# Análise de Testes de Raiz Unitária

Beatriz Lima Silveira

# Importação de dados

```
library(tseries)
library(urca)
library(readr)

petro <- read.csv("data/d-petro95.00.dat", header=FALSE)

ibv_cbond <- read.csv("data/m-ibv94.01.dat", header=TRUE, sep = "")

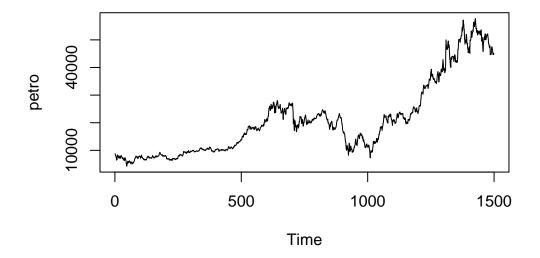
ibov <- ibv_cbond$IBOV

cbond <- ibv_cbond$CBOND</pre>
```

# Teste Aumentado de Dickey Fuller

Preços diários de ações da Petrobrás

```
ts.plot(petro)
```



O gráfico indica tendência.

```
adf_petro_trend <- ur.df(petro$V1, type="trend", selectlags="AIC")
summary(adf_petro_trend)</pre>
```

# 

Test regression trend

### Call:

lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + tt + z.diff.lag)

### Residuals:

Min 1Q Median 3Q Max -4416.3 -262.7 -12.8 272.0 7723.8

# Coefficients:

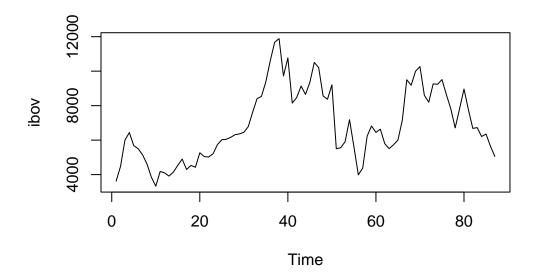
Estimate Std. Error t value Pr(>|t|) (Intercept) 7.611843 35.771269 0.213 0.8315

```
-0.005143
                       0.002435 -2.112
                                         0.0348 *
z.lag.1
            0.161336
                       0.075303
                                  2.142
                                         0.0323 *
tt
                                  4.645 3.7e-06 ***
z.diff.lag
            0.119332
                       0.025690
               0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Signif. codes:
Residual standard error: 688.1 on 1493 degrees of freedom
                              Adjusted R-squared: 0.01501
Multiple R-squared: 0.01699,
F-statistic: 8.601 on 3 and 1493 DF, p-value: 1.161e-05
Value of test-statistic is: -2.1121 2.1455 2.4644
Critical values for test statistics:
      1pct 5pct 10pct
tau3 -3.96 -3.41 -3.12
phi2 6.09 4.68 4.03
phi3 8.27 6.25 5.34
```

Como -2.1121 > -3.41, não rejeitamos a hipótese nula de que a série possui uma raiz unitária (não estacionária). Tendência é significativa ao nível de 5% (p-valor = 0.0323).

# Índice Bovespa

```
ts.plot(ibov)
```



Tendência não é óbvia.

```
adf_ibv_trend <- ur.df(ibov, type="trend", selectlags="AIC")
summary(adf_ibv_trend)</pre>
```

# 

Test regression trend

### Call:

lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + tt + z.diff.lag)

### Residuals:

Min 1Q Median 3Q Max -3510.2 -501.8 41.0 561.7 2222.9

# Coefficients:

Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) 822.21473 367.79373 2.236 0.0281 \*

```
0.05751 - 2.190
                                           0.0314 *
z.lag.1
             -0.12593
                                   0.279
                                           0.7806
tt
              1.32656
                         4.74630
              0.09034
                         0.11210
                                   0.806
                                           0.4227
z.diff.lag
                0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Signif. codes:
Residual standard error: 943.3 on 81 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.06469,
                                Adjusted R-squared:
                                                     0.03005
F-statistic: 1.867 on 3 and 81 DF, p-value: 0.1416
Value of test-statistic is: -2.1899 1.8396 2.7577
```

