# Planejamento e Análise de Experimentos (EEE933) Estudo de Caso 3

Pedro Vinícius, Samara Silva e Savio Vieira

14 de Setembro de 2020

## Introdução

O mercado de ações é uma forma de investimento onde uma das maneiras de se obter lucratividade é vender as ações quando seus preços atuais estiverem acima do preço no qual foram adquiridas [8]. Embora a rentabilidade passada não seja garantia de rentabilidade futura, normalmente o histórico de rentabilidade é um fator a ser considerado [7].

Neste estudo de caso, deseja-se verificar qual ação, dentre cinco candidatas, possui maior potencial de **ganho mensal** ao investidor quando escolhida com exclusividade, isto é, quando o montante é investido por completo em uma única ação. Para isso, considera-se o fechamento das cinco ações nos últimos 36 meses.

## Planejamento dos Experimentos

Dado que o investidor deseja a maior rentabilidade mensal possível, a série temporal dos preços de fechamento das ações foram utilizadas para calcular a taxa de retorno das cinco ações em cada um dos meses. Tal índice permite avaliar o lucro de uma ação durante um mês, expresso como uma proporção do investimento no mês anterior. A taxa de retorno de uma ação i em um determinado mês j é dada por (1):

$$r_j^i = \frac{p_j^i - p_{j-1}^i}{p_{j-1}^i} \tag{1}$$

onde  $p_j^i$  é o preço de fechamento da ação i no mês atual j e  $p_{j-1}^i$  é o preço de fechamento da ação i no mês anterior j-1.

Quando o preço de fechamento da ação no mês corrente é superior ao preço de fechamento da ação no mês anterior  $(p_j^i > p_{j-1}^i)$ , o retorno expressará o ganho líquido obtido do mês j-1 para o mês j. Em contrapartida, se o preço de fechamento da ação no mês corrente é inferior ao preço de fechamento da ação no mês anterior  $(p_j^i < p_{j-1}^i)$ , o retorno expressará a perda líquida obtida nessa mesma transição mensal. Uma vez que o presente cálculo considera diferenças entre cotações adjacentes, o tamanho amostral é reduzido em uma unidade (n=35).

As hipóteses estatísticas foram definidas com objetivo de verificar as seguintes proposições:

- Dentre o grupo de ações candidatas, qual delas possui maior potencial de rentabilidade mensal para o investidor?
- Caso haja mais de uma ação em destaque, quais são elas e qual deveria ser escolhida entre elas?

Considerando as questões propostas, foram estabelecidas as hipóteses de teste sobre o retorno médio mensal das ações:

$$\begin{cases} H_0: \mu_{A_1}=\mu_{A_2}=\mu_{A_3}=\mu_{A_4}=\mu_{A_5}\\ H_1: \text{duas ou mais médias são diferentes das demais} \end{cases}$$

onde a hipótese nula  $H_0$  implica na igualdade entre os retornos médios mensais das cinco ações ao nível de confiança  $1-\alpha$  e a hipótese alternativa bilateral  $H_1$  na diferença entre duas ou mais ações em relação ao retorno médio mensal também ao nível de confiança  $1-\alpha$ .

Os parâmetros experimentais considerados para realização dos testes são nível de significância  $\alpha = 0,05$  e potência desejada do teste  $\pi^* = 1 - \beta = 0,80$ .

## Análise Exploratória de Dados

Algumas primeiras propriedades amostrais referentes ao retorno mensal das cinco ações, como média, moda, mediana, valores extremos, variância e desvio podem ser obtidas de imediato. A fim de facilitar a interpretabilidade dessas estatísticas amostrais, os retornos médios mensais são apresentados em porcentagem, ou seja, os valores originais obtidos pela Equação (1) foram multiplicados por 100.

```
##
        Variância
                       Média
                                   Moda
                                           Mediana
                                                        Mínimo
                                                                 Máximo
                                                                            Desvio
  A1 0.012973071 -0.7592262 -1.3568984 -0.6938616 -3.5420789 1.521483 1.1389939
##
  A2 0.012600939
                   1.0617409
                              1.6718373
                                         1.1192959 -1.4696377 4.245581 1.1225390
  A3 0.011422153 -1.1738187 -1.7089391 -1.3162823 -3.7987805 1.852466 1.0687447
## A4 0.008625187
                   1.1996236
                              0.1444583
                                         1.0788613 -0.2639517 3.038714 0.9287189
## A5 0.012415407
                   0.3024411
                              0.7222587
                                         0.3571470 -1.6374871 2.895227 1.1142444
```

