1. Aproximação Binomial-Normal e Intervalos de Confiança para proporções

1 – a)Binomial - P(Y 7) = 0,0547; Normal - P(Y 7) = 0,0,0268; P(Y 6,5) = 0,0537;
b) Binomial - P(Y < 5) = 0,6331; Normal - P(Y < 5) = 0,7389; P(Y < 4,5) = 0,6255
2 – P(12≤Y<13)=P(0.67≤Z<1)=0,09383, com Z=(Y-E(Y))/(VAR(Y))$^{1/2}$, Y~Binomial.
3 – a) 0,037; b) 0 , 0088; c) 0 , 0233; 0 , 0029; d) Prob exata-0,7054; Prob 1,5-0,3798;Prob 2-0,5305;Prob 2,5- 0 , 6768
4 – Intervalo por estimativa pontual [0 , 698; 0 , 7301]; Intervalo conservador [0 , 6671 ; 0 , 7328]
5 – a)3942;b)[0,5344;0,5655]
6 – a) [0,2772; 0,3828]; b) 2123
7 – [0,0104; 0,0327]

2. Teste de hipóteses para proporções

1 – p-valor = 0,2090, não há evidências para rejeitar H_0 a um nível de significância de 0,01.

2 – a) H_0: p = 1/6 vs H_1: p $\neq$ 1/6.

b)Teste exato: p-valor = 0,5599, Teste aproximado pela Normal:p-valor=0,4237;

c) p-valor = 0,1279, então não há evidências para rejeitar H_0 a um nível de significância de 0,1.

3 – a) H_0: p = 0,5 vs H_1: p < 0,5.

b) p-valor = 0,02718, então rejeita-se a hipótese nula a um nível de significância de 0,05.

4 – z = 1,55; não rejeita-se H_0 a um nível de significância de 0,05.

5 – z = 1,72; não rejeita-se H_0 a um nível de significância de 0,05.

6 – z = 0,5; não rejeita-se H_0 a um nível de significância de 0,05, ou seja, não há evidências que o primeiro método não é superior ao segundo.

7 – Teste exato: p-valor= 0,055; não rejeita-se H_0 a um nível de significância de 0,01.

8 - H_0: p = 0,6 vs H_1: p > 0,6, então a região crítica fica dada por RC:{(p^*-0,6)*18,25742>1,96}, com p^* sendo a proporção amostral observada.

3. **Estimação por Intervalo para populações normais**

1 – a) [13,811; 14,253], comp = 0,4413; [14,295; 13,769], comp = 0,5259; [13,6869;14,3780], comp = 0,6911. Observa-se que quanto maior o nível de confiança maior o tamanho do comprimento do intervalo.

b) [13,8882; 14,1767], comp = 0,2884; [13,8579; 14,2070], comp = 0,3491; [13,7938 ; 14,2711], comp = 0,4772.

2 – a) [0,4899; 1,6865], comp = 1,1966; [0,4455;1,9555], comp = 1,51; [0,3733; 2,6616], comp = 2,2883.

b) [1,4927;0,4141],comp=1,0786;[1,7425;0,3755],comp=1,3670;[2,4071; 0,3131], comp= 2,0939.

3 – n = 160

4 – n = 68

4. **Teste de hipóteses para populações Normais**

1 - H_0: $\mu = 5$ vs H_1: $\mu < 5$, pois dada estas hipóteses o erro do tipo I seria a probabilidade de rejeitar H_0 dado que ela é verdadeira, ou seja, rejeitar que água está com níveis de radioatividade maiores que 5, dado que ela realmente é uma água não segura. Enquanto, o erro do tipo II seria não rejeitar H_0 dado que ela é falsa, ou seja, não rejeitar a hipótese de que a água não é segura, dado que ela apresenta uma concentração menor que 5. Assim, como controlamos o erro do tipo I, com as hipóteses estabelecidas desse modo, o erro mais "danoso" seria controlado.

2 – a) t = -0,23, não rejeita H_0; b) t = 1,02, não rejeita H_0.

