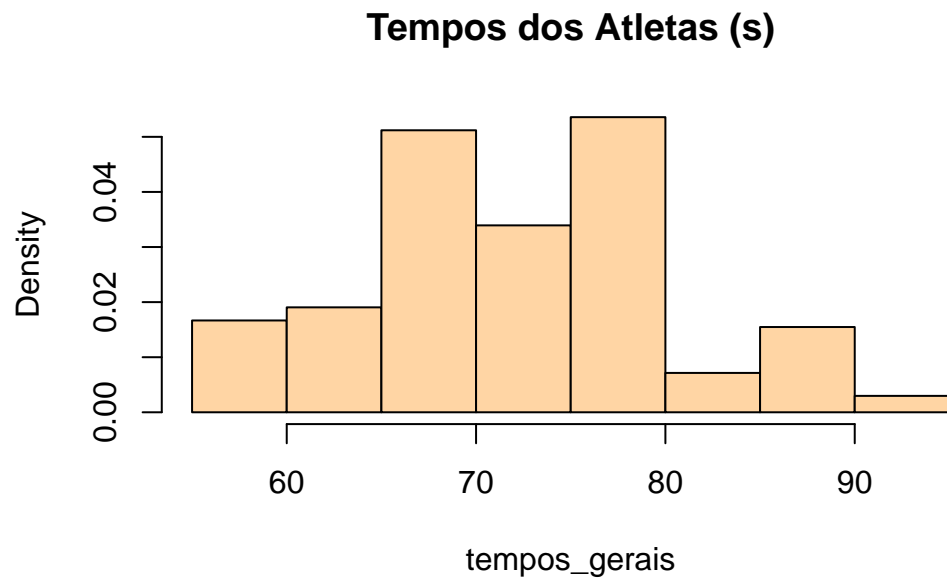
estilo	count	percentage
CW	8	38.1
COS	5	23.8
B	4	19.0
MD	2	9.5
P	2	9.5

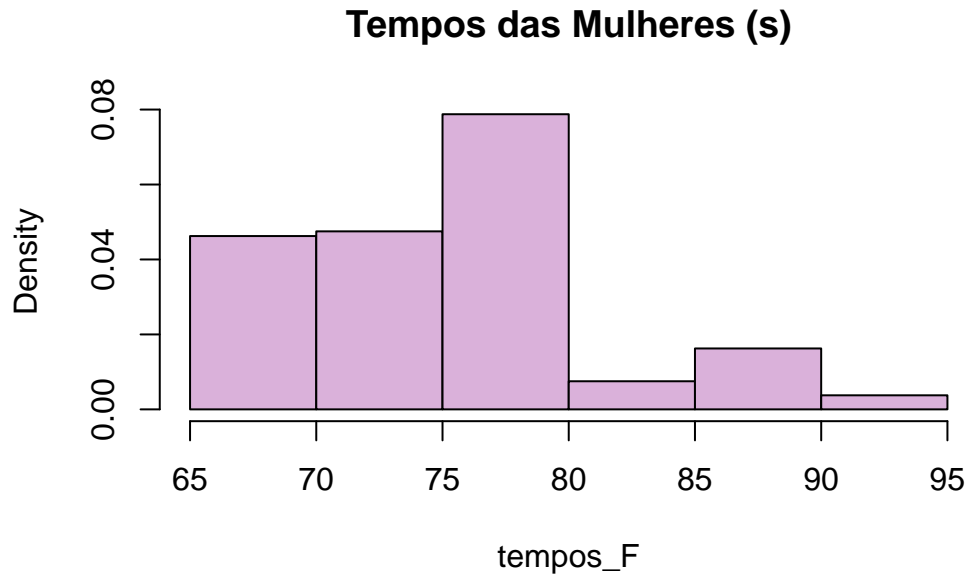
Atletas por Modalidade e Sexo



Estilo	Sexo	n
B	F	1
B	M	3
COS	F	2
COS	M	3
CW	F	5
CW	M	3
MD	M	2
P	F	2

1.3 - Tempo





1.3.1 - Pareceres dos Testes de Hipóteses para Normalidade dos Tempos

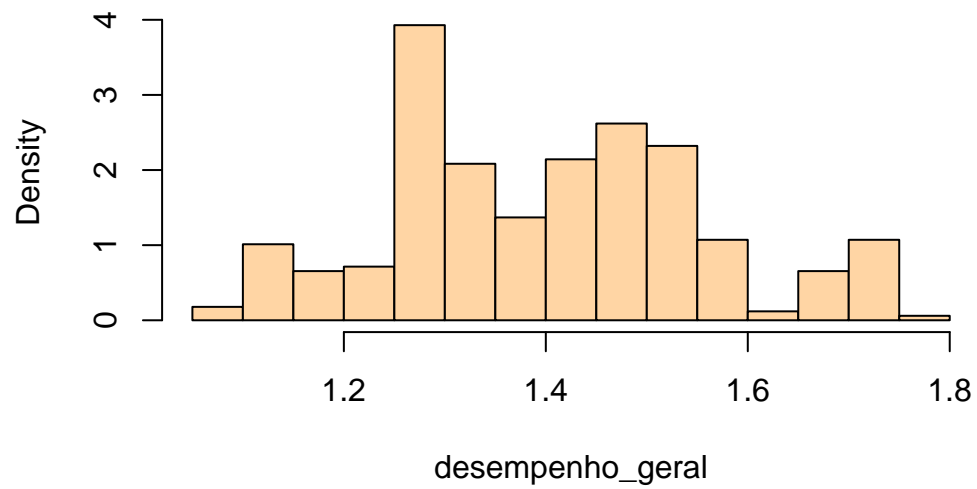
Ao nível 5% de significância, as hipóteses de normalidade foram rejeitadas para: tempo geral dos atletas, tempo geral dos homens e tempo geral das mulheres. No entanto, quando realizamos o teste (Shapiro) para cada prova realizada (1 a 16), as hipóteses de normalidade não são rejeitadas (mesmo fazendo a distinção por gênero). Isso significa que temos evidências para acreditar que as distribuições dos tempos por prova (e por sexo) são normais.

Além disso, considerando os dados agrupados por modalidade de nado e sem fazer a distinção por gênero, as hipóteses de normalidade para os tempos foram rejeitadas. Já quando consideradas apenas as mulheres, há evidências de que as distribuições dos tempos para as modalidades COS e B são normais. Para os homens, não há evidências de que alguma das distribuições do tempo por modalidade siga uma normal.

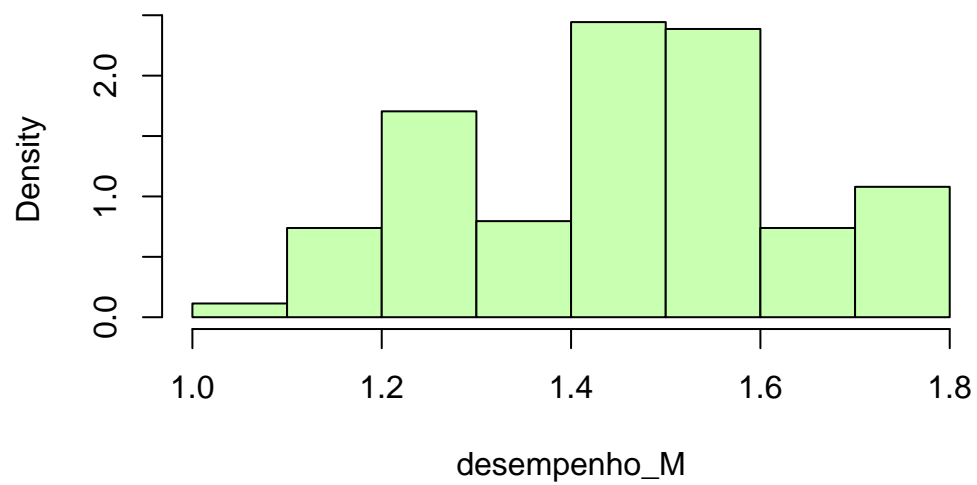
Por fim, considerando as distribuições dos tempos por prova e por modalidade, para todas as amostras de tamanho ≥ 3 a hipótese de normalidade não foi rejeitada, mesmo fazendo a distinção por sexo do atleta. Por isso, será adotada a suposição de normalidade dos dados para todas as amostras de tempo por modalidade, prova e sexo. Mais detalhes sobre os testes realizados podem ser encontrados no apêndice deste relatório.

1.4 - Desempenho

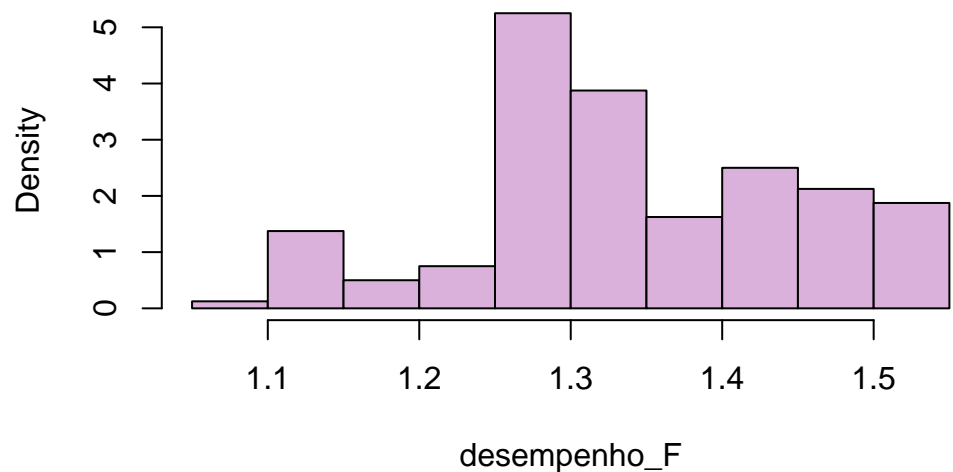
Desempenho Geral (m/s)



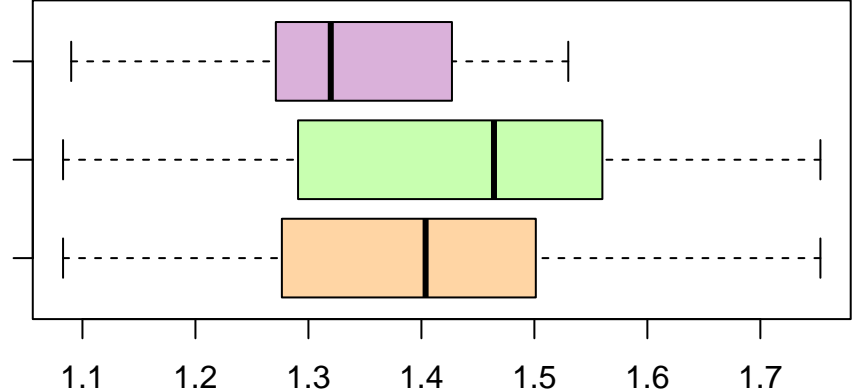
Desempenho dos Homens (m/s)



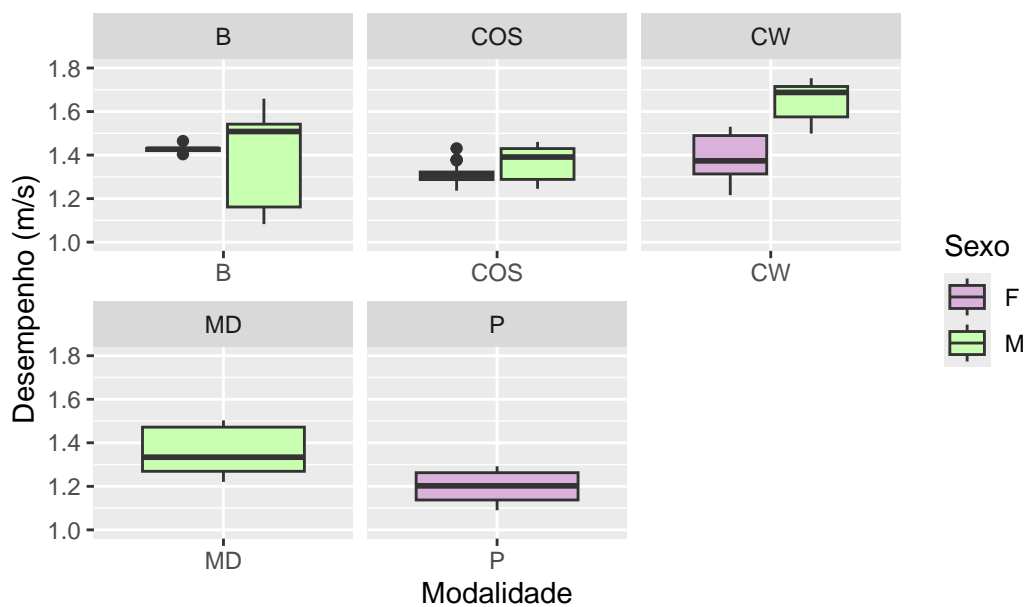
Desempenho das Mulheres (m/s)



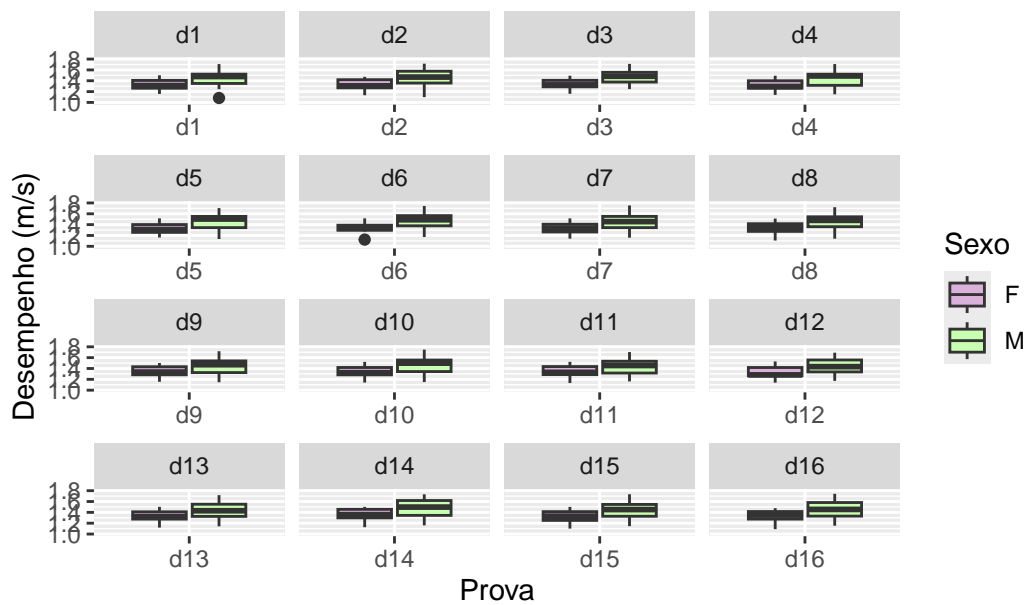
Desempenho das Mulheres, dos Homens e Geral (m/s)