A princípio, é possível observar que, durante os últimos 3 anos, os retornos mensais de duas dentre as cinco ações candidatas apresentaram, em média, retorno negativo, são elas  $A_1$  e  $A_3$ . No entanto, é interessante ressaltar que todas as ações tiveram retornos mensais negativos em algum momento da série histórica. O maior retorno negativo constatado foi o da ação  $A_3$  com uma perda de -3,79% no  $20^{\rm o}$  mês e o menor retorno negativo foi -0,26% da ação  $A_4$  no  $17^{\rm o}$  mês. A ação  $A_4$  obteve o maior ganho líquido médio, cerca de 1,20% e a ação  $A_2$  apresentou o maior retorno máximo mensal, 4,24% no  $16^{\rm o}$  mês. O pior rendimento máximo foi de 1,85% pela ação  $A_3$  no  $9^{\rm o}$  mês.

Um fator interessante é que as diferenças absolutas entre os retornos amostrais mensais médios e os retornos amostrais mensais medianos de todas as ações foram bem próximas de zero, isto é,  $\Delta_i = |\overline{\mu_i} - \overline{m_i}| \approx 0$  para  $i \in \{1, 5\}$ . A maior diferença obtida, por exemplo, foi de 0,14% para a ação  $A_3$ . Apesar de ser uma suposição fracamente sustentada, isso sugere que as distribuições de probabilidade amostrais podem ser aproximadas, a priori, por uma distribuição normal. No que se refere às variâncias amostrais das ações, percebe-se que os valores são bastante similares e aproximadamente iguais a 0,01%, o que também sugere que as amostras são homocedásticas.

Com o intuito de compreender melhor os dados em estudo e, posteriormente, inferir sobre as populações de onde as amostras provêm, serão analisadas algumas representações gráficas. No que tange à distribuição de frequência das observações, com exceção da ação  $A_4$ , os rendimentos de todas as demais ações apresentam curvas em formato de sino, o que fortalece o pressuposto de normalidade mencionado anteriormente.

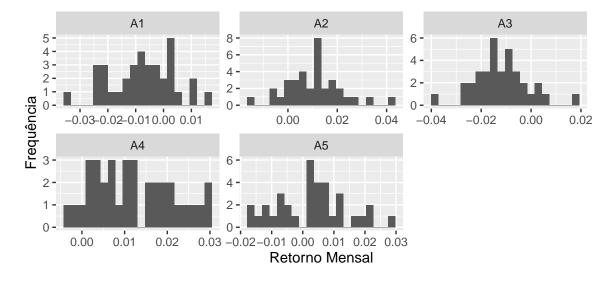


Figura 1: Histogramas.

Ainda a partir dos histogramas, pode-se evidenciar que durante os 36 meses coletados, as ações  $A_1$  e  $A_3$  tiveram a maioria dos rendimentos mensais no domínio negativo (perda líquida) e as ações  $A_2$ ,  $A_4$  e  $A_5$  apresentaram a maioria dos rendimentos mensais no domínio positivo (ganho líquido).

Segundo os diagramas de caixa, apenas a distribuição de retornos mensais da amostra  $A_1$  é visualmente simétrica e, portanto apresenta evidências de normalidade. No caso das demais ações, as medianas não estão tão próximas da média, uma vez que os segundos quartis estão deslocados dos respectivos centros das caixas. Essa dubiedade de interpretações entre os histogramas e os boxplots acerca da normalidade dos dados instiga análises mais aprofundadas, como serão realizadas a seguir. Além dessas verificações, outra circunstância notável é a presença de outliers apenas nas distribuições amostrais das ações  $A_2$  e  $A_3$ .