3 – a) t = -1,7, não rejeita H_0, b) RC:{-1,77>((xbar-μ)*$n^{1/2}$)/s ou ((xbar-μ)*$n^{1/2}$)/s>1,77 }; c) p-valor < 0,0001; d) H_0: $\mu = 40$ vs H_1: $\mu > 40$; t = 1,94, rejeita H_0 a 5% de significância.

4 – t = 2,09, rejeita H_0 a 5% de significância.

5 – a) p-valor = 0,1584, não rejeita H_0 a 5% de significância.
b)RC:{((xbar-μ)*$n^{1/2}$)/σ > 2,3027}.

6 – t = 2,12, rejeita H_0 a um nível de significância α = 0,05, mas não rejeita-se H_0 a um nível α = 0,01.

7 – a) p-valor = 0,0147, rejeita H_0 a 5% de significância; b) RC:{(xbar-μ)*$n^{1/2}$)/σ >1,64 ; c) 0,0014; d) n=13.

8 – a) p-valor = 0,0234, não rejeita H_0 a 1% de significância; b) 0,2244; c)n = 22.

9 – a) p-valor = 0,0008, resposta: sim, pois rejeita-se H_0; b) n = 18.

10 – a) z = 3,53, rejeita H_0; b) z = 3,29, rejeita H_0; c) t = 0,0145, rejeita H_0.

11 – z = 1,80, rejeita H_0.

12 – z = 6,74, rejeita H_0.

13 – RC:{ 6,2621>(n-1)S^2/σ_0^2 ou (n-1)S^2/σ_0^2> 27,4883}; χ^2_{teste}=25,35, então não rejeita-se H_0 a 5% de significância.

14 – z=-0,7934, não rejeita-se H_0 a 5% de significância.

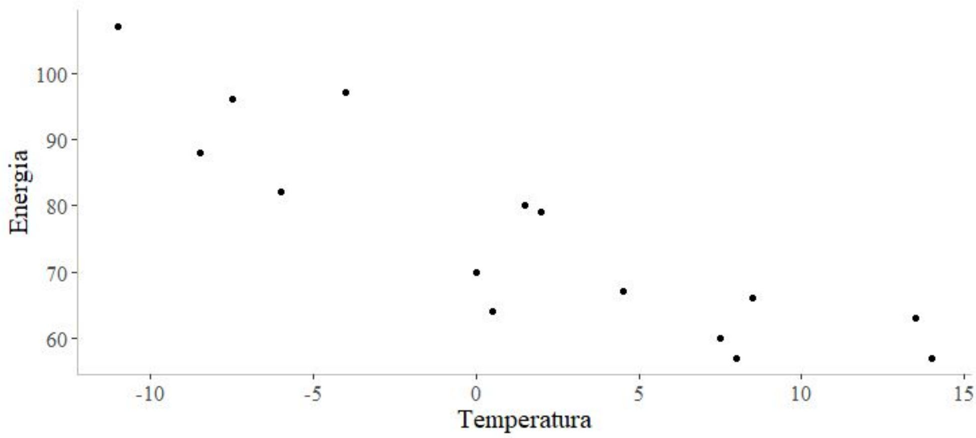
15– RC:{ 7,2609>$\Sigma(X_i-\mu)^2/\sigma_0^2$ }; χ^2_{teste}=6, então rejeita-se H_0 a 5% de significância, porém, não rejeita-se H_0 a 1% de significância.