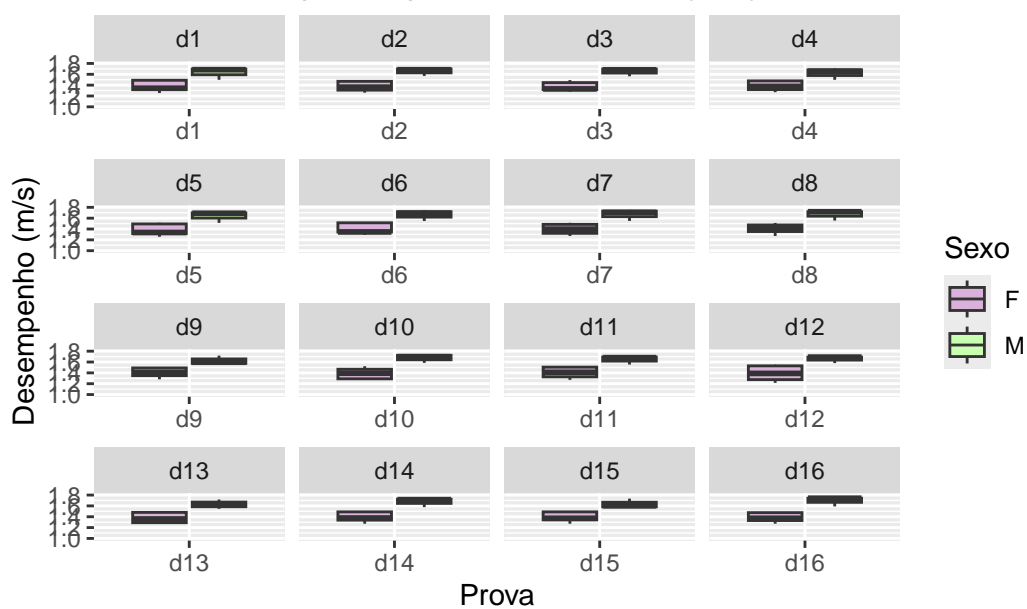
Desempenho por Modalidade e Sexo (m/s)



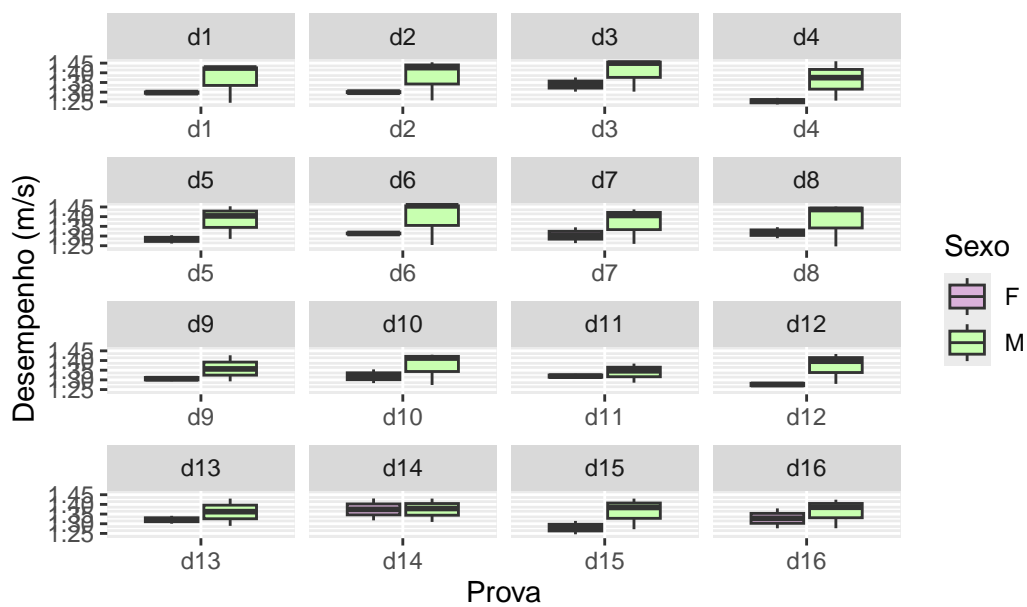
Desempenho por Prova e Sexo (m/s)



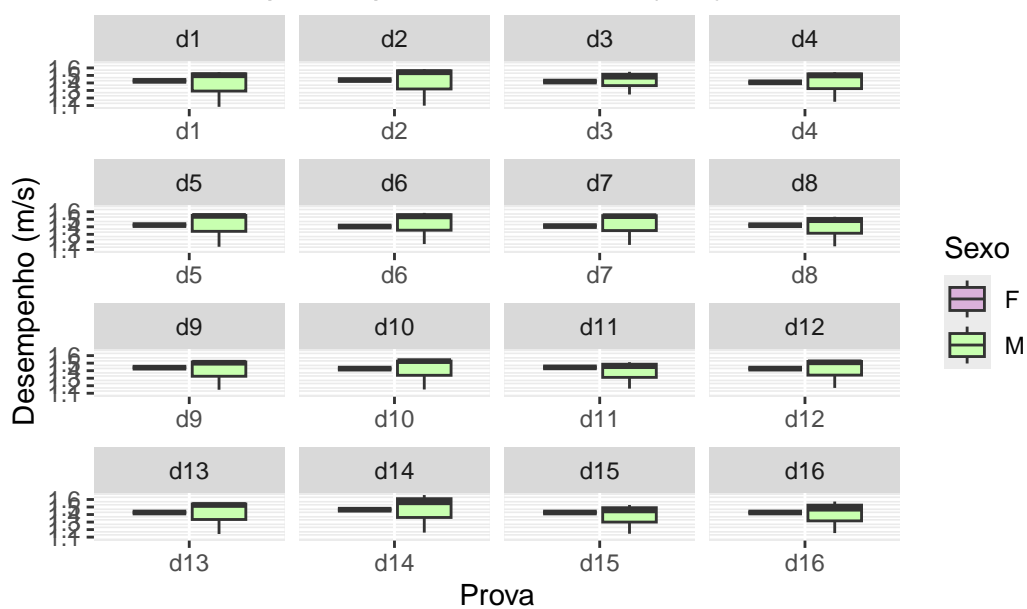
CW – Desempenho por Prova e Sexo (m/s)



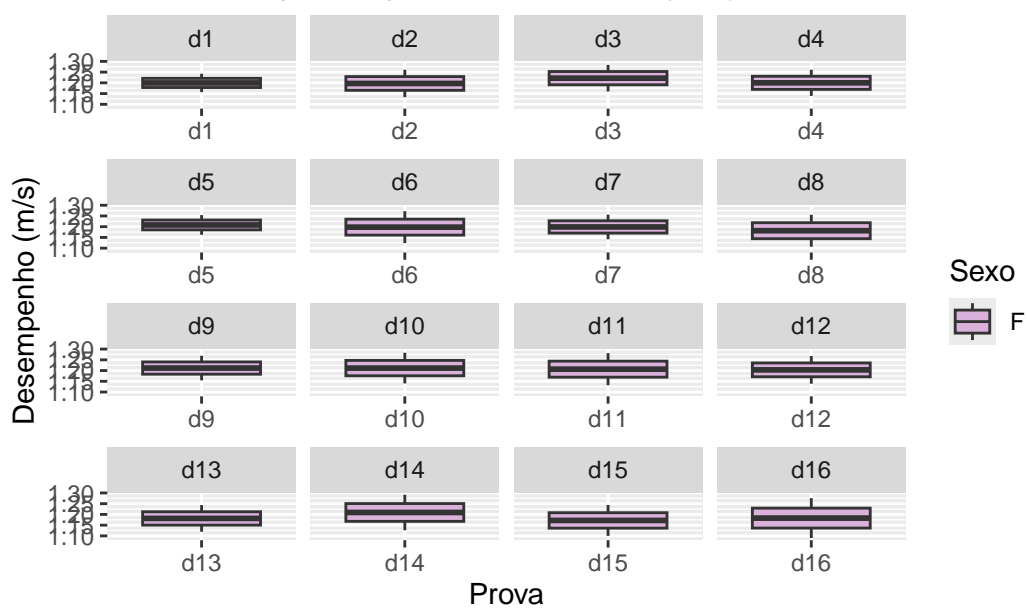
COS – Desempenho por Prova e Sexo (m/s)



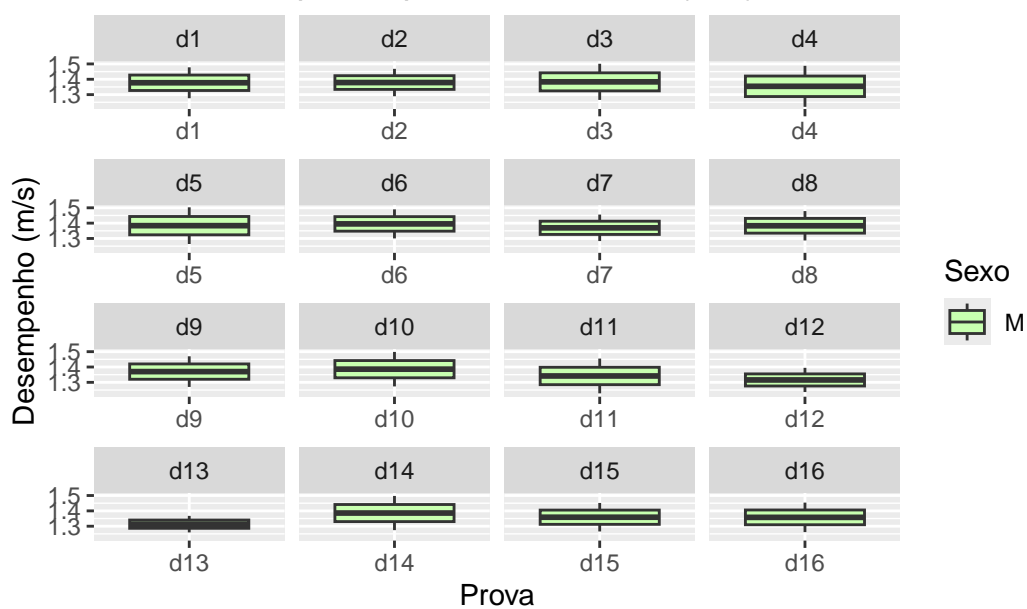
B – Desempenho por Prova e Sexo (m/s)



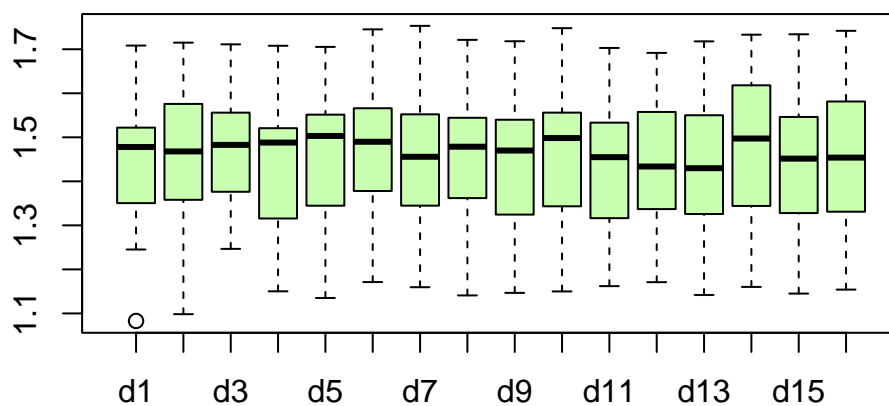
P – Desempenho por Prova e Sexo (m/s)



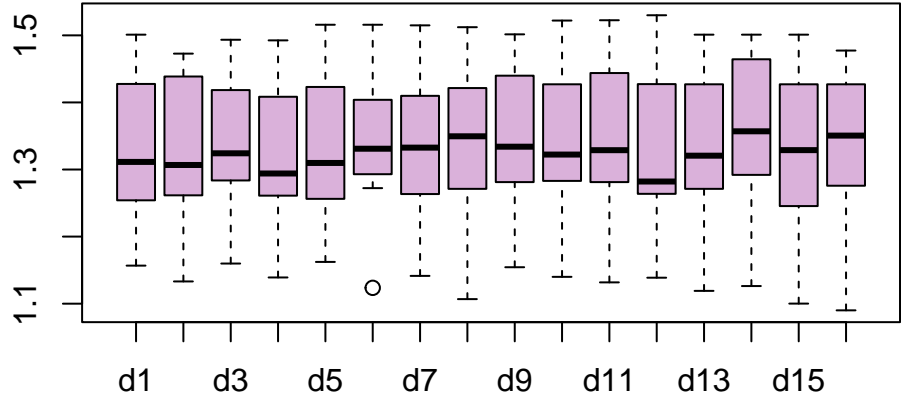
MD – Desempenho por Prova e Sexo (m/s)



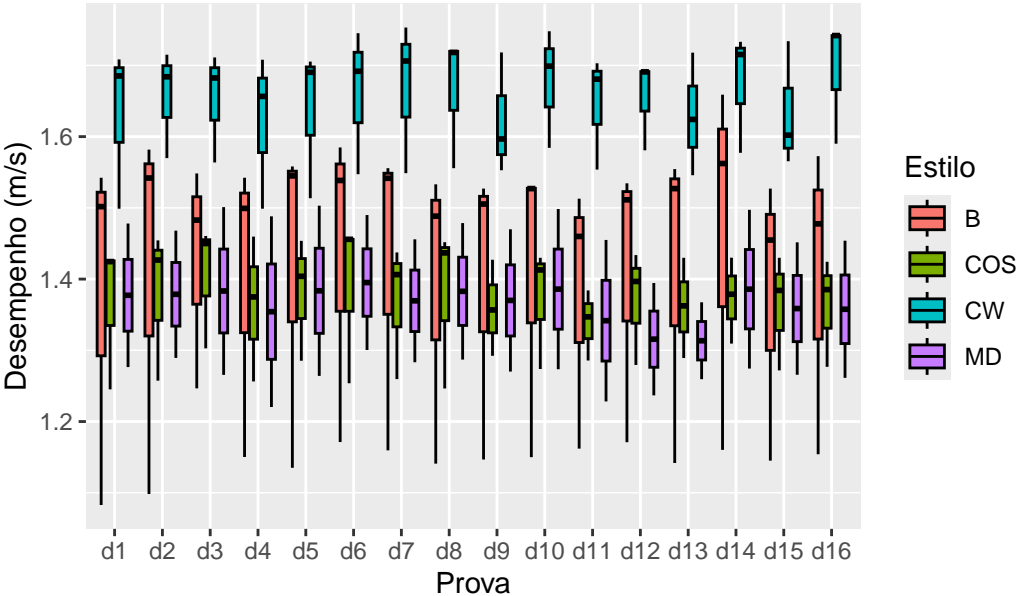
HOMENS – Desempenho por Prova (m/s)

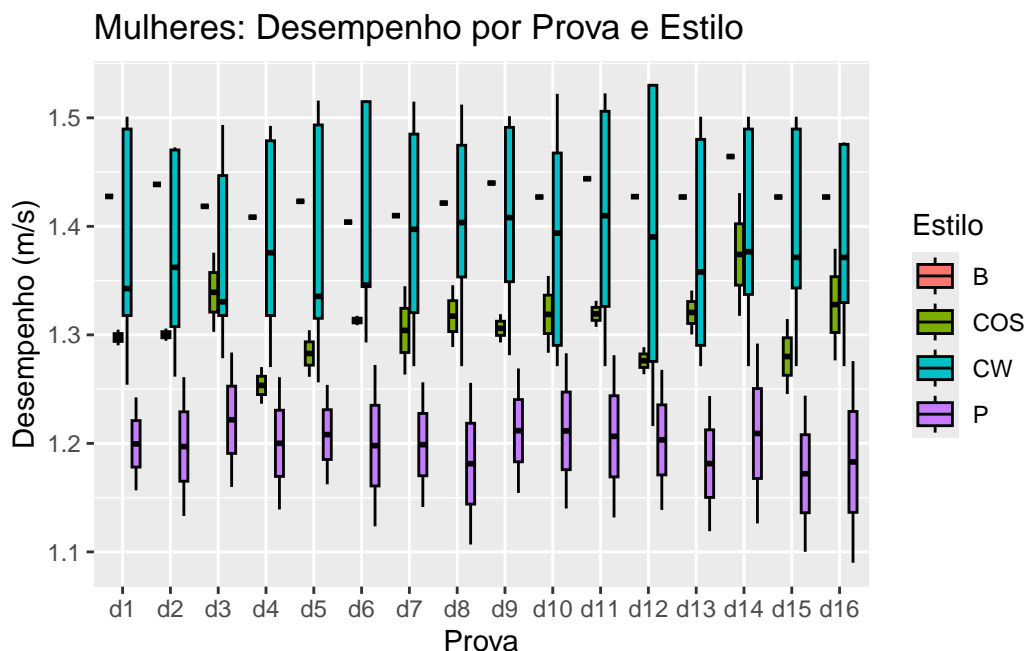


MULHERES – Desempenho por Prova (m/s)



Homens: Desempenho por Prova e Estilo





1.4.1 - Pareceres dos Testes de Hipóteses para Normalidade dos Desempenhos

Ao nível 5% de significância, as hipóteses de normalidade foram rejeitadas para: desempenho geral dos atletas, desempenho geral dos homens e desempenho geral das mulheres. No entanto, quando realizamos o teste (Shapiro) para cada prova realizada (1 a 16), as hipóteses de normalidade não são rejeitadas (mesmo fazendo a distinção por gênero). Isso significa que temos evidências para acreditar que as distribuições dos desempenhos por prova (e por sexo) são normais.