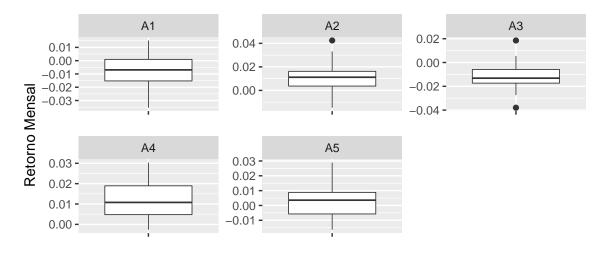


Figura 2: Boxplots.

Outra possibilidade para examinar a normalidade é considerar gráficos quantil-quantil. Essa representação permite comparar as distribuições de probabilidade de cada uma das ações (eixo das ordenadas) com uma distribuição normal (eixo das abcissas). Mediante a boa qualidade do ajuste da reta nos pontos para todas as ações, pode-se concluir que há fortes indícios de que os resíduos das distribuições são normais.

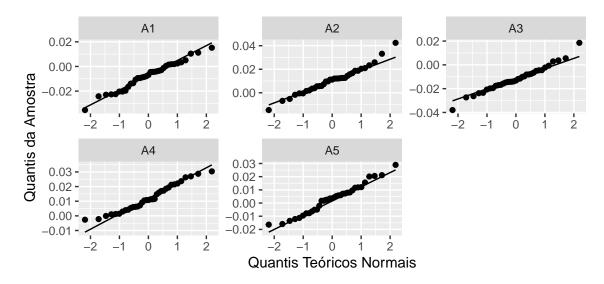


Figura 3: QQ-Plots.

## Validação de Premissas

A premissa de normalidade será validada pelo teste não-paramétrico de Shapiro-Wilk. A hipótese nula desse teste afirma que a amostra proveio de uma população com distribuição normal e a hipótese alternativa é de que a amostra não proveio de uma distribuição normal [12]. O nível de significância utilizado para cada teste foi de  $\alpha = 0, 10$ .

```
## statistic p.value method data.name
## [1,] 0.9805968 0.7784242 "Shapiro-Wilk normality test" "sample$A1"
## [2,] 0.9770649 0.6619515 "Shapiro-Wilk normality test" "sample$A2"
## [3,] 0.9808721 0.7871903 "Shapiro-Wilk normality test" "sample$A3"
## [4,] 0.960207 0.2319528 "Shapiro-Wilk normality test" "sample$A4"
## [5,] 0.9753498 0.6053638 "Shapiro-Wilk normality test" "sample$A5"
```

Não foi possível rejeitar a hipótese nula em nenhum dos casos, visto que os p-valores obtidos são maiores que o nível de significância pré-estabelecido  $(p > \alpha)$ . Assim, pode-se afirmar ao nível de confiança de 90% que as amostras de todas as ações provêm de populações com distribuição normal. Como a premissa de normalidade foi validada, não é necessário evocar o Teorema Central do Limite (TCL), que ainda assim seria viável devido o tamanho amostral ser suficiente (n = 35) > 30.