Como na estatística ADF, -2.1899 > -3.45 (valor crítico a 5%), não rejeitamos a hipótese nula de que a série possui uma raiz unitária (não estacionária). Intercepto é significativo ao nível de significância de 5% e a tendência não é. Na estatística Phi2, que testa a presença conjunta de intercepto e tendência,como 1.8396 < 4.88, não rejeitamos a hipótese nula de que o intercepto e a tendência são conjuntamente não significativos. Dado essas informações, um teste sem considerar tendência talvez seja mais adequado.

```
adf_ibv_drift <- ur.df(ibov, type= "drift", selectlags="AIC")
summary(adf_ibv_drift)</pre>
```

Critical values for test statistics:

1pct 5pct 10pct

tau3 -4.04 -3.45 -3.15 phi2 6.50 4.88 4.16 phi3 8.73 6.49 5.47

Test regression drift

Call:

lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + z.diff.lag)

Residuals:

Min 1Q Median 3Q Max

```
-3513.8 -523.4 39.3 555.3 2258.1
```

#### Coefficients:

```
Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) 828.23428 365.09285
                                  2.269
                                          0.0259 *
z.lag.1
             -0.11838
                         0.05048 -2.345
                                          0.0214 *
z.diff.lag
             0.08366
                         0.10891
                                  0.768
                                          0.4446
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 937.9 on 82 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.06379,
                               Adjusted R-squared:
F-statistic: 2.794 on 2 and 82 DF, p-value: 0.06704
```

Value of test-statistic is: -2.345 2.7513

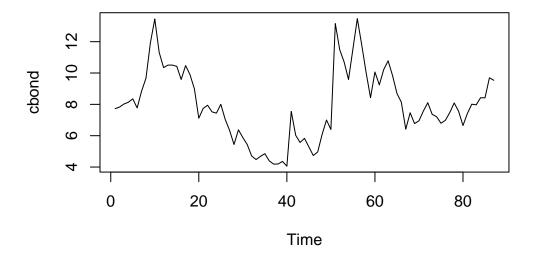
```
Critical values for test statistics:

1pct 5pct 10pct
tau2 -3.51 -2.89 -2.58
phi1 6.70 4.71 3.86
```

A estatística ADF (-2.345) é maior que o valor crítico a 5% (-2.89), então não rejeitamos a hipótese nula de que a série possui uma raiz unitária. Isso indica que a série não é estacionária. O intercepto é significativo (p-valor = 0.0259), indicando que a série flutua em torno de uma média não nula.

## Juros do C-bond brasileiro

```
ts.plot(cbond)
```



adf\_cbond\_trend <- ur.df(cbond, type="trend", selectlags="AIC")
summary(adf\_cbond\_trend)</pre>

Test regression trend

## Call:

lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + tt + z.diff.lag)

## Residuals:

Min 1Q Median 3Q Max -1.7746 -0.7396 -0.2920 0.4725 6.4903

### Coefficients:

Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) 1.1085104 0.5689597 1.948 0.0548 .
z.lag.1 -0.1391223 0.0608612 -2.286 0.0249 \*

A estatística ADF, -2.2859 > -3.45 (valor crítico a 5%), não rejeitamos a hipótese nula de que a série possui uma raiz unitária (não estacionária). Não há indicios de tendência e o intecepto aparenta ser marginalmente significativo (10%). Dado essas informações, um teste sem considerar tendência talvez seja mais adequado.

```
adf_cbond_drift <- ur.df(cbond, type = "drift", selectlags = "AIC")
summary(adf_cbond_drift)</pre>
```

Test regression drift

tau3 -4.04 -3.45 -3.15 phi2 6.50 4.88 4.16 phi3 8.73 6.49 5.47

```
Call:
```

lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + z.diff.lag)

#### Residuals:

Min 1Q Median 3Q Max -1.7847 -0.7380 -0.2818 0.4680 6.4926

Coefficients:

```
Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) 1.13052
                      0.49672
                                2.276
                                        0.0255 *
z.lag.1
           -0.13948
                      0.06033 -2.312
                                        0.0233 *
z.diff.lag -0.04052 0.11073 -0.366 0.7154
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 1.206 on 82 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.07295,
                             Adjusted R-squared:
F-statistic: 3.226 on 2 and 82 DF, p-value: 0.0448
Value of test-statistic is: -2.312 2.6876
Critical values for test statistics:
     1pct 5pct 10pct
tau2 -3.51 -2.89 -2.58
phi1 6.70 4.71 3.86
```

Com esse teste que considera apenas o intercepto, ele apresenta ser significativo ao nível de 5% (p-valor = 0.0255). Na estatística ADF, como -2.312 > -2.89 (valor crítico a 5%), não rejeitamos a hipótese nula de que a série possui uma raiz unitária (não estacionária).