5. Teste Qui-Quadrado

1- χ^2_{teste}=34,54, então rejeita-se H_0 a 5% de significância.
2- χ^2_{teste}=19, então rejeita-se H_0 a 5% de significância.
3-p-valor=0,3375, não rejeita-se H_0 a 5% de significância ou seja, temos indícios para concordar com a especificação.
4- χ^2_{teste}=4,4583, então não rejeita-se H_0 a 5% de significância.
5-H_0: não existe relação entre a idade e opção de voto, H_1: existe relação entre a idade e opção de voto; χ^2_{teste}=33,899, valor-p<0,00001, então não rejeita-se H_0 a 5% de significância.
6- χ^2_{teste}=19,688, então rejeita-se H_0 a 5% de significância, ou seja, rejeita-se a hipótese de independência, ou seja, a chance de sofrer efeitos não é a mesma para indivíduos que receberam e não receberam tratamento.
7- χ^2_{teste}=5,5991, então rejeita-se H_0 a 5% de significância, ou seja, rejeita-se a hipótese de independência entre as variáveis.
8- χ^2_{teste}=2,7463, então não rejeita-se H_0 a 5% de significância, ou seja, não se rejeita a hipótese de independência e a escolha da fila pode ser influenciada pelo sexo.
9-Sexo: χ^2_{teste}=2,7249, então não rejeita-se H_0 a 5% de significância, ou seja, não se rejeita a hipótese de independência.
Estado civil: χ^2_{teste}=18,123, então rejeita-se H_0 a 5% de significância, ou seja, rejeita-se a hipótese de independência.
10-a) H_0: Existe dependência entre o sexo e a escolha do local;
H_1: Não existe dependência entre o sexo e a escolha do local; b) Teste de Independência; c) Para o caso menos que 40 anos, não rejeita-se a hipótese de dependência entre as variáveis sexo e local. Já para o caso 40 ou mais, rejeita-se a hipótese de que exista dependência entre as variáveis sexo e local.

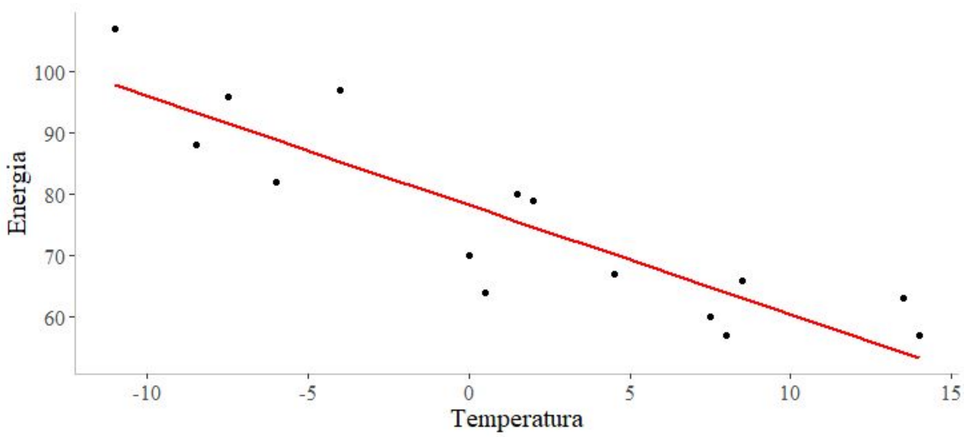
6. Regressão Linear e Método de Mínimos Quadrados

1- a)