Alguns testes estatísticos de múltiplas amostras, cujas hipóteses nulas são construídas a partir do parâmetro média amostral, são altamente sensíveis a premissa de independência das amostras, como é o caso do ANOVA. Embora não exista um procedimento específico para testar a independência das amostras no caso geral, o caso especial de autocorrelações em série nos dados pode ser testado pelo Teste de Durbin-Watson [4]. A hipótese nula desse teste declara que não há correlação entre os resíduos, isto é, os resíduos são independentes. A hipótese alternativa, por sua vez, afirma que os resíduos são correlacionados [14]. Assim, a correlação entre os resíduos foi tomada segundo a abordagem de todos contra todos, cujo intuito é avaliar as correlações entre todas as 10 possíveis combinações das ações par a par  $(A_1 \times A_2, A_1 \times A_3, A_1 \times A_4, A_1 \times A_5, A_2 \times A_3, A_2 \times A_4, A_2 \times A_5, A_3 \times A_4, A_3 \times A_5$  e  $A_4 \times A_5$ ). O nível de significância utilizado para esse teste foi  $\alpha = 0,05$ .

```
##
                  data.name
                                        method
                                                 p.value statistic
## 1
     sample$A1 ~ sample$A2 Durbin-Watson test 0.4645289
                                                          1.954171
     sample$A1 ~ sample$A3 Durbin-Watson test 0.4627024
                                                          1.976153
     sample$A1 ~ sample$A4 Durbin-Watson test 0.382042
                                                          1.911501
      sample$A1 ~ sample$A5 Durbin-Watson test 0.5138884
## 5
     sample$A2 ~ sample$A3 Durbin-Watson test 0.8754208
                                                            2.39103
     sample$A2 ~ sample$A4 Durbin-Watson test 0.9553317
                                                          2.568211
      sample$A2 ~ sample$A5 Durbin-Watson test 0.9360123
                                                          2.507087
     sample$A3 ~ sample$A4 Durbin-Watson test 0.2192108
                                                           1.754212
      sample$A3 ~ sample$A5 Durbin-Watson test 0.2288992
                                                           1.749523
## 10 sample$A4 ~ sample$A5 Durbin-Watson test 0.3379215
```

Não é possível rejeitar a hipótese nula ao nível de confiança estabelecido para nenhuma das combinações par a par das ações, uma vez que os p-valores foram todos superiores ao nível de significância. Assim, pode-se afirmar que os resíduos amostrais entre todos os pares de ações são independentes ao nível de confiança de 95%.

Com a finalidade de avaliar a premissa de homoscedasticidade, o teste paramétrico de Bartlett foi empregado. Esse teste permite comparar as variâncias de três ou mais grupos e possui como premissa tanto a independência quanto a normalidade das amostras, que foram anteriormente validadas. A hipótese nula desse teste afirma que as variâncias de todas as populações das quais vieram as amostras são iguais e a hipótese alternativa afirma que há pelo menos uma diferença entre as variâncias dessas populações [11]. O nível de significância foi definido em  $\alpha=0,05$ .

```
##
## Bartlett test of homogeneity of variances
##
## data: sample
## Bartlett's K-squared = 1.7598, df = 4, p-value = 0.7798
```

A partir do p-valor substancialmente maior que o nível de significância  $(0,7798 \gg 0,05)$ , não se pode refutar a hipótese nula e, portanto, ao nível de confiança de 95%, tem-se que as variâncias populacionais de todas as ações são iguais.

#### Análise Estatística

Para prosseguimento do estudo a respeito dos rendimentos das ações, foi proposto a comparação de médias utilizando-se a Análise de Variância (ANOVA). Apesar de ser considerado robusto a violações moderadas de normalidade e homoscedasticidade [5], tais premissas foram validadas através dos testes empregados anteriormente. Quanto à independência, a ANOVA também se apresenta bastante sensível, no entanto, a validade dessa premissa foi sugerida a partir de uma análise de resíduos e, portanto, será tomada como verdade para condução dos demais experimentos. Assim, pode-se utilizar esse teste para comparação das médias dos retornos mensais das ações.

O teste proposto, também conhecido como *One Way*, tem como hipótese nula que as médias dos grupos em análise são iguais e como hipótese alternativa que ao menos duas ou mais médias se distinguem das demais. Dessa forma, este método verifica se as diferenças observadas na média são grandes o suficiente para serem maiores que o resultado de uma seleção aleatória, e para isso, são consideradas as diferenças absolutas entre as amostras e a variabilidade dentro de cada tratamento. Desse modo, verifica-se se a diferença entre os tratamentos é muito maior que a diferença no tratamento, e isso é possível fazendo a comparação da variância entre os grupos com a variância dentro do próprio grupo, o que dá nome ao teste [3]. A seguir, é possível ver o resultado deste teste, por meio da função aov do pacote *stats* do R [1].

No experimento em questão, o p<br/> valor retornado foi  $p=2\times 10^{-16}$ , o que significa que com 95% de confiança, a hipótese nula de que as médias dos rendimentos são iguais, é rejeitada. Ou seja, foram detectadas diferenças significativas entre as médias dos rendimentos das ações em estudo.