# Teste de Phillips Perron

```
pp_petro <- ur.pp(petro$V1, type="Z-alpha", model="constant", lags="short")
summary(pp_petro)</pre>
```

#### Residuals:

Min 1Q Median 3Q Max -4542.1 -273.6 -24.1 264.8 7706.5

#### Coefficients:

Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) 34.64622 33.08668 1.047 0.295
y.ll 0.99950 0.00134 746.047 <2e-16 \*\*\*

---

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

Residual standard error: 693.4 on 1496 degrees of freedom Multiple R-squared: 0.9973, Adjusted R-squared: 0.9973 F-statistic: 5.566e+05 on 1 and 1496 DF, p-value: < 2.2e-16

Value of test-statistic, type: Z-alpha is: -0.8508

 $\begin{array}{ccc} & \text{aux. Z statistics} \\ \text{Z-tau-mu} & & 1.0638 \end{array}$ 

A estatística de teste (-0.8508) é maior que os valores críticos. Portanto, não rejeitamos a hipótese nula de que a série possui uma raiz unitária.

```
pp_ibv <- ur.pp(ibov, type="Z-alpha", model="constant", lags="short")
summary(pp_ibv)</pre>
```

### ####################################

 ${\tt Test \ regression \ with \ intercept}$ 

#### Call:

 $lm(formula = y \sim y.11)$ 

# Residuals:

Min 1Q Median 3Q Max -3459.3 -533.8 26.7 536.1 2347.2

#### Coefficients:

Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) 810.38921 349.20537 2.321 0.0227 \*
y.l1 0.88525 0.04835 18.309 <2e-16 \*\*\*
--Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 931.5 on 84 degrees of freedom Multiple R-squared: 0.7996, Adjusted R-squared: 0.7972 F-statistic: 335.2 on 1 and 84 DF, p-value: < 2.2e-16

Value of test-statistic, type: Z-alpha is: -10.2539

aux. Z statistics Z-tau-mu 2.3575

A estatística de teste (-10.2539) é menor que os valores críticos. Portanto, rejeitamos a hipótese nula de que a série possui uma raiz unitária.

```
pp_cbond <- ur.pp(cbond, type="Z-alpha", model="constant", lags="short")
summary(pp_cbond)</pre>
```

## #####################################

Test regression with intercept

Call:

 $lm(formula = y \sim y.11)$ 

Residuals:

Min 1Q Median 3Q Max -1.7411 -0.7580 -0.2597 0.4787 6.5078

Coefficients:

Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)

(Intercept) 1.17931 0.47335 2.491 0.0147 \*

y.11 0.85434 0.05729 14.913 <2e-16 \*\*\*

---

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

Residual standard error: 1.193 on 84 degrees of freedom Multiple R-squared: 0.7258, Adjusted R-squared: 0.7226 F-statistic: 222.4 on 1 and 84 DF, p-value: < 2.2e-16

Value of test-statistic, type: Z-alpha is: -11.2958

 $\begin{array}{ccc} & \text{aux. Z statistics} \\ \text{Z-tau-mu} & & 2.3749 \end{array}$ 

A estatística de teste (-11.2958) é menor que os valores críticos. Portanto, rejeitamos a hipótese nula de que a série possui uma raiz unitária.

# Considerações finais

O teste DF (e sua versão aumentada, o ADF) assume que os resíduos do modelo são não autocorrelacionados. O teste PP é não paramétrico, o que significa que ele não assume uma forma específica para a autocorrelação dos resíduos. O PP é mais robusto a problemas como autocorrelação e heterocedasticidade, mas pode ser menos preciso em amostras pequenas.