Além disso, considerando os dados agrupados por modalidade de nado e sem fazer a distinção por gênero, as hipóteses de normalidade para o desempenho foram rejeitadas. Já quando consideradas apenas as mulheres, há evidências de que as distribuições do desempenho para COS e B são normais. Para os homens, não há evidências de que alguma das distribuições do desempenho por modalidade siga uma normal.

Por fim, considerando as distribuições dos desempenhos por prova e por modalidade, para todas as amostras de tamanho ≥ 3 a hipótese de normalidade não foi rejeitada, mesmo fazendo a distinção por sexo do atleta. Por isso, será adotada a suposição de normalidade dos dados para todas as amostras de desempenho por modalidade, prova e sexo. Mais detalhes sobre os testes realizados podem ser encontrados no apêndice deste relatório.

1.4.2 - Testes da Média para Igualdade de Desempenho entre Homens e Mulheres

Vamos testar as seguintes hipóteses a 5% de significância:

H_0 : As médias de desempenho (m/s) dos homens e das mulheres são iguais.

H_1 : As médias de desempenho (m/s) dos homens e das mulheres são diferentes.

1.4.2.1 Caso 1 - Modalidade CW

Considerando a modalidade CW de nado, temos evidências para **rejeitar** que as médias de desempenho entre homens e mulheres sejam iguais (p-valor $< 2.2e-16$). Além disso, o tamanho de efeito calculado (d de Cohen) foi $d = 3$, um efeito positivo, grande e significativo. Em termos práticos: a diferença de médias observada (0.26) é substancial em relação à variação dos dados e estatisticamente significativa (para mais informações sobre o teste, consultar o apêndice).

1.4.2.2 Caso 2 - Modalidade COS

Considerando a modalidade COS de nado, temos evidências para **rejeitar** que as médias de desempenho entre homens e mulheres sejam iguais (p-valor $= 3.826e-06 < 0.05$). Além disso, o tamanho de efeito calculado (d de Cohen) foi $d = 1$, um efeito grande e estatisticamente significativo. Isso quer dizer que a diferença de 0.06 observada entre as médias de desempenho também é grande e significativa (para mais informações sobre o teste, consultar o apêndice).

1.4.2.3 Caso 3 - Modalidade B

Considerando a modalidade B de nado, **não** temos evidências para rejeitar que as médias de desempenho entre homens e mulheres sejam iguais (p-valor $= 0.7921 > 0.05$). Para mais informações sobre o teste, consultar o apêndice deste relatório.

1.4.3 - Teste-t para verificar se houve melhora no desempenho dos atletas (d16-d1)

Considerando os desempenhos dos atletas na última partida (d16) e o desempenho na primeira partida (d1), vamos avaliar se há evidências de que os atletas *melhoraram* o seu desempenho com o tempo. Faremos isso testando se a diferença d16 - d1 é positiva ao nível de significância de 5%. Considerando as diferenças ao invés dos valores absolutos para desempenho, obtemos um resultado que diz respeito à performance geral dos atletas independentemente de suas modalidades e/ou sexos, pois estamos comparando o desempenho individual de cada atleta no

último jogo com seu próprio desempenho no primeiro jogo. Assim, as hipóteses foram definidas da seguinte forma:

$$H_0 : d_{16} - d_1 \leq 0$$

(as diferenças médias de desempenho são menores ou iguais a 0)

$$H_1 : d_{16} - d_1 > 0$$

(as diferenças médias de desempenho são maiores que 0)

Também podemos escrever da seguinte forma:

$$H_0 : d_{16} \leq d_1$$

(o desempenho dos atletas no último jogo é menor ou igual ao desempenho no primeiro jogo)

$$H_1 : d_{16} > d_1$$

(o desempenho dos atletas no último jogo é maior que o desempenho no primeiro jogo)

As hipóteses foram testadas ao nível 5% de significância. Com o teste, obtivemos a estatística $t = 1.37 < 1.72$ (valor do quartil da distribuição t-Student que acumula 95% de probabilidade) e $p\text{-valor} = 0.09 > 0.05$ (nível de significância adotado). Com isso, não temos evidências suficientes para rejeitar H_0 . Em outras palavras: os desempenhos médios dos atletas no primeiro jogo são estatisticamente iguais aos seus desempenhos no último jogo. Para mais detalhes sobre o teste conduzido, consultar o apêndice.

1.4.4 - Regressão Linear

1.4.4.1 - Regressão Linear Simples

Com a finalidade de deixar os dados de desempenho/dia na mesma escala entre os atletas (isto é, para eliminar o efeito da modalidade), foi realizado um procedimento de padronização. Dessa forma, para cada atleta, subtraiu-se dos desempenhos de cada dia o valor do desempenho médio do atleta e dividiu-se esse resultado pelo desvio-padrão do desempenho do atleta, conforme explicita a fórmula abaixo.

$$z_{ij} = \frac{x_i - \bar{x}}{sd}$$

Onde x_i é o desempenho no dia i de um atleta, \bar{x} é a média dos desempenhos do atleta, sd é o desvio-padrão dos desempenhos do atleta e z_i é o valor padronizado do desempenho no dia i .

Call:

```
lm(formula = desempenho ~ dia, data = df)
```

Residuals:

	Min	1Q	Median	3Q	Max
	-0.54237	-0.19921	-0.03656	0.14879	0.74430

Coefficients:

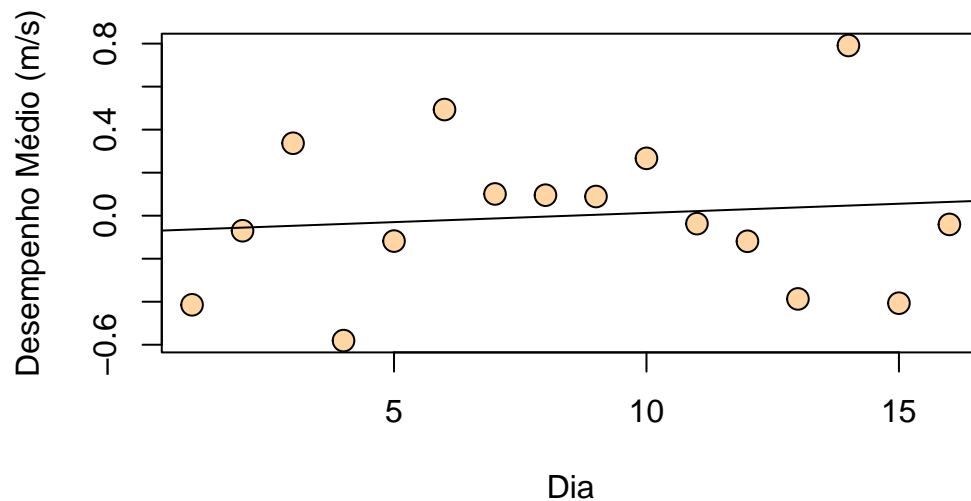
	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	-0.072565	0.194039	-0.374	0.714
dia	0.008537	0.020067	0.425	0.677

Residual standard error: 0.37 on 14 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.01276, Adjusted R-squared: -0.05775

F-statistic: 0.181 on 1 and 14 DF, p-value: 0.677

Desempenho/dia Geral dos Atletas



Com os novos valores padronizados, foi construído o gráfico do desempenho médio dos atletas pelos dias, no qual ajustou-se um modelo de regressão linear simples. O modelo é explicado pela fórmula abaixo:

$$desempenho = -0,073 + (0,009)dia$$

A interpretação é a seguinte: para cada dia acrescido à variável “dia”, espera-se um incremento de 0,009 m/s no desempenho médio dos atletas, de forma que no décimo sexto dia espera-se um

incremento de 0,1367 m/s no desempenho dos atletas em relação ao primeiro dia (considerando os dados padronizados).

Porém, nenhum coeficiente do modelo ajustado se mostrou estatisticamente diferente de 0. Além disso, a proporção da variável resposta explicada pela variável preditora é muito baixa ($R^2 = 0,01276$). Esses resultados sugerem que não houve uma melhora nem uma piora clara do desempenho médio dos atletas ao longo do tempo considerado.

Por fim, para aplicação da regressão linear, alguns pressupostos devem ser atendidos. São eles: relação linear entre as variáveis preditoras e a variável resposta; independência, homocedasticidade e normalidade dos erros. Além disso, as observações da variável resposta não podem ser dependentes e não pode haver alta correlação entre as variáveis preditoras. Desses pressupostos, o da independência entre as observações da variável resposta parece não ser atendido, já que se tratam de mensurações do desempenho dos mesmos atletas ao longo do tempo (por isso, também foi empregada a modelagem por série temporal). Além disso, a relação entre dia e desempenho não é linear de forma clara. As verificações dessas suposições podem ser encontradas no apêndice deste relatório.

Call:

```
lm(formula = desempenho ~ dia, data = df)
```

Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-0.60625	-0.30856	-0.03553	0.26405	0.69835

Coefficients:

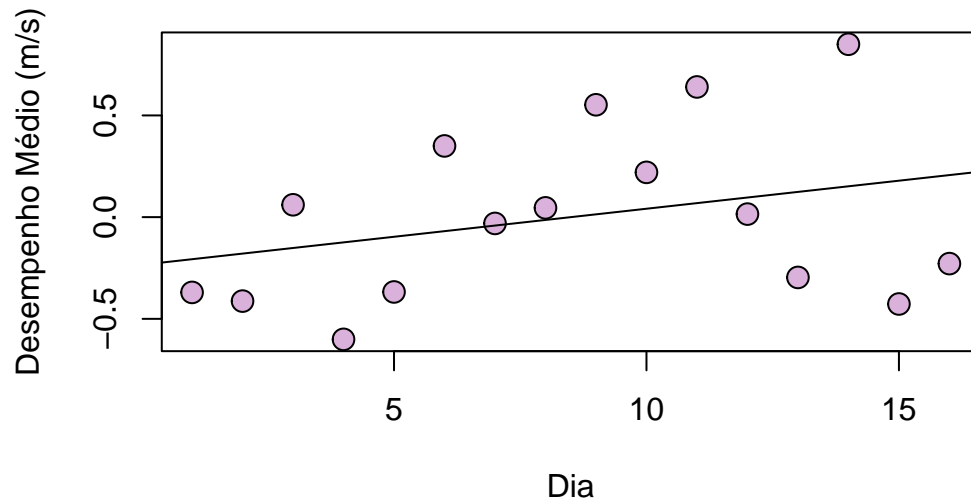
	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	-0.23438	0.22084	-1.061	0.307
dia	0.02757	0.02284	1.207	0.247

Residual standard error: 0.4211 on 14 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.0943, Adjusted R-squared: 0.02961

F-statistic: 1.458 on 1 and 14 DF, p-value: 0.2473

Desempenho/dia das Atletas Mulheres



Considerando os valores padronizados ajustados apenas para atletas do sexo feminino, o procedimento anteriormente descrito foi reproduzido, obtendo-se a equação de regressão linear abaixo.

$$desempenho = -0,234 + (0,028)dia$$

Para cada dia acrescido à variável “dia”, espera-se um incremento de 0,028 m/s no desempenho médio das atletas, de forma que no décimo sexto dia espera-se um incremento de 0,448 m/s no desempenho das atletas em relação ao primeiro dia (considerando os dados padronizados).

Nenhum coeficiente do modelo se mostrou significativamente diferente de 0 e a proporção do desempenho explicada pelo dia é muito baixa ($R^2 = 0.03$). Esse resultado sugere que, no geral, não houve melhora nem piora do desempenho médio das atletas mulheres.

Call:

```
lm(formula = desempenho ~ dia, data = df)
```

Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-0.6310	-0.3560	0.1072	0.2363	0.7861

Coefficients:

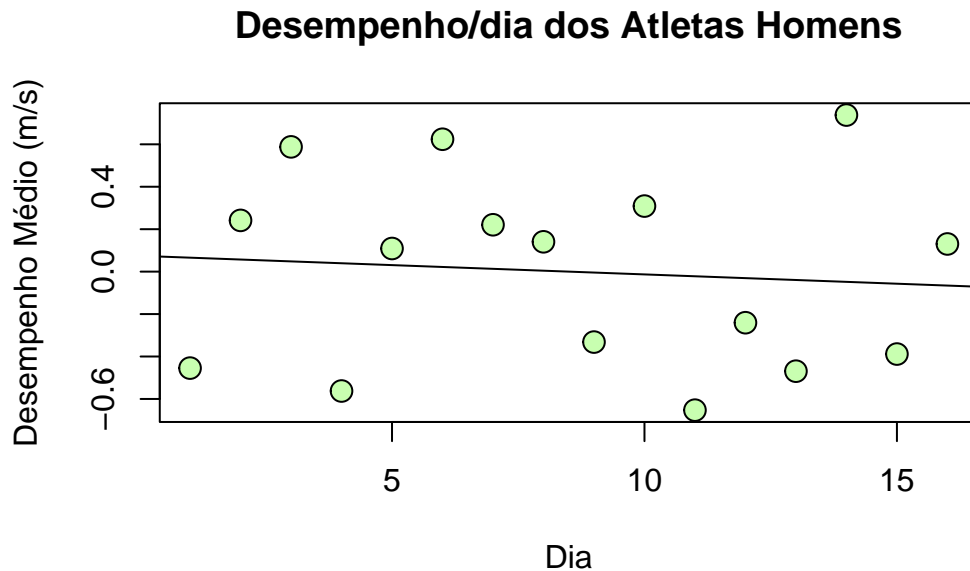
	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	0.07454	0.24245	0.307	0.763

dia -0.00877 0.02507 -0.350 0.732

Residual standard error: 0.4623 on 14 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.008662, Adjusted R-squared: -0.06215

F-statistic: 0.1223 on 1 and 14 DF, p-value: 0.7317



Considerando agora os valores padronizados ajustados para atletas do sexo masculino e repetindo-se o procedimento de ajuste de regressão linear, obtemos:

$$desempenho = 0,075 - (0,009)dia$$

Para cada dia acrescido à variável “dia”, espera-se uma redução de 0,009 m/s no desempenho médio dos atletas, de forma que no décimo sexto dia espera-se uma redução de 0,14 m/s no desempenho em relação ao primeiro dia (considerando os dados padronizados).

Nenhum coeficiente do modelo se mostrou significativamente diferente de 0 e a proporção do desempenho explicada pelo dia é muito baixa ($R^2 = 0,009$). Esse resultado sugere que, no geral, não houve melhora nem piora do desempenho médio dos atletas homens.

1.4.4.2 - Regressão Linear Múltipla

Também foi considerado um ajuste de regressão com as variáveis “dia”, “sexo” e “modalidade” como explicativas do desempenho padronizado, porém apenas algumas categorias da variável “dia” se mostraram significativas no ajuste (foram elas: d3, d6, d10 e d14). Isso significa que

não há evidências de que o sexo ou a modalidade interfiram no desempenho dos atletas ao longo do tempo (no ajuste do modelo considerado).