Além do valor p, também é retornado F = 34,17, que é calculado a partir do quociente do quadrado médio entre os tratamentos (0,003966) pelo quadrado dos resíduos (0,000116). Nota-se que o numerador desta operação é muito maior que o denominador, que consequentemente resulta em um F grande. Nesse sentido, quanto maior essa proporção, maior a confiança em rejeitar a hipótese nula.

Todavia, embora o Anova seja capaz de identificar a existência dessa distinção entre médias, quando a hipótese nula é rejeita, é preciso determinar onde essas diferenças ocorreram, o que não é uma das atribuições deste método. Para isso são utilizadas ferramentas de comparações múltiplas ou de correções de significância. Nesse contexto, será utilizado o teste de Tukey, que realiza comparações múltiplas. Este executa comparações do tipo todos contra todos e demonstra ser interessante para este propósito, pois além de ser de fácil aplicação, é considerado um método poderoso. Em grupos amostrais balanceados ele é um teste exato, ou seja, a taxa de erro do grupo testado é exatamente o parâmetro  $\alpha$ . Isso constitui uma grande vantagem do método, pois esse tipo de precisão é considerado raro dentre os testes para essa finalidade [10].

```
##
     Tukey multiple comparisons of means
##
       95% family-wise confidence level
##
## Fit: aov(formula = values ~ ind, data = grupos)
##
## $ind
##
                 diff
                                lwr
                                                      p adj
                                              upr
          0.018209671
                       0.011108533
                                     0.0253108087 0.0000000
## A3-A1 -0.004145924 -0.011247062
                                     0.0029552134 0.4932074
## A4-A1 0.019588498 0.012487361
                                     0.0266896360 0.0000000
```

```
## A5-A1 0.010616674 0.003515536 0.0177178113 0.0005553

## A3-A2 -0.022355595 -0.029456733 -0.0152544576 0.0000000

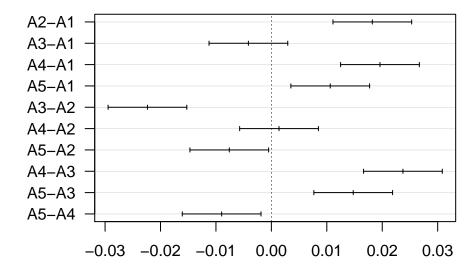
## A4-A2 0.001378827 -0.005722310 0.0084799650 0.9835507

## A5-A2 -0.007592997 -0.014694135 -0.0004918598 0.0295782

## A4-A3 0.023734423 0.016633285 0.0308355603 0.0000000

## A5-A3 0.014762598 0.007661460 0.0218637355 0.0000004

## A5-A4 -0.008971825 -0.016072962 -0.0018706871 0.0056131
```



Diferenças nos níveis médios.

Os dados extraídos do teste de Tukey são apresentados graficamente. Baseado no intervalo de confiança das diferenças das médias dos rendimentos, verifica-se que as ações  $(A_3 \ e \ A_1)$  e  $(A_4 \ e \ A_2)$  não são significativamente diferentes, pois este dois intervalos contém o valor zero. Já os demais intervalos  $(A_2 \ e \ A_1)$ ,  $(A_4 \ e \ A_1)$ ,  $(A_5 \ e \ A_2)$ ,  $(A_5 \ e \ A_2)$ ,  $(A_5 \ e \ A_3)$ ,  $(A_5 \ e \ A_3)$  e  $(A_5 \ e \ A_4)$  têm rendimentos significativamente diferentes, como mostrado graficamente.

Pela analise do p valor, tem-se a mesma conclusão, visto que os intervalos dos rendimentos das ações  $(A_3 \in A_1)$  e  $(A_4 \in A_2)$  retornou p valor maior que 0,05. Os demais p valores são menores que o nível de significância igual a 0,05, enfatizando que têm rendimentos significativamente diferentes.