b)- Correlação amostral= 0,88152

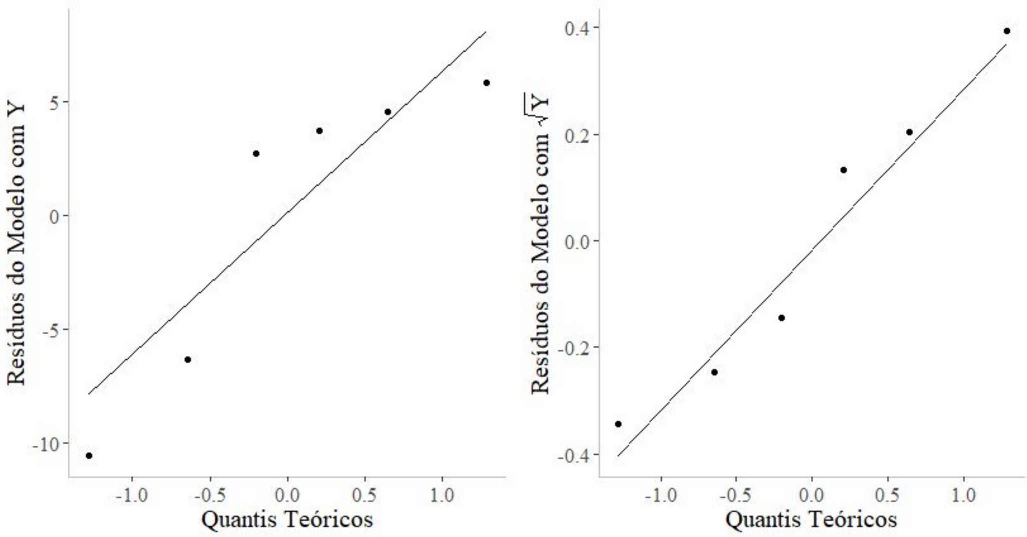
c)-



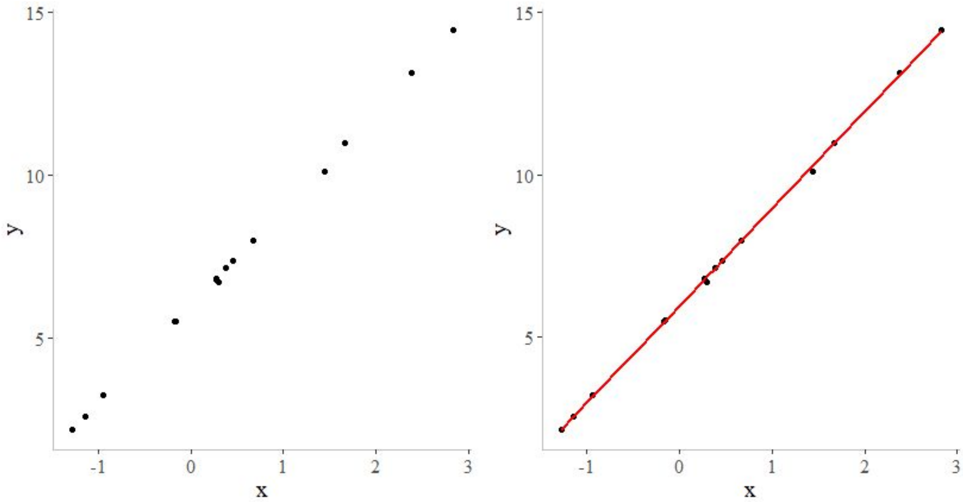
d)-EQM = 52.1886

e)-y= 78,2588-1,7774*6=67,5939

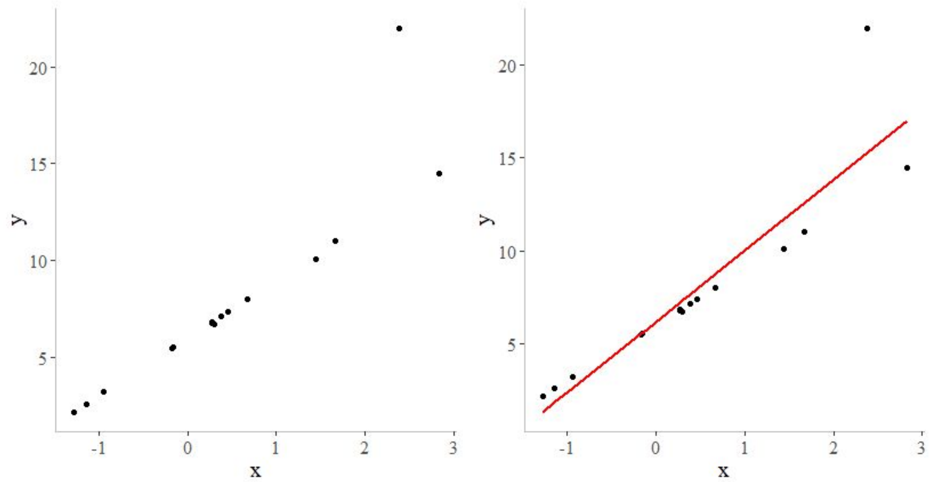
2- O modelo com Y como variável resposta apresentou um MSE igual a 38,1338 e um R^2 igual a 0,9842, enquanto o modelo com $Y^{1/2}$ como variável resposta apresentou um MSE igual a 0,0690 e um R^2 igual a 0,9932 mostrando ser mais preciso e melhor na qualidade do ajuste que o primeiro modelo, além disso, os gráficos quantil-quantil dos resíduos de ambos os modelos mostram que o modelo com $Y^{1/2}$ como variável resposta apresentou resíduos mais próximos a normalidade. Portanto, o modelo que melhor se ajustou aos dados foi o segundo modelo.