Call:

```
lm(formula = Desempenho ~ Sexo + Dia + Estilo, data = d_pad_longo)
```

Residuals:

	Min	1Q	Median	3Q	Max
	-2.97226	-0.47007	0.07762	0.62559	2.41164

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)	
(Intercept)	-4.143e-01	2.459e-01	-1.685	0.09298	.
SexoM	-4.525e-16	1.193e-01	0.000	1.00000	
Diad2	3.442e-01	2.879e-01	1.195	0.23280	
Diad3	7.512e-01	2.879e-01	2.609	0.00952	**
Diad4	-1.664e-01	2.879e-01	-0.578	0.56365	
Diad5	2.963e-01	2.879e-01	1.029	0.30421	
Diad6	9.078e-01	2.879e-01	3.153	0.00177	**
Diad7	5.153e-01	2.879e-01	1.790	0.07447	.
Diad8	5.097e-01	2.879e-01	1.770	0.07767	.
Diad9	5.035e-01	2.879e-01	1.749	0.08134	.
Diad10	6.810e-01	2.879e-01	2.365	0.01864	*
Diad11	3.772e-01	2.879e-01	1.310	0.19117	
Diad12	2.954e-01	2.879e-01	1.026	0.30575	
Diad13	2.743e-02	2.879e-01	0.095	0.92416	
Diad14	1.206e+00	2.879e-01	4.187	3.67e-05	***
Diad15	7.552e-03	2.879e-01	0.026	0.97909	
Diad16	3.738e-01	2.879e-01	1.298	0.19513	
EstiloCOS	-3.318e-15	1.575e-01	0.000	1.00000	
EstiloCW	-2.619e-15	1.497e-01	0.000	1.00000	
EstiloMD	-4.232e-15	2.042e-01	0.000	1.00000	
EstiloP	2.366e-15	2.209e-01	0.000	1.00000	

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.933 on 315 degrees of freedom

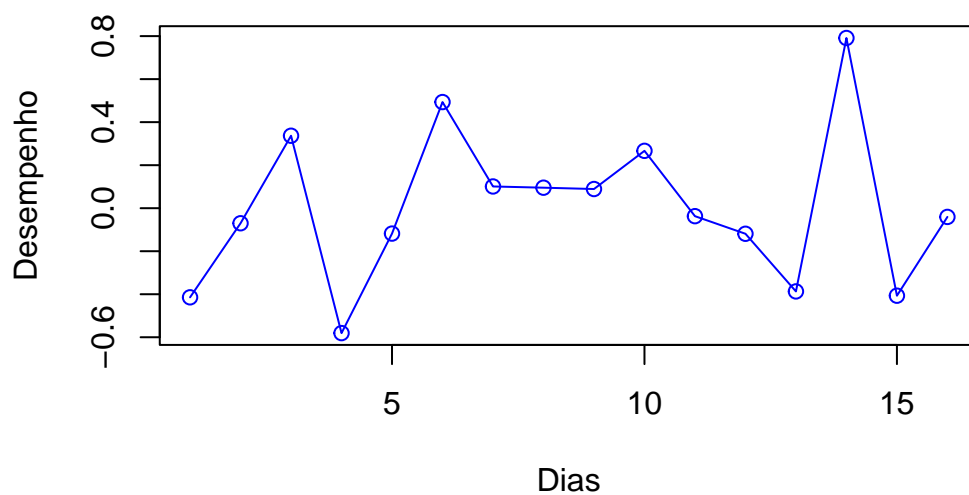
Multiple R-squared: 0.1294, Adjusted R-squared: 0.07416

F-statistic: 2.342 on 20 and 315 DF, p-value: 0.001142

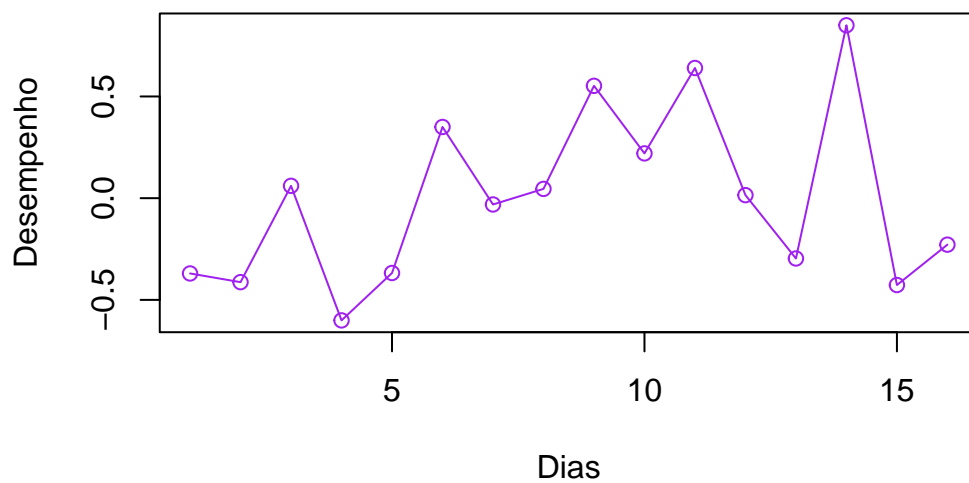
1.4.5 - Série Temporal

O desempenho médio (dados padronizados) com os dias apresenta momentos de crescimento e momentos de decrescimento, sem apresentar padrões óbvios. Esse parecer se mantém mesmo fazendo a segregação dos dados por gênero.

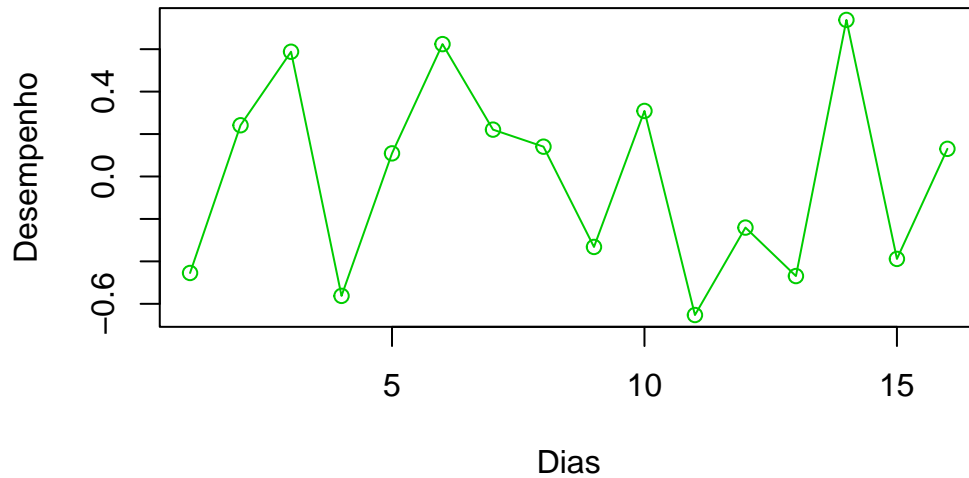
Série Temporal – Dias Sequenciais



Série Temporal – Atletas Mulheres



Série Temporal – Atletas Homens



3 - Apêndice

3.1 - Testes de Normalidade para o Tempo Geral (sem fazer distinção por modalidade e/ou prova)

Shapiro-Wilk normality test

data: tempos_gerais

W = 0.97573, p-value = 1.933e-05

Shapiro-Wilk normality test

data: tempos_F

W = 0.94687, p-value = 9.778e-06

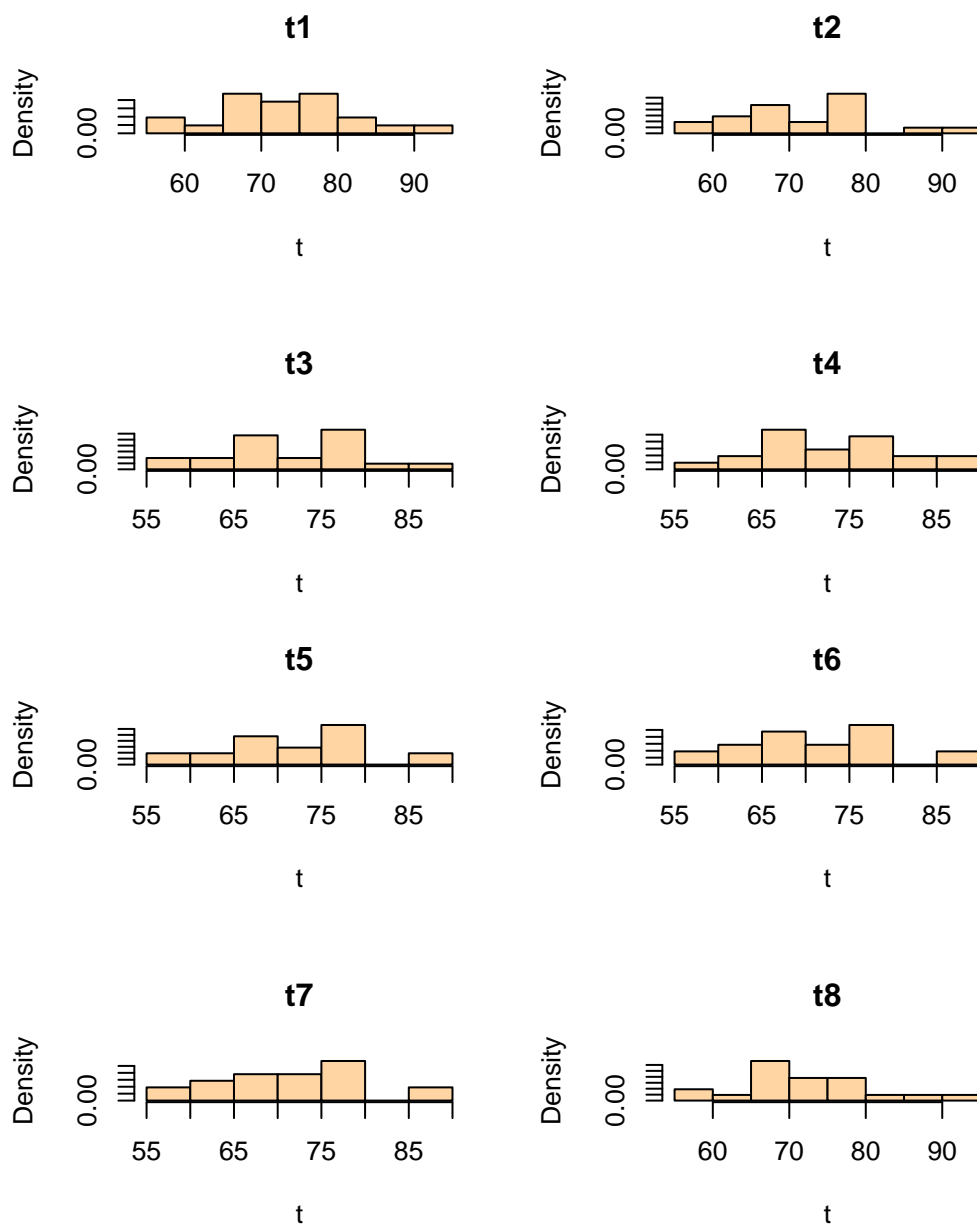
Shapiro-Wilk normality test

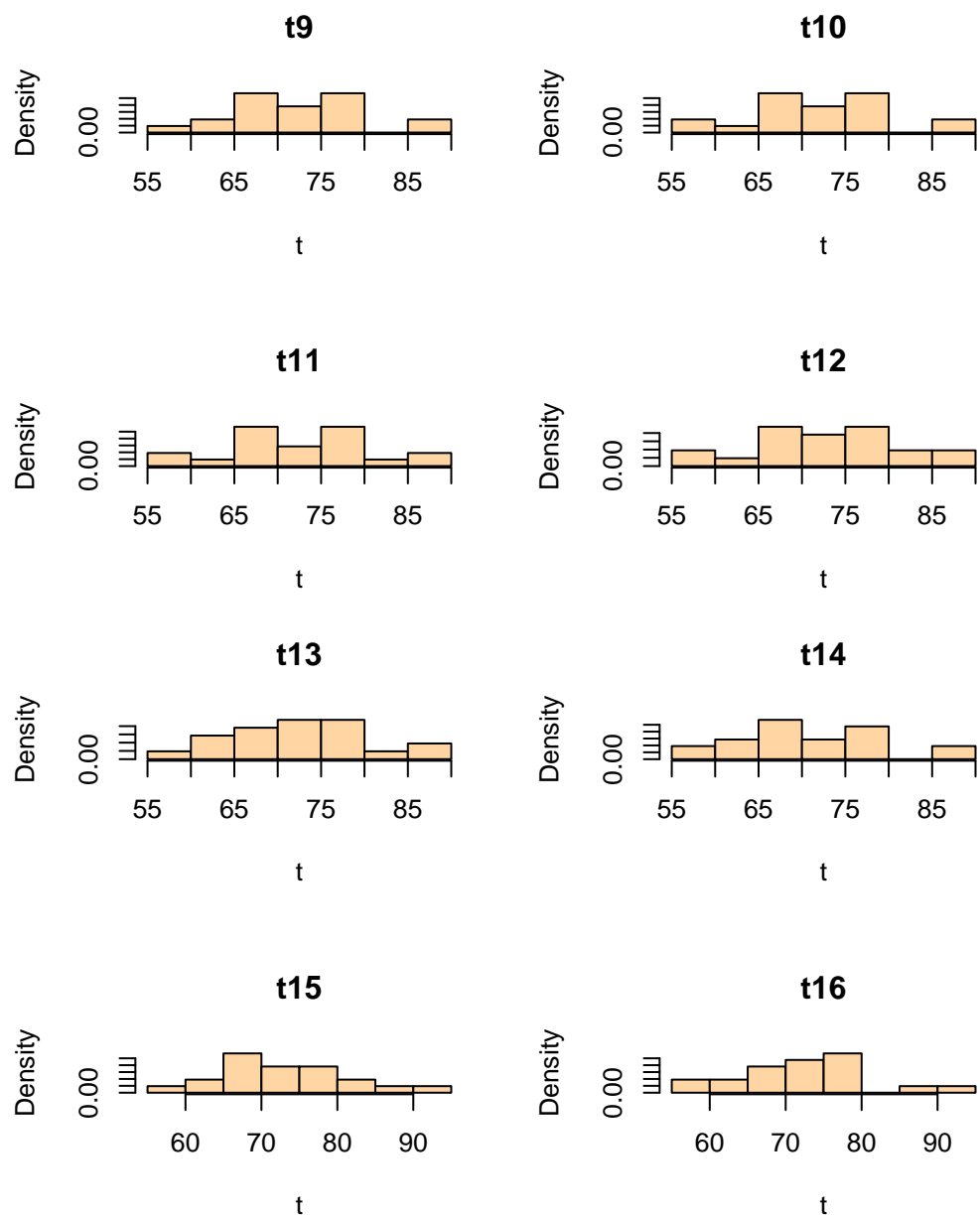
data: tempos_M

W = 0.94342, p-value = 1.894e-06

3.2 - Histogramas e Testes de Normalidade por Prova

3.2.1 - Geral (Todos os Atletas)