Nesse sentido, o teste Tukey deixa em evidência que as ações  $A_2$  e  $A_4$  foram as que obtiveram rendimentos médios melhores em detrimento das demais, e embora  $A_4$  tenha média levemente mais alta que  $A_2$ , não trata-se de uma diferença significativa estatisticamente. Ressalta-se ainda que o valor de p para a comparação entre as duas foi muito alto  $(p=0,98355\gg 0,05))$ , o que reforça que estatisticamente os rendimentos obtidos ao investir em qualquer uma das duas, na média, são iguais. Sendo assim, caso o rendimento passado venha ser usado nessa escolha, dentre os grupos de ações fornecidos, a análise estatística realizada não permite identificar uma melhor, dentre as duas em evidência  $(A_2 \ e A_4)$ .

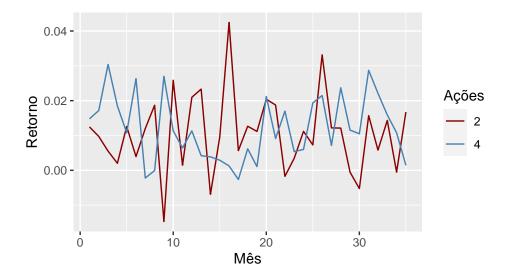


Figura 4: Retorno das ações  $A_2$  e  $A_4$  nos últimos 36 meses.

Como critério para definição de qual ação deve-se invertir entre as duas, visto que estatisticamente elas oferecem o mesmo rendimento, foi utilizado como critério de desempate aquela que historicamente oferece menos risco. Entre os indicadores de risco, foi selecionado o número de vezes que a rentabilidade das ações foi negativo e a tendência da ação para os próximos meses. Dessa forma, em comparação, a ação  $A_2$  teve seis momentos de rentabilidade negativa, enquanto a ação  $A_4$  teve somente três momentos onde ocorreu queda no valor da ação em relação ao mês anterior. No que diz respeito à perspectiva para os próximos meses, o gráfico de dispersão sugere que devido à queda na rentabilidade da ação  $A_4$  nos últimos três meses, em oposto a ação  $A_2$ , a ação  $A_4$  tende a voltar a subir para manter a média de investimento observada no estudo.

Por estes motivos, embora estatisticamente  $A_2$  e  $A_4$  possuam rentabilidade equivalentes, a ação com melhores características em relação à risco, é a ação  $A_4$ , e portanto, é a indicada para a realização do investimento em questão.

#### Tamanho de Efeito

A fim de investigar o tamanho de efeito para as diferenças de médias de três grupos ou mais, diversas medidas foram desenvolvidas, entre elas Eta-Squared ( $\eta^2$ ), Partial Eta-Squared ( $\eta^2$ ), Omega-Squared ( $\omega^2$ ) e Epsilon-Squared ( $\epsilon^2$ ). Dada a preferência de uso na literatura pela Eta-Squared, essa será a medida utilizada para estimar o tamanho de efeito no presente experimento [13]. Além disso, para o ANOVA de uma única via ( $One\ Way$ ), Eta-Squared é equivalente ao  $Partial\ Eta$ -Squared e é dado por (2) [13]:

$$\eta^2 = \frac{SS_{Effect}}{SS_{Total}} \tag{2}$$

onde  $SS_{Total}$  é igual a somas dos quadrados totais e  $SS_{Effect}$  é a soma dos quadrados dos efeitos. O pacote effectsize do R permite calcular diretamente o  $\eta^2$  a partir da tabela de resultados do ANOVA [9].

A estimativa pontual obtida para o tamanho de efeito foi  $\eta^2 = 0, 45$ . Ao nível de confiança de 90%, tem-se ainda que o intervalo de confiança bilateral do tamanho de efeito é [0, 35; 0, 52].

Uma das maneiras mais usuais de analisar o tamanho de efeito *Eta-Squared* é convertê-lo para a estimativa f de Cohen, cujos valores são tabelados segundo interpretações qualitativas [2]:

• Pequeno:  $f \le 0, 10$ ;

• Médio:  $0, 10 < f \le 0, 25$ ;

• Grande:  $f \ge 0, 25$ .