Resíduos do Modelo com Y
Quantis Teóricos
Resíduos do Modelo com $\sqrt{Y}$
Quantis Teóricos

3-a)

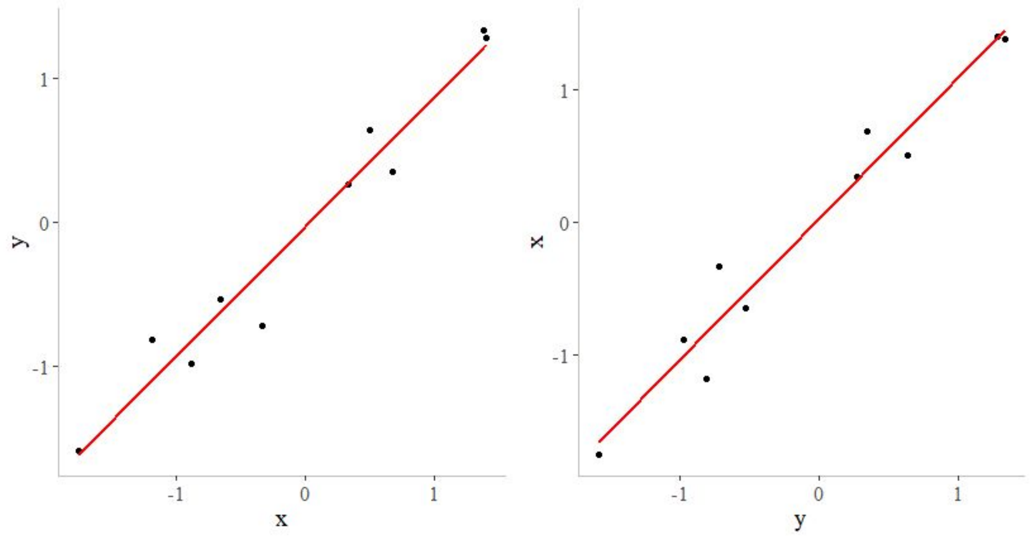

y
x
y
x

b)

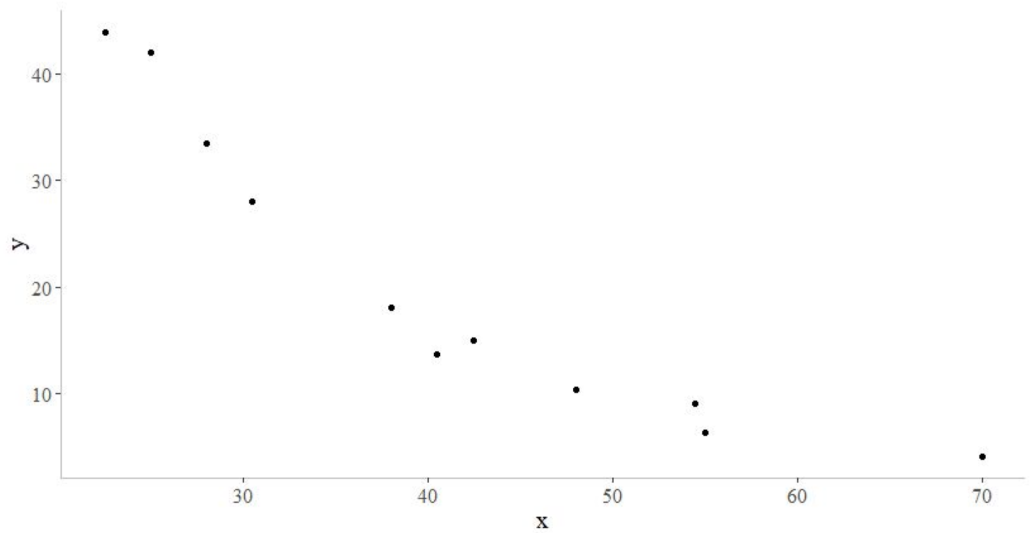

y
x
y
x

c)O primeiro modelo apresentou MSE=0,0052 e o segundo MSE=4,002, ou seja, a mudança do ponto fez com que o ajuste no segundo modelo ficasse insatisfatório, pois o MSE apresentou um aumento.