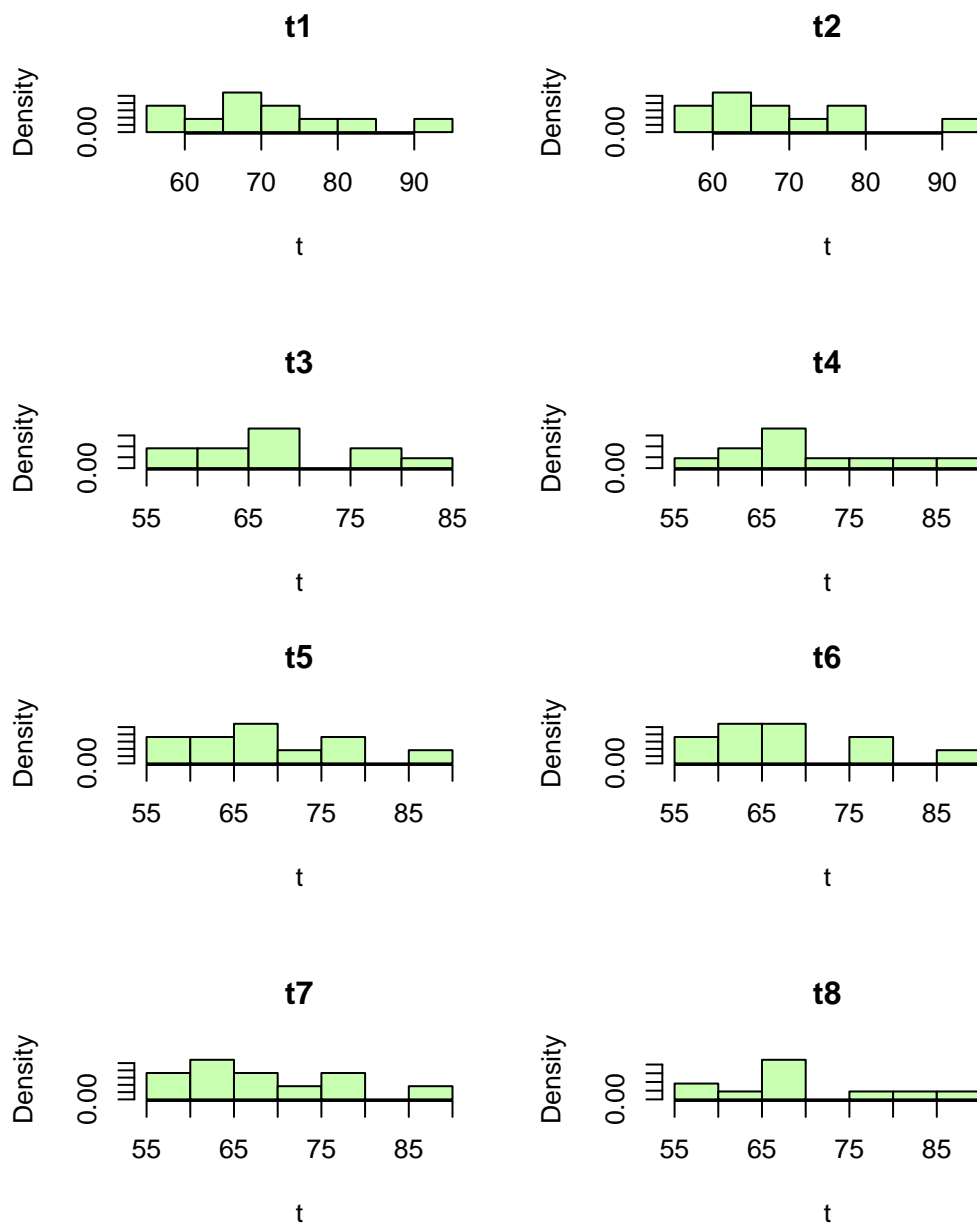
[1] "p-valores: "

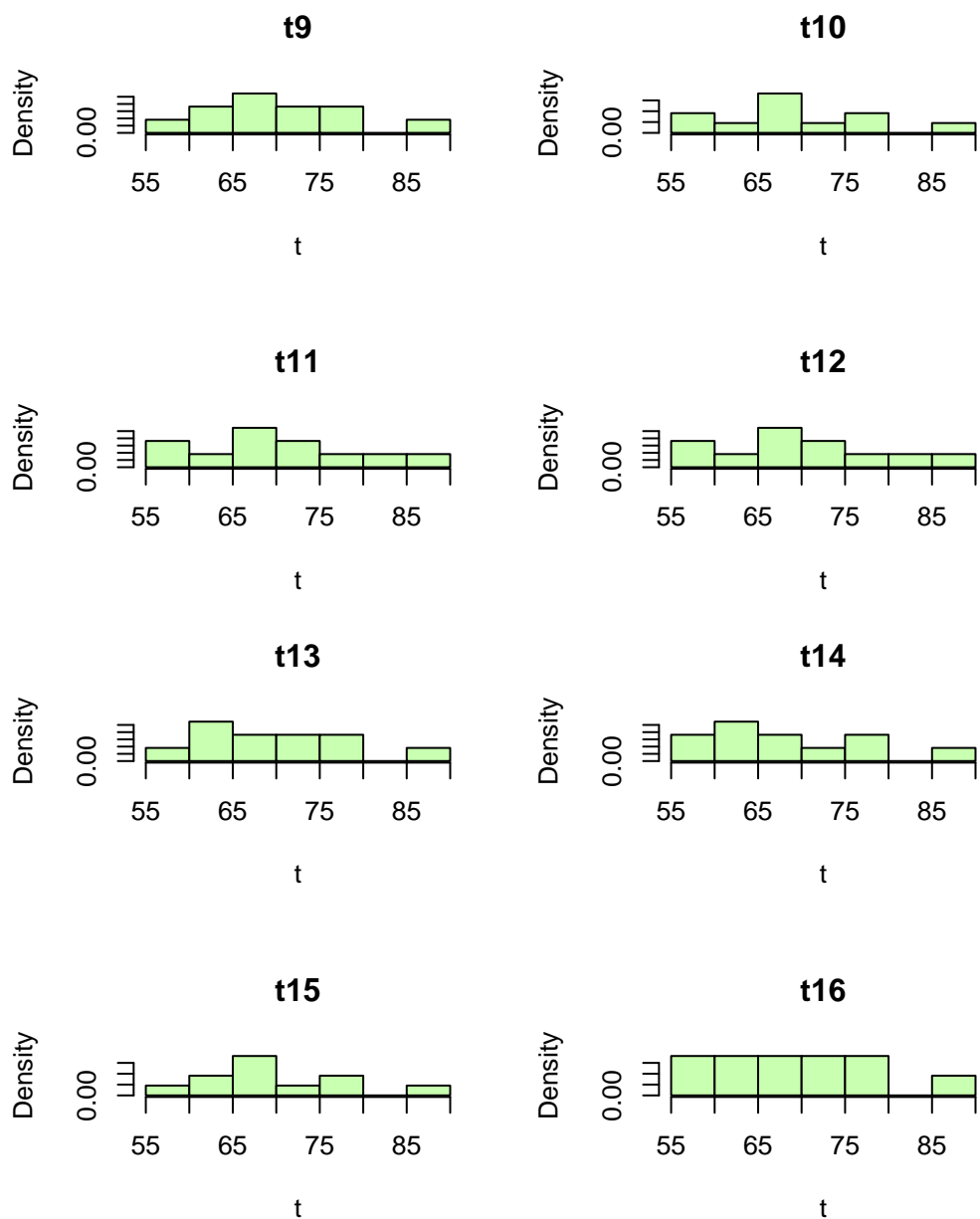
[1] 0.63 0.54 0.82 0.52 0.53 0.85 0.83 0.61 0.70 0.60 0.93 0.50 0.89 0.79 0.91
 [16] 0.70

[1] "Rejeita a hipótese de normalidade? (TRUE = Rejeita)"


```
[1] FALSE FALSE FALSE FALSE FALSE FALSE FALSE FALSE FALSE FALSE
[13] FALSE FALSE FALSE FALSE
```

3.2.2 - Homens





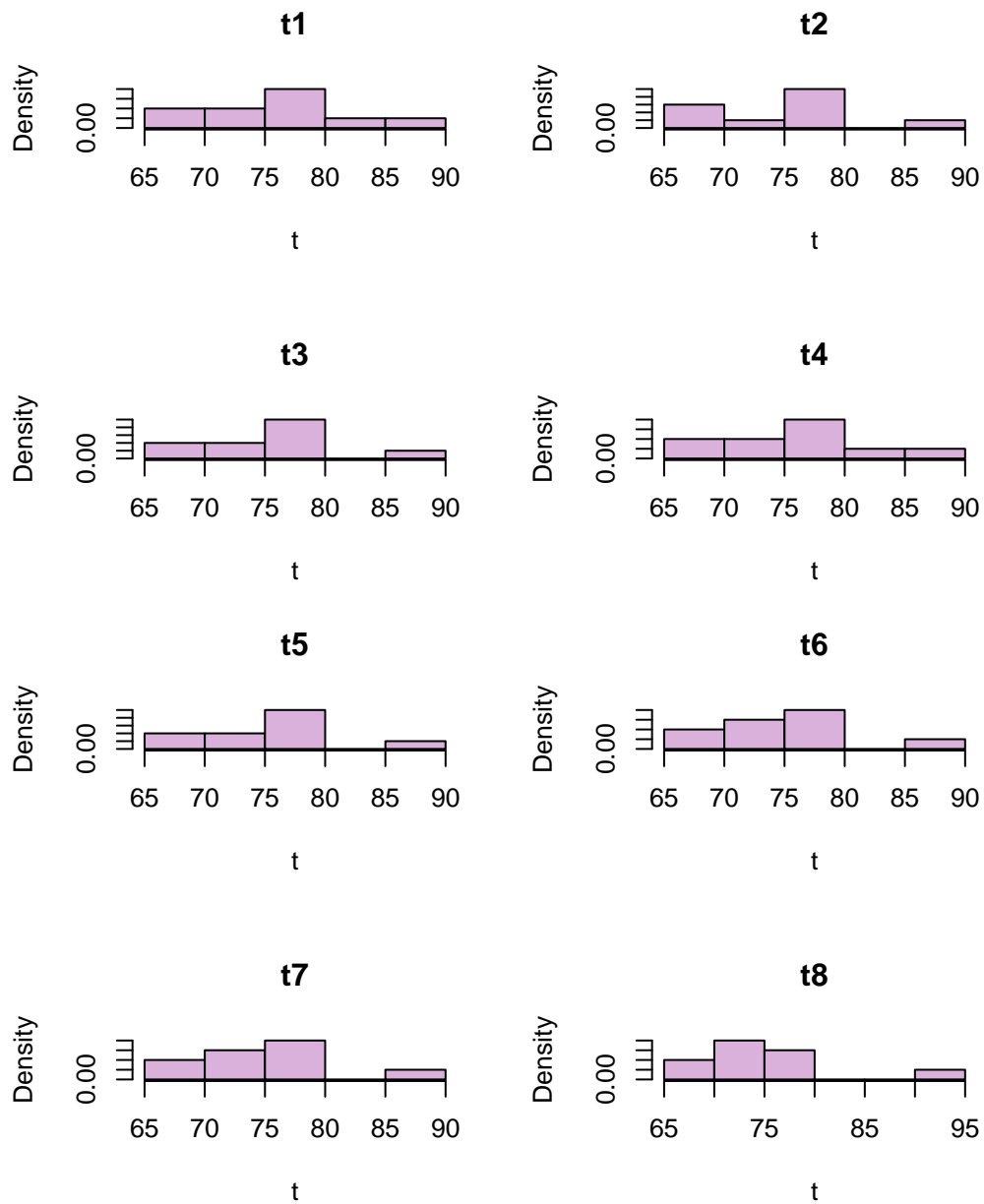
[1] "p-valores: "

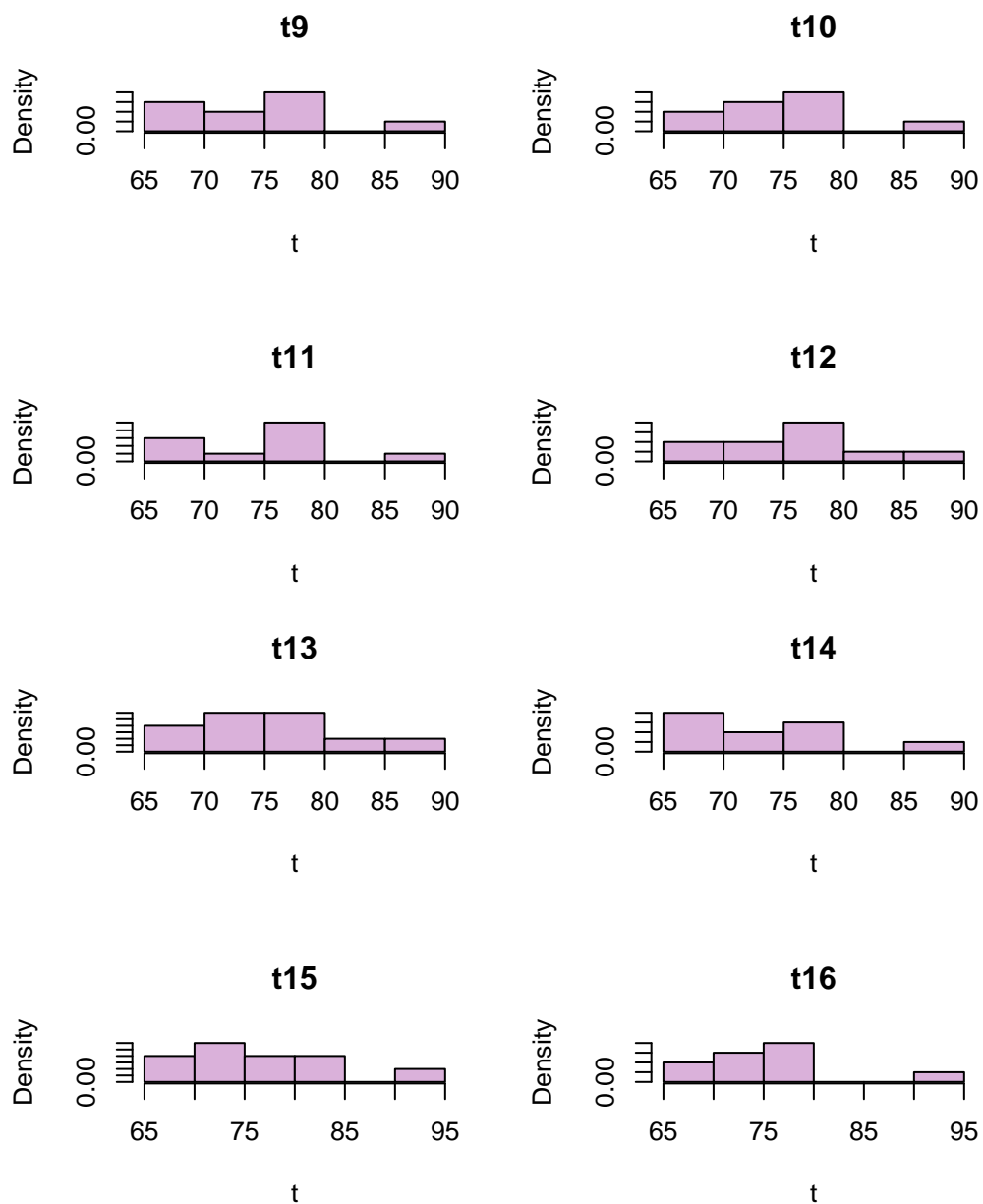
[1] 0.22 0.23 0.35 0.37 0.35 0.45 0.68 0.37 0.76 0.58 0.87 0.61 0.81 0.58 0.80
 [16] 0.73

[1] "Rejeita a hipótese de normalidade? (TRUE = Rejeita)"

[1] FALSE FALSE FALSE FALSE FALSE FALSE FALSE FALSE FALSE FALSE FALSE
 [13] FALSE FALSE FALSE FALSE

3.2.3 - Mulheres





[1] "p-valores: "

[1] 0.76 0.36 0.73 0.70 0.63 0.30 0.82 0.47 0.64 0.65 0.53 0.53 0.67 0.28 0.57
 [16] 0.11

[1] "Rejeita a hipótese de normalidade? (TRUE = Rejeita)"