A relação entre  $\eta^2$  e f é dada pela Equação (3) [13]:

$$\eta^2 = \frac{f^2}{1 + f^2} \tag{3}$$

Como a relação inversa é necessária, basta manipular algebricamente a Equação (3), de modo a obter a Equação (4):

$$f = \sqrt{\frac{\eta^2}{1 - \eta^2}} \tag{4}$$

Assim, tem-se uma estimativa pontual de tamanho de efeito grande e igual a f = 0,4978. Quanto ao intervalo de confiança bilateral ao nível de confiança de 90%, tem-se  $f \in [0,3745;\ 0,5941]$ . A relação entre os tamanhos de efeito das medidas  $f \in \eta^2$  no intervalo de confiança pode ser visualizada na Figura 4.

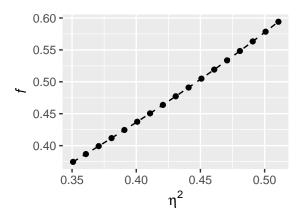


Figura 5: Relação entre o f de Cohen e o  $\eta^2$  no intervalo de confiança.

### Poder do Teste

Tendo em vista o número de grupos k=5, o número de amostras em cada grupo n=35, o nível de significância previamente estabelecido  $\alpha=0,05$  e o tamanho de efeito f=0,4978, torna-se possível verificar se a potência desejada do teste foi alcançada. Para tal, foi utilizado o método pwr.anova.test do pacote pwr [6].

```
##
##
        Balanced one-way analysis of variance power calculation
##
##
                 k = 5
                 n = 35
##
                  f = 0.4978336
##
         sig.level = 0.05
##
##
             power = 0.9999097
##
## NOTE: n is number in each group
```

O poder do teste foi bastante alto para o experimento conduzido ( $\pi=0,9999$ ), sendo substancialmente superior ao valor desejado ( $\pi^*=0,80$ ). Obter exatamente a potência desejada implicaria em detectar ganhos maiores ou iguais a f=0,2648, isto é, ter um tamanho de efeito mais próximo do que é considerado um tamanho de efeito médio.

```
##
##
        Balanced one-way analysis of variance power calculation
##
##
                  k = 5
##
                  n = 35
                  f = 0.2648026
##
         sig.level = 0.05
##
##
             power = 0.8
##
## NOTE: n is number in each group
```

#### Conclusões

A aplicação do Anova para comparação das médias dos rendimentos das ações, mostrou que havia distinção em pelo menos uma média, dentre os grupos avaliados. Com intuito de determinar onde essas diferenças se encontravam, foi realizado o teste de Tukey, que faz a comparação do tipo todos contra todos, e permite identificar, com base no valor de p, se as diferenças encontradas são estatisticamente significativas, ao nível de confiança de 95%. Nesse contexto, duas ações destacaram-se em relação às demais,  $A_2$  e  $A_4$ , porém, não apresentaram diferenças significativas quando comparadas entre si. Haja vista que além das médias, as variâncias das suas respectivas amostras também são estatisticamente iguais, somente com esses dados, não é possível inferir, estatisticamente, qual delas traria o maior retorno financeiro. Sendo assim, a fim de escolher dentre as duas, foi utilizado critérios que caracterizam o nível de risco ao investir nessas ações. Após essa análise, a ação  $A_4$  apresentou menor risco ao investimento perante a ação  $A_2$  e, portanto, é a indicação de investimento sugerida pelos membros do grupo.

#### Discussão de Melhorias

Quando se trata de investimentos em ações, alguns indicadores são sujeridos pelo mercado. No estudo em questão, após a análise dos rendimentos, foram observadas duas ações em destaque. Como sugestão para definição da mais indicada entre as duas, foi proposto o Índice de Preço sobre Lucro (P/L), porém para o cálculo deste indicador, entre outros parâmetros, é necessário conhecer o número de papéis que a empresa detentora destas ações disponibilizaram ao mercado, informação essa que não é possível de ser obtida.

