

# HOUVE UM RISCO DE CONTÁGIO NO BRASIL EM RELAÇÃO ÀS CRISES NA TURQUIA E NA ARGENTINA EM 2018?

---

Sérgio Ricardo de Brito Gadelha<sup>8</sup>

## 1. INTRODUÇÃO

Em 2018, Turquia e Argentina passaram por crises. No que se refere à Turquia, ao acelerar a economia por razões políticas, constatou-se o estabelecimento de, pelo menos, três desequilíbrios: desequilíbrios na conta corrente do balanço de pagamentos, elevada taxa de inflação e déficit público. Além disso, a forte desvalorização real da moeda da Turquia provocou turbulência nas demais economias de mercados emergentes do G20, indicando temores de contágio da crise turca principalmente nos países mais dependentes de capitais estrangeiros.

Fatos estilizados mostram que a baixa taxa de juros resulta em elevação da taxa de inflação e depreciação real da moeda. Essa depreciação cambial, por sua vez, pode impactar inúmeros passivos expostos à moeda estrangeira. Se o governo mantivesse o ajuste da economia turca, provavelmente haveria aumento da inadimplência e forte retração do crédito.

Em resumo, a Turquia tem o maior déficit em conta corrente do balanço de pagamentos do G-20, além de ser uma economia em superaquecimento e forte desvalorização cambial.

Por um lado, investidores e analistas defendiam que o Banco Central turco aumentasse as taxas de juros para defender sua moeda e controlar a inflação. Por outro lado, a resposta do governo turco se baseou em flexibilizar índices de reservas obrigatórias para os bancos, com o objetivo de conter a desvalorização da moeda nacional e evitar problemas de liquidez.

Quanto à Argentina, analistas de mercado argumentavam que a crise era resultante mais da velocidade de ajuste do que de excessos do crescimento. Isso se devia porque, dado o tratamento gradualista para a taxa de inflação, associado com a forte vulnerabilidade externa, a Argentina encontrava-se com acesso reduzido ao mercado internacional em um

---

<sup>8</sup> Doutor em Economia pela Universidade Católica de Brasília. Auditor-Federal de Finanças e Controle da Secretaria do Tesouro Nacional. No pós-doutorado em Economia na Universidade de Brasília, desenvolve estudos sobre: (i) modelos de economia política que buscam explicar como a interação entre eleitores, grupos de interesse, incentivos eleitorais e arcabouços institucionais afetam endogenamente a atividade econômica e a implementação de políticas; (ii) macroeconomia aplicada, com ênfase em crescimento econômico e ciclos reais de negócios. Atualmente, exerce suas atividades como Coordenador-Geral de Modelos e Projeções na Secretaria de Política Econômica do Ministério da Economia e é Professor no IDP.

momento em que as condições globais se deterioravam, afetando principalmente as economias de mercados emergentes.