[1] FALSE FALSE FALSE FALSE FALSE FALSE FALSE FALSE FALSE FALSE FALSE
 [13] FALSE FALSE FALSE FALSE

3.3 - Testes de Normalidade por Modalidade e por Prova

3.3.1 Geral (Todos os Atletas)

B	COS	CW	MD	P
4	5	8	2	2

estilos normal		
1	B	16
2	COS	16
3	CW	16
4	MD	0
5	P	0

3.3.2 Homens

B	COS	CW	MD
3	3	3	2

estilos normal		
1	B	16
2	COS	16
3	CW	16
4	MD	0
5	P	0

3.3.3 Mulheres

B	COS	CW	P
1	2	5	2

	estilos	normal
1	B	0
2	COS	0
3	CW	16
4	MD	0
5	P	0

3.4 - Testes de Normalidade para o Desempenho

3.4.1 - Geral (sem agrupar por prova e/ou estilo)

Shapiro-Wilk normality test

data: desempenho_geral
W = 0.97397, p-value = 9.336e-06

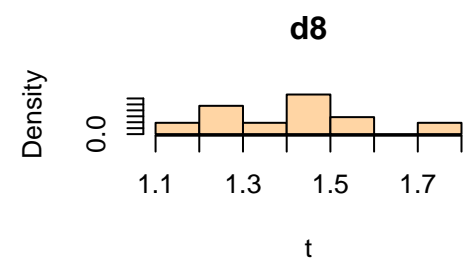
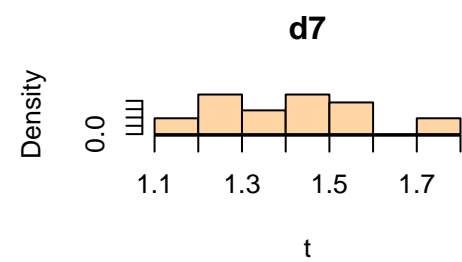
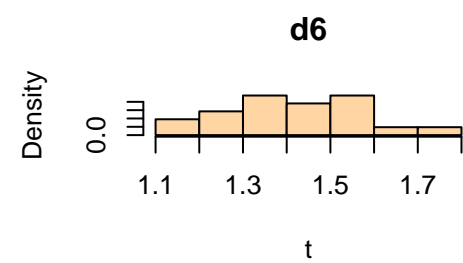
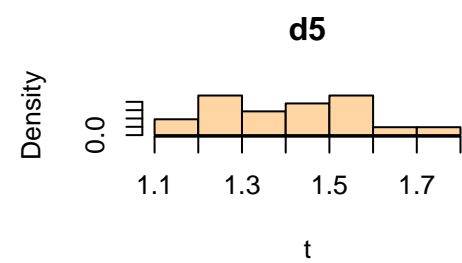
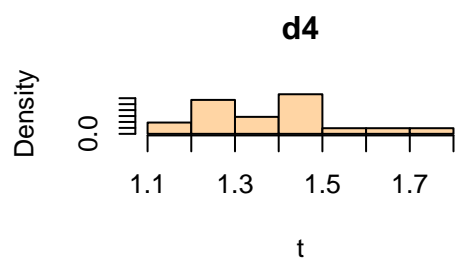
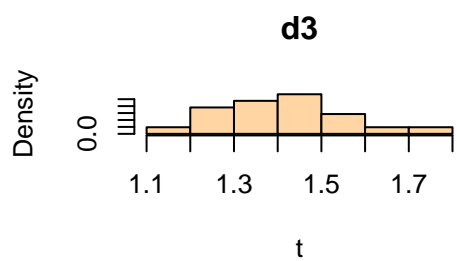
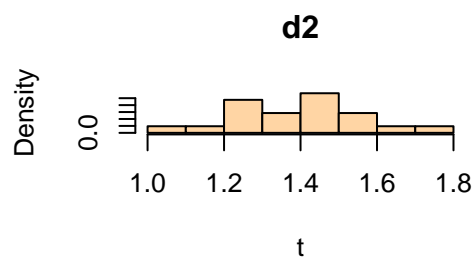
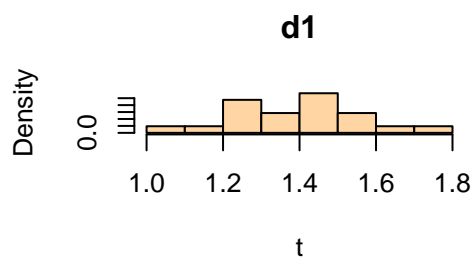
Shapiro-Wilk normality test

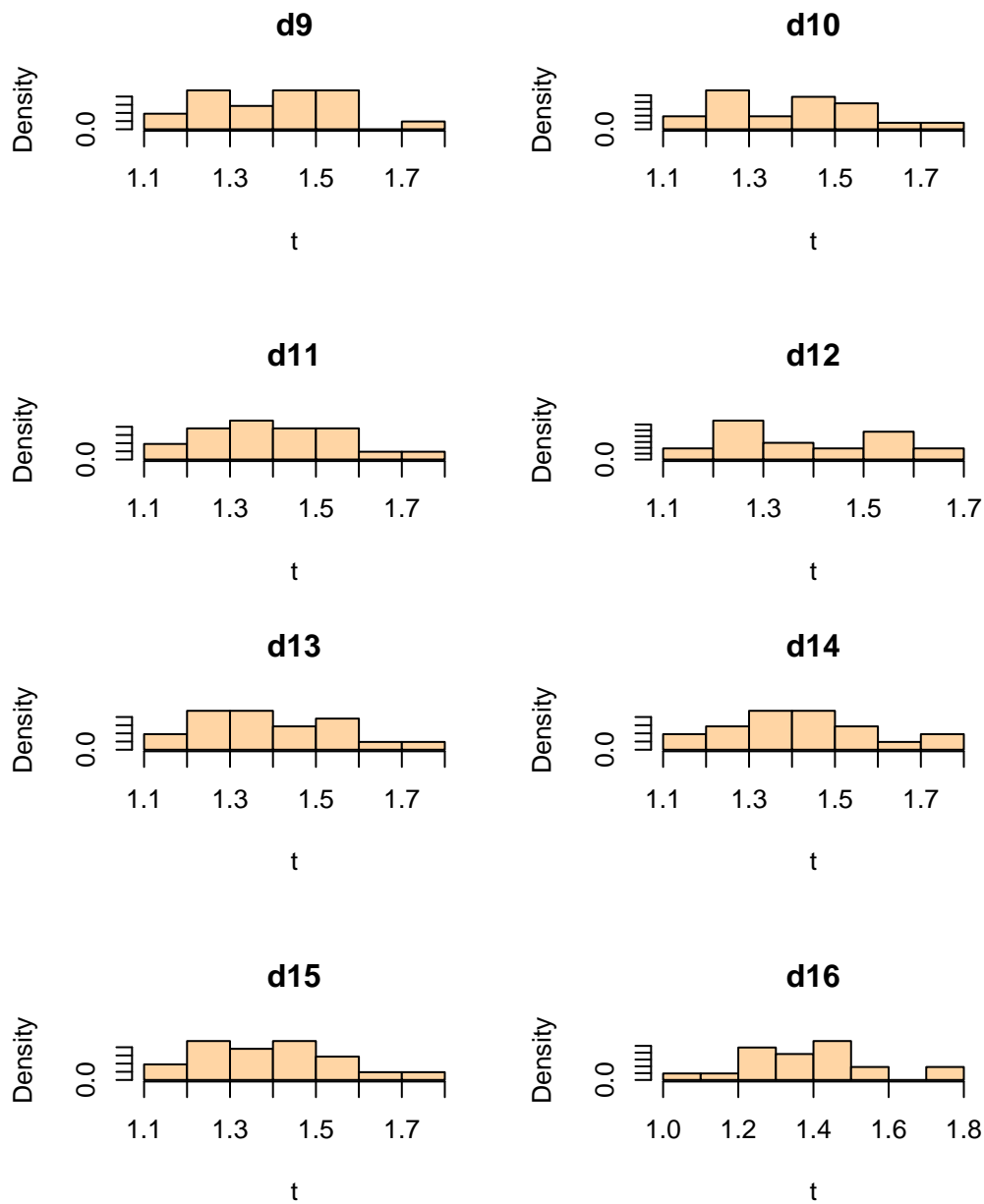
data: desempenho_M
W = 0.9654, p-value = 0.0002343

Shapiro-Wilk normality test

data: desempenho_F
W = 0.95912, p-value = 0.0001197

3.4.2 - Geral Agrupando por Prova





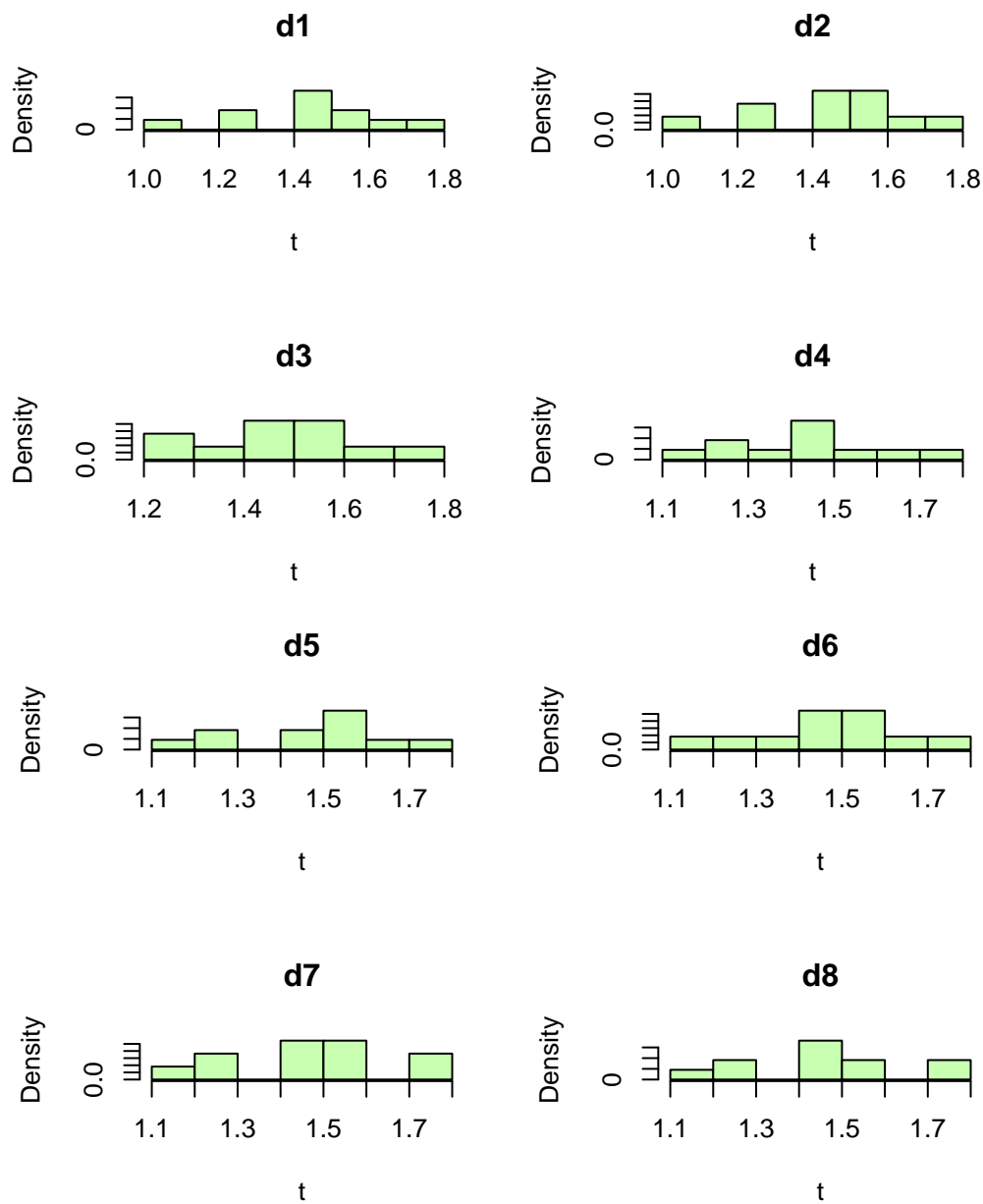
[1] "p-valores: "

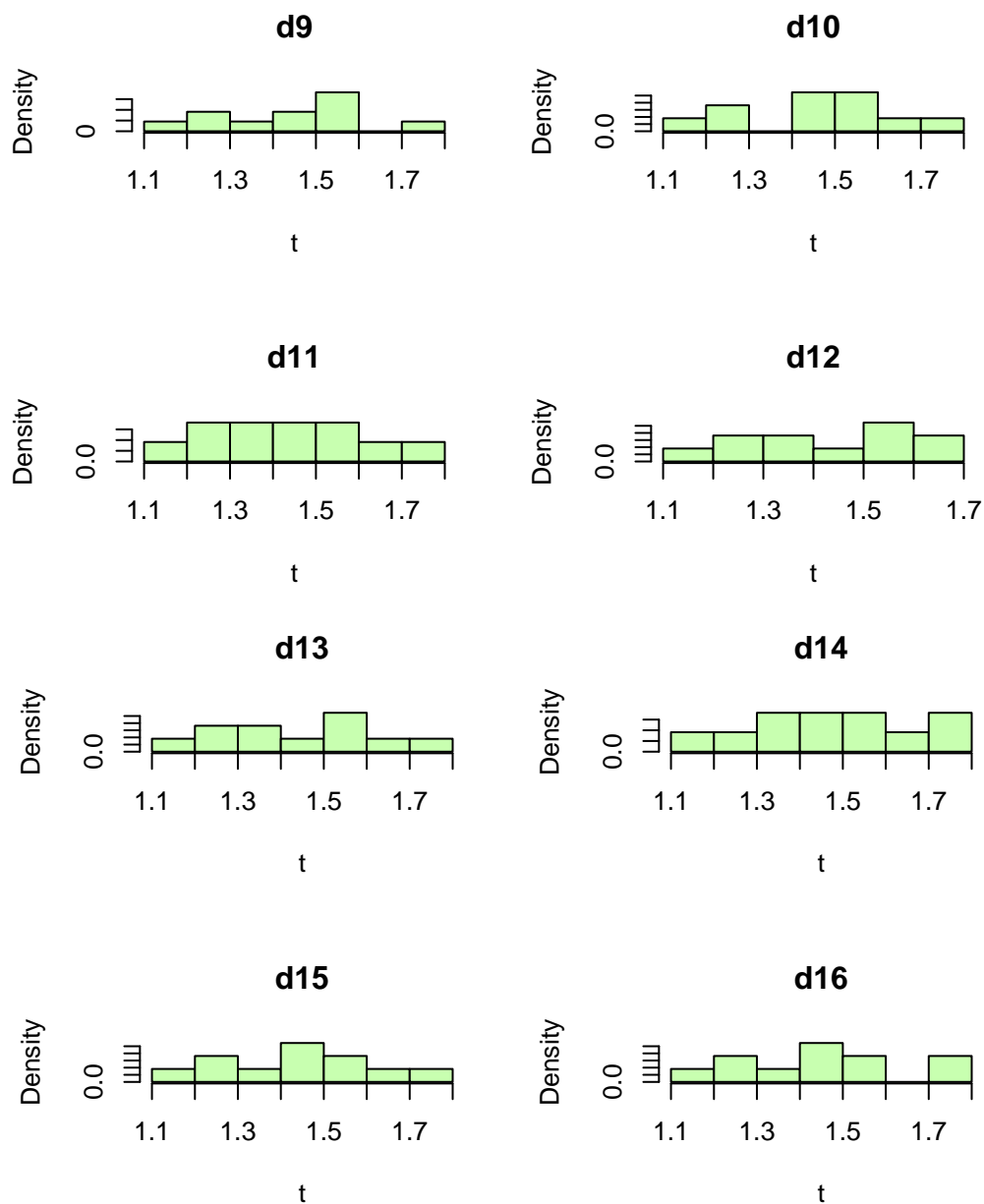
[1] 0.72 0.73 0.54 0.46 0.44 0.84 0.63 0.73 0.85 0.56 0.83 0.34 0.89 0.83 0.99
 [16] 0.54