Além isso, o mercado de ações apresenta características peculiares que indicam que este tipo de estudo deve ser aprofundado, visto que diversos fatores podem influenciar o valor de uma ação, desde a tomada de decisão da própria companhia detentora dos papéis, bem como parâmetros influenciados em termos governamentais, econômicos, ambientais, legislacionais, dentre outros. Dessa forma, para uma análise mais assertiva, maiores informações são demandadas.

#### Atividades Desempenhadas

A hipótese de teste foi definida em concordância com os três autores, bem como a definição de conversão dos preços de fechamento mensais em taxas de retorno mensais para melhor condução do experimento. O pré-processamento dos dados, a análise exploratória e a validação das premissas foram conduzidas pelo Pedro. A análise estatística, por sua vez, que inclui tanto a verificação da existência de diferenças entre as médias das cinco ações quanto o teste de comparações múltiplas a posteriori, foi realizada pelo Savio e pela Samara. A estimativa do tamanho de efeito e o cálculo do poder de teste foram elaborados pelo Pedro. Por fim, a Samara e o Savio concluiram o trabalho com as considerações finais e discussões de melhoria.

#### Referências

[1] AOV: Fit An Analysis Of Variance Model. https://www.rdocumentation.org/packages/stats/versions/3. 6.2/topics/aov, 2020. stats version v3.6.2.

- [2] Mohammad Al-Oudat, Miad Faezipour, and Ahmed El-Sayed. A Smart Intraocular Pressure Risk Assessment Framework Using Frontal Eye Image Analysis. EURASIP Journal on Image and Video Processing, 2018(1):90, 2018.
- [3] Stan Brown. Comparing More Than Two Means: One-Way ANOVA. https://brownmath.com/stat/anova1.htm, 2016. Acesso em: 03 set.
- [4] Felipe Campelo. Lecture Notes on Design and Analysis of Experiments. http://git.io/v3Kh8, 2018. Version 2.12; Creative Commons BY-NC-SA 4.0.
- [5] Eduardo Gontijo Carrano. Analysis of Variance (ANOVA), 2020. Notas de aula. Acesso em 07 set.
- [6] Helios de Rosario. Power Calculations For Balanced One-Way Analysis Of Variance Tests. https://www.rdocumentation.org/packages/pwr/versions/1.3-0/topics/pwr.anova.test, 2020. Documentation reproduced from package pwr, version 1.3-0.
- [7] Banco do Brasil S.A. Tabelas de rentabilidades. https://www.bb.com.br/pbb/pagina-inicial/voce/produtos-e-servicos/investimentos/tabela-de-rentabilidade/, 2020. Acesso em 31 ago.
- [8] Toro Investimentos. Como operar vendido: aprenda a investir em ações que estão em queda. https://blog.toroinvestimentos.com.br/operar-vendido, 2020. Acesso em 31 ago.
- [9] Lüdecke, Waggoner, and Makowski. effectsize: Indices of Effect Size and Standardized Parameters. https://CRAN.R-project.org/package=effectsize, 2019. Version 0.3.2.
- [10] Bruno Oliveira. Teste de Tukey para Comparações Múltiplas. https://operdata.com.br/blog/comparacoes-multiplas-teste-de-tukey/, 2019. Acesso em: 03 set.
- [11] R Development Core Team. Bartlett Test Of Homogeneity Of Variances. https://www.rdocumentation.org/packages/stats/versions/3.6.2/topics/bartlett.test. Documentation reproduced from package stats, version 3.6.2, License: Part of R 3.6.2.
- [12] R Development Core Team. Shapiro-Wilk Normality Test. https://www.rdocumentation.org/packages/stats/versions/3.6.2/topics/shapiro.test. Documentation reproduced from package stats, version 3.6.2, License: Part of R 3.6.2.
- [13] Soner Yigit and Mehmet Mendes. Which effect size measure is appropriate for one-way and two-way ANOVA models? A Monte Carlo simulation study. *Revstat Statistical Journal*, 16:295–313, 2018.
- [14] Achim Zeileis. Durbin-Watson Test. https://www.rdocumentation.org/packages/lmtest/versions/0.9-37/topics/dwtest. Documentation reproduced from package lmtest, version 0.9-37.