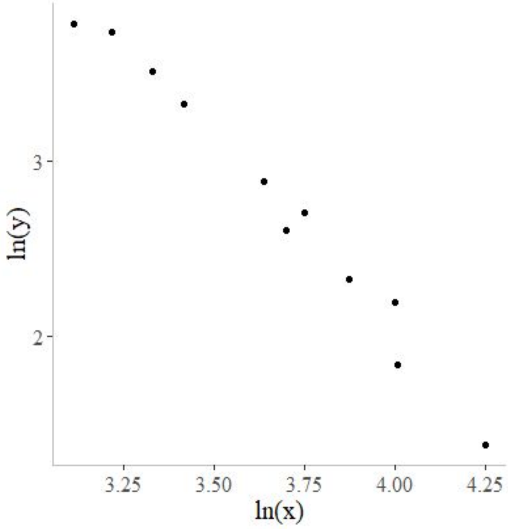
4)
a) e b)

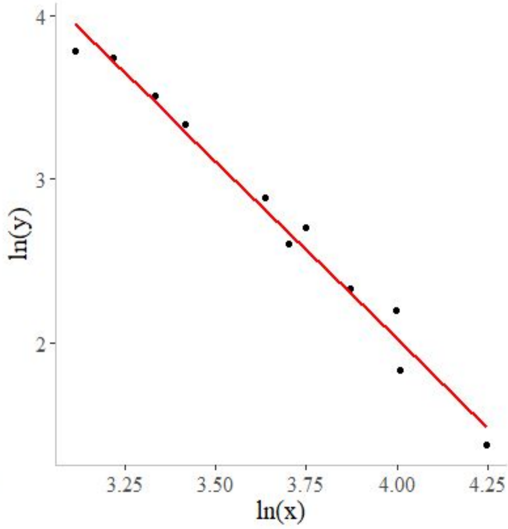


c)Não são iguais, pois a estimação vai se basear em diferentes vetores para cada caso, o que interfere no ajuste.
5) a) Não, pois os dados apresentam comportamento não-linear.



b)





c)y=exp(10,67-2,16*log(62))=5,79.

6)

a) $\hat{a}=\Sigma X_i Y_i/\Sigma X_i^2$

b) $E(\hat{a})=\beta_1$ e $Var(\hat{a})=\sigma^2/\Sigma X_i^2$

7. Estimação por Máxima Verossimilhança

1) n=2; $\sum_{i=1}^{n} x_i = 2.5 + 3 = 5.5$; $\widehat{\lambda} = \frac{n}{\sum_{i=1}^{n} x_i} = \frac{1}{\bar{x}}$; $\widehat{\lambda} = 2/5.5$

2) r=2; n=4; $\sum_{i=1}^{n} x_i = 2 + 4 + 1 + 5 = 12$; $\widehat{\theta} = \frac{r \times n}{\sum_{i=1}^{n} x_i + r \times n}$; $\widehat{\theta} = 8/20$

   com a fórmula da binomial negativa como eu conheço:
   $\widehat{\theta} = \frac{r \times n}{\sum_{i=1}^{n} x_i}$; $\widehat{\theta} = 8/12$

3) n=3; $\sum_{i=1}^{n} x_i = 1 + 1 + 3 = 5$; $\widehat{\lambda} = \frac{\sum_{i=1}^{n} x_i}{n} = \bar{x}$; $\widehat{\lambda} = 5/3$

4) n=6; $\sum_{i=1}^{n} x_i = 0 + 5 + 1 + 7 + 1 + 3 = 17$; $\widehat{p} = \frac{n}{\sum_{i=1}^{n} x_i + n}$; $\widehat{p} = 6/23$

   com a fórmula da bernoulli como eu conheço
   $\widehat{p} = \frac{n}{\sum_{i=1}^{n} x_i} = \frac{1}{\bar{x}}$; $\widehat{p} = 6/17$