[1] "Rejeita a hipótese de normalidade? (TRUE = Rejeita)"

[1] FALSE FALSE FALSE FALSE FALSE FALSE FALSE FALSE FALSE FALSE FALSE
 [13] FALSE FALSE FALSE FALSE

3.4.3 - Homens Agrupando por prova





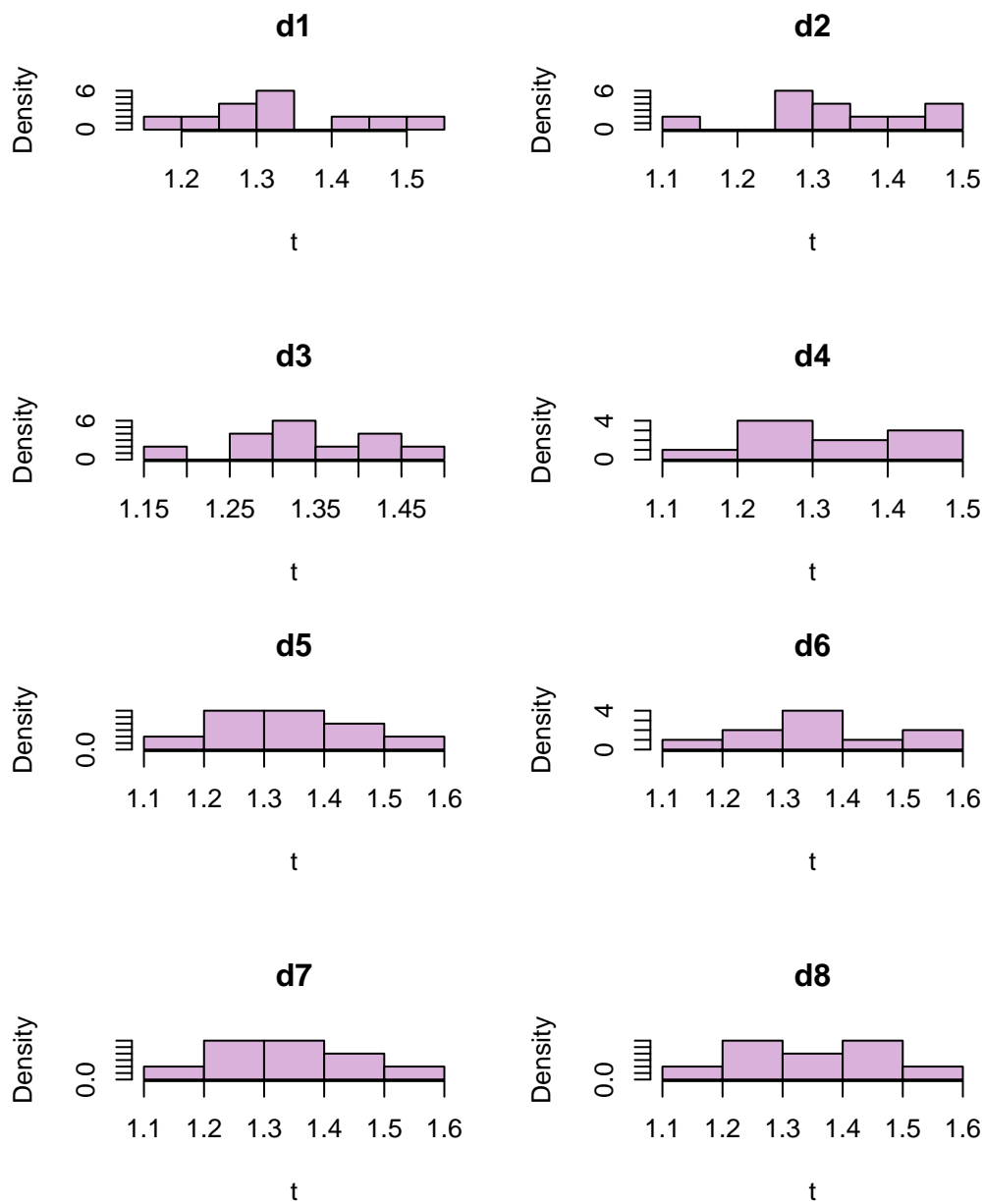
[1] "p-valores: "

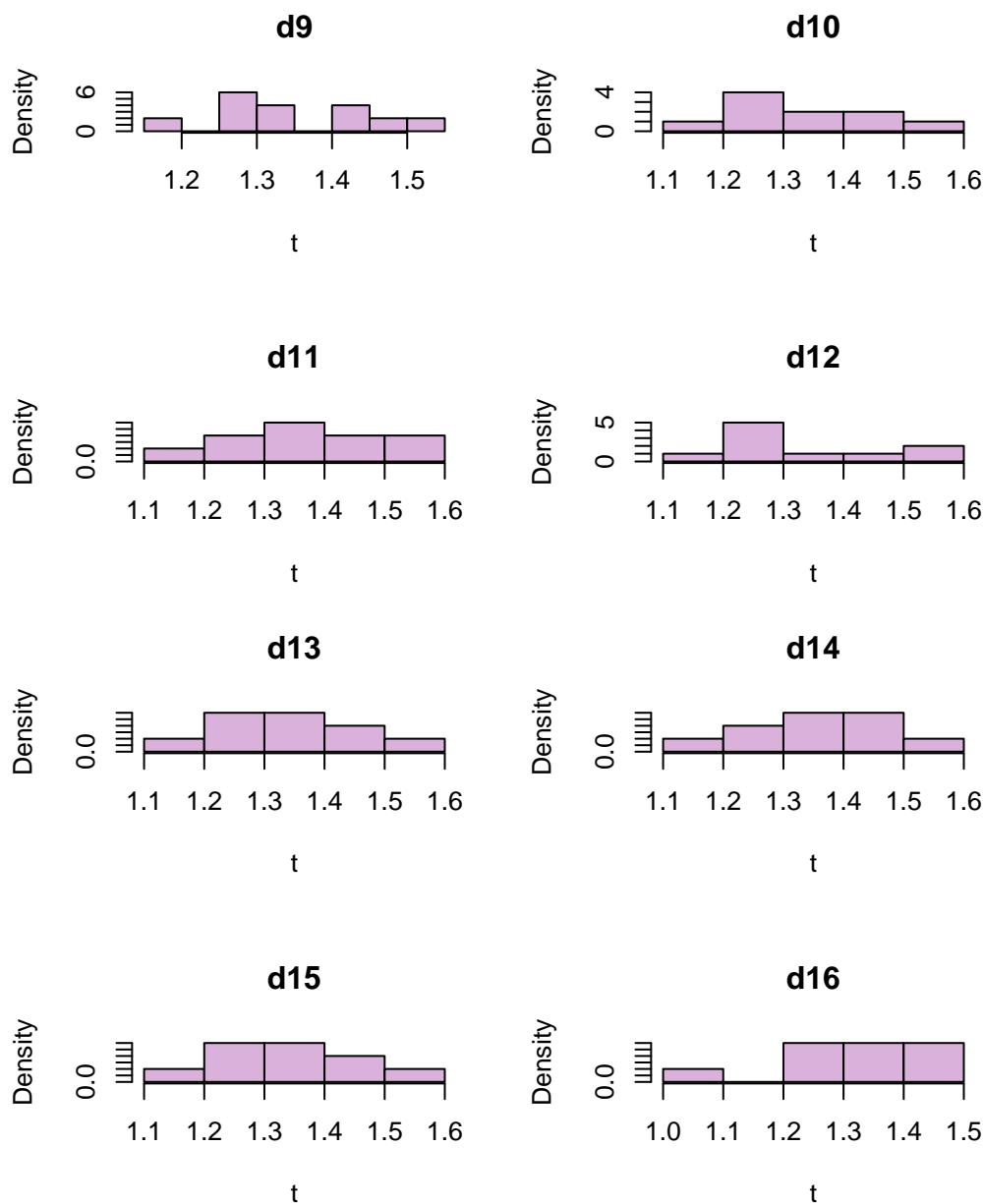
[1] 0.68 0.73 0.52 0.66 0.73 0.81 0.87 0.64 0.99 0.88 0.89 0.73 0.96 0.79 0.99
 [16] 0.78

[1] "Rejeita a hipótese de normalidade? (TRUE = Rejeita)"

```
[1] FALSE FALSE FALSE FALSE FALSE FALSE FALSE FALSE FALSE FALSE FALSE
[13] FALSE FALSE FALSE FALSE
```

3.4.4 - Mulheres Agrupando por Prova





[1] "p-valores: "

[1] 0.63 0.44 0.90 0.68 0.46 0.41 0.90 0.87 0.75 0.82 0.72 0.36 0.85 0.57 0.81
 [16] 0.36

[1] "Rejeita a hipótese de normalidade? (TRUE = Rejeita)"

[1] FALSE FALSE FALSE FALSE FALSE FALSE FALSE FALSE FALSE FALSE FALSE FALSE
 [13] FALSE FALSE FALSE FALSE

3.4.5 Geral Agrupando por Modalidade e por Prova

	B	COS	CW	MD	P
	4	5	8	2	2

	estilos normal				
1			B		16
2		COS			16
3		CW			16
4		MD			0
5		P			0

3.4.6 Homens Agrupando por Modalidade e por Prova

	B	COS	CW	MD
	3	3	3	2

	estilos normal			
1			B	16
2		COS		16
3		CW		16
4		MD		0
5		P		0

3.4.7 Mulheres Agrupando por Modalidade e por Prova

	B	COS	CW	P
	1	2	5	2

	estilos normal			
1			B	0
2		COS		0
3		CW		16
4		MD		0
5		P		0

3.5 Teste da Média para o Desempenho entre Gêneros + Tamanho de Efeito

Interpretação do d de Cohen:

- $d = 0.2$: Efeito pequeno
- $d = 0.5$: Efeito médio
- $d = 0.8$: Efeito grande

3.5.1 Modalidade CW

Welch Two Sample t-test

```
data: df_longo_CW_M$d and df_longo_CW_F$d
t = 16.812, df = 113.64, p-value < 2.2e-16
alternative hypothesis: true difference in means is greater than 0
95 percent confidence interval:
 0.2350776      Inf
sample estimates:
mean of x mean of y
 1.651399  1.390594
```

Effect sizes were labelled following Cohen's (1988) recommendations.

The Welch Two Sample t-test testing the difference between `df_longo_CW_M$d` and `df_longo_CW_F$d` (mean of x = 1.65, mean of y = 1.39) suggests that the effect is positive, statistically significant, and large (difference = 0.26, 95% CI [0.24, Inf], $t(113.64) = 16.81$, $p < .001$; Cohen's $d = 3.00$, 95% CI [2.55, Inf])

3.5.2 Modalidade COS

Welch Two Sample t-test

```
data: df_longo_COS_M$d and df_longo_COS_F$d
t = 4.8059, df = 75.547, p-value = 3.826e-06
alternative hypothesis: true difference in means is greater than 0
95 percent confidence interval:
 0.04061986      Inf
sample estimates:
mean of x mean of y
 1.370340  1.308182
```

Effect sizes were labelled following Cohen's (1988) recommendations.

The Welch Two Sample t-test testing the difference between `df_longo_COS_M$d` and `df_longo_COS_F$d` (mean of `x` = 1.37, mean of `y` = 1.31) suggests that the effect is positive, statistically significant, and large (difference = 0.06, 95% CI [0.04, Inf], $t(75.55) = 4.81$, $p < .001$; Cohen's $d = 1.04$, 95% CI [0.65, Inf])

3.5.3 Modalidade B

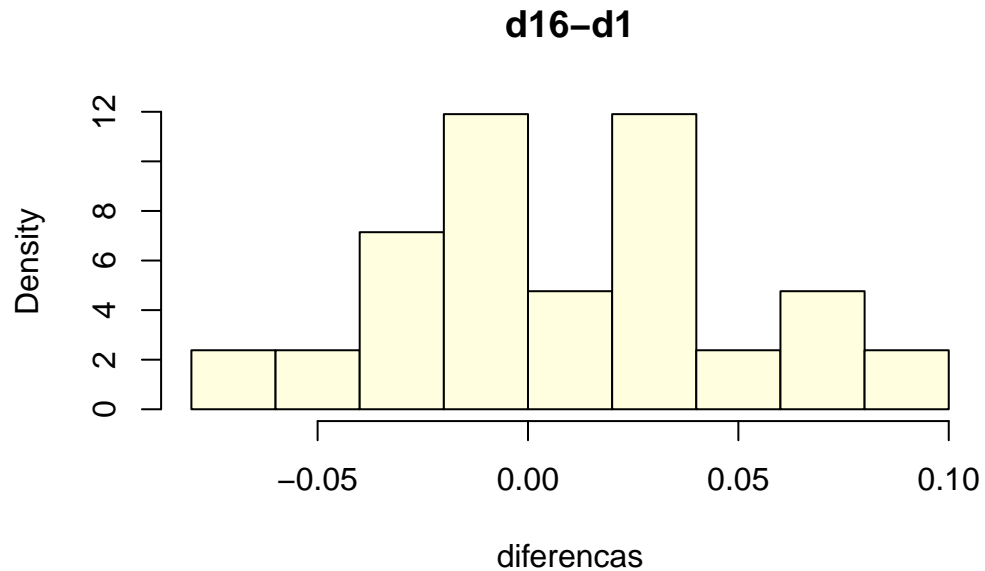
Welch Two Sample t-test

```
data: df_longo_B_M$d and df_longo_B_F$d
t = -0.82059, df = 48.75, p-value = 0.7921
alternative hypothesis: true difference in means is greater than 0
95 percent confidence interval:
 -0.06746584      Inf
sample estimates:
mean of x mean of y
 1.405016  1.427185
```

Effect sizes were labelled following Cohen's (1988) recommendations.

The Welch Two Sample t-test testing the difference between `df_longo_B_M$d` and `df_longo_B_F$d` (mean of `x` = 1.41, mean of `y` = 1.43) suggests that the effect is negative, statistically not significant, and very small (difference = -0.02, 95% CI [-0.07, Inf], $t(48.75) = -0.82$, $p = 0.792$; Cohen's $d = -0.17$, 95% CI [-0.51, Inf])

3.5 Teste-t para verificar se houve melhora no desempenho dos atletas ao longo do tempo (último jogo em relação ao primeiro jogo).



Shapiro-Wilk normality test

```
data:  diferencas
W = 0.97429, p-value = 0.8249
```

Paired t-test

```
data:  data$d16 and data$d1
t = 1.3779, df = 20, p-value = 0.09172
alternative hypothesis: true mean difference is greater than 0
95 percent confidence interval:
 -0.003072641      Inf
sample estimates:
mean difference
 0.01220906
```


3.6 Verificação dos Pressupostos da Regressão Linear

3.6.1 Regressão Linear Simples

Todos os Atletas

Pelo teste de Durbin-Watson, há evidências de que os erros são independentes ($p\text{-valor} = 0,8 > 0,05$) e pelo teste de Breusch-Pagan, há evidências de que os erros são homocedásticos ($p\text{-valor} = 0,5 > 0,05$). Já em relação a suposição de normalidade dos erros, esta pode parecer não ser atendida pela análise do histograma e do qqplot, porém, a hipótese de normalidade não foi rejeitada pelo teste de shapiro ($p\text{-valor} = 0,8 > 0,05$).

```
Carregando pacotes exigidos: zoo
```

```
Anexando pacote: 'zoo'
```

```
Os seguintes objetos são mascarados por 'package:base':
```

```
as.Date, as.Date.numeric
```

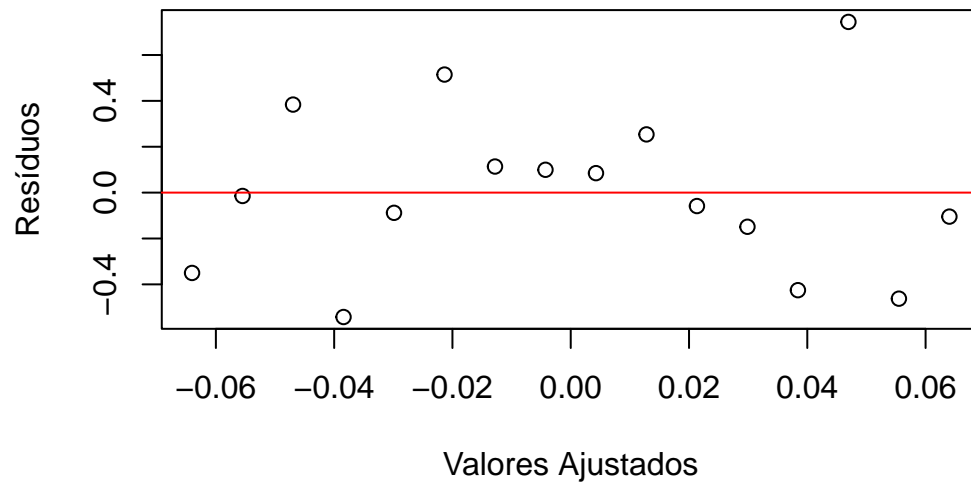
```
Durbin-Watson test
```

```
data: fit1
```

```
DW = 2.6205, p-value = 0.8445
```

```
alternative hypothesis: true autocorrelation is greater than 0
```

Resíduos vs Valores Ajustados

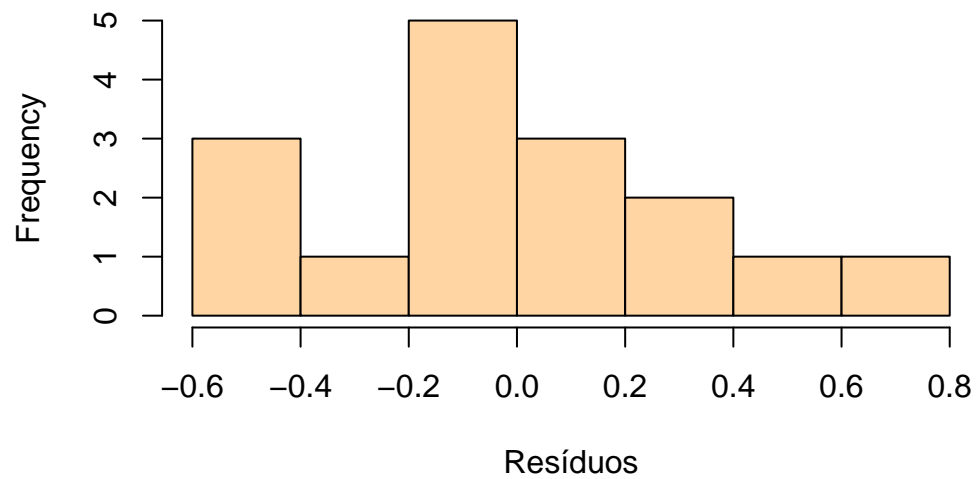


studentized Breusch-Pagan test

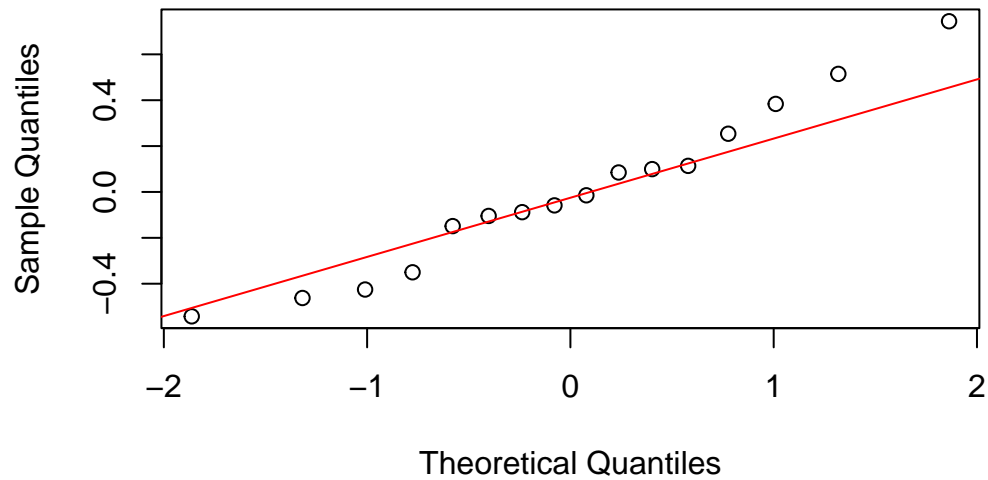
data: fit1

BP = 0.40605, df = 1, p-value = 0.524

Histograma dos Resíduos



Normal Q-Q Plot



Shapiro-Wilk normality test

```
data: fit1$residuals
W = 0.96884, p-value = 0.8194
```

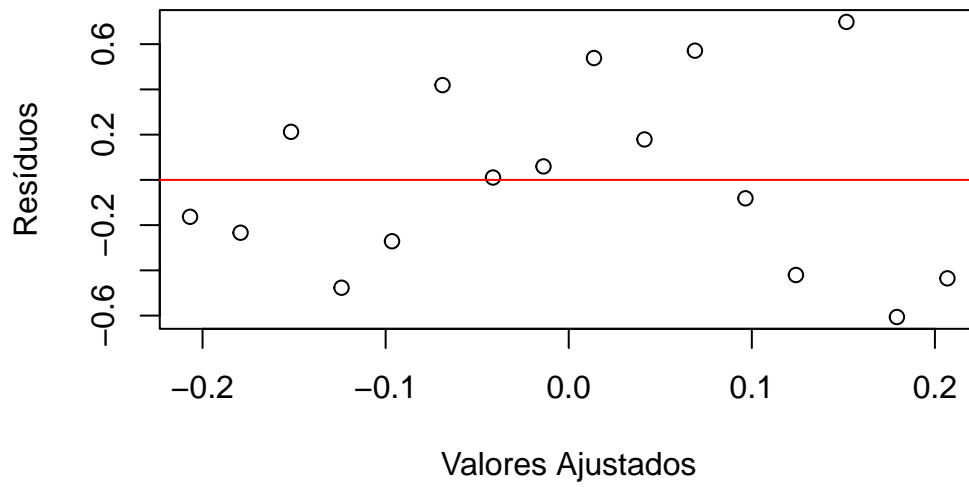
Mulheres

Considerando as suposições para os erros feitas sobre o modelo de regressão ajustado para as atletas do sexo feminino, apenas a de homocedasticidade parece ser violada (teste de Breusch-Pagan: $p\text{-valor} = 0.03 < 0,05$).

Durbin-Watson test

```
data: fit2
DW = 2.1764, p-value = 0.5266
alternative hypothesis: true autocorrelation is greater than 0
```

Resíduos vs Valores Ajustados

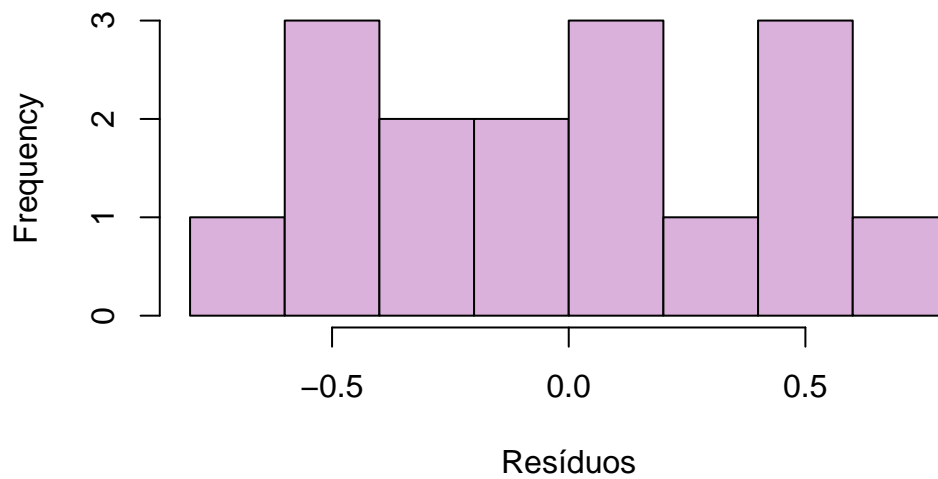


studentized Breusch-Pagan test

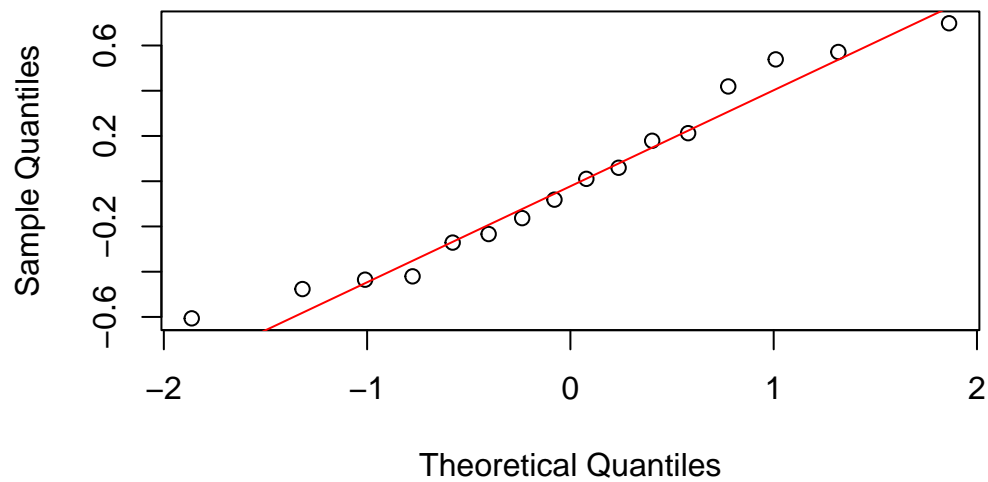
data: fit2

BP = 4.6483, df = 1, p-value = 0.03108

Histograma dos Resíduos



Normal Q-Q Plot



Shapiro-Wilk normality test

```
data: fit2$residuals
```

```
W = 0.95404, p-value = 0.5563
```

Homens

Para o ajuste de regressão linear simples feito para os atletas do sexo masculino, nenhuma das suposições sobre os erros parece ser violada.

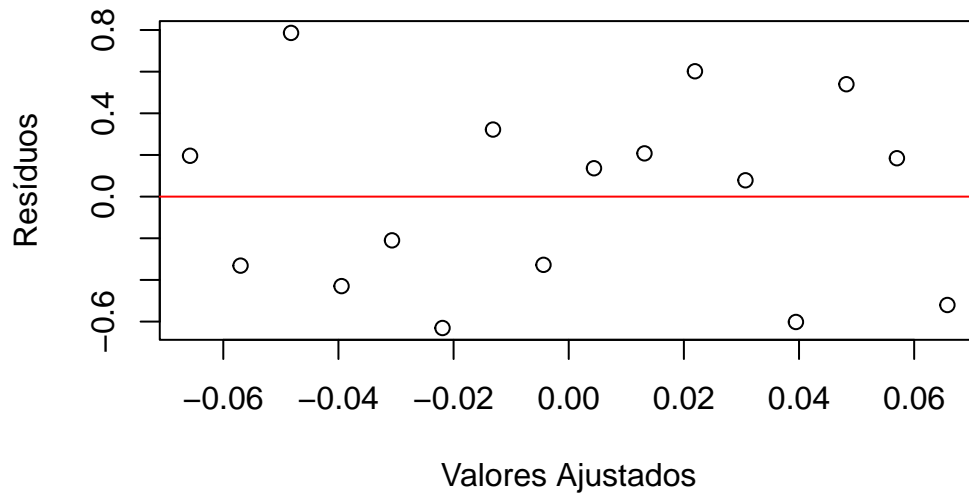
Durbin-Watson test

```
data: fit3
```

```
DW = 2.5395, p-value = 0.7982
```

```
alternative hypothesis: true autocorrelation is greater than 0
```

Resíduos vs Valores Ajustados

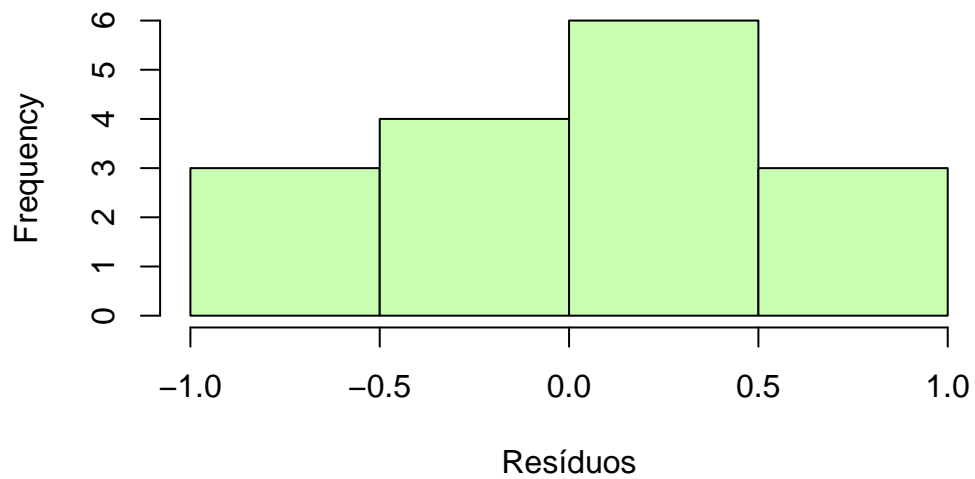


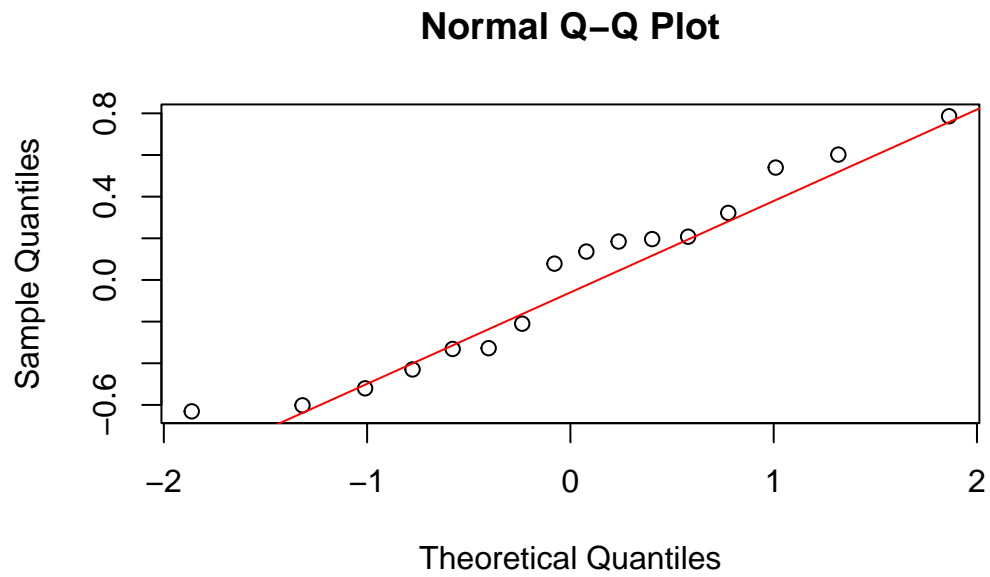
studentized Breusch-Pagan test

data: fit3

BP = 0.0010903, df = 1, p-value = 0.9737

Histograma dos Resíduos





Shapiro-Wilk normality test

data: fit3\$residuals

W = 0.94394, p-value = 0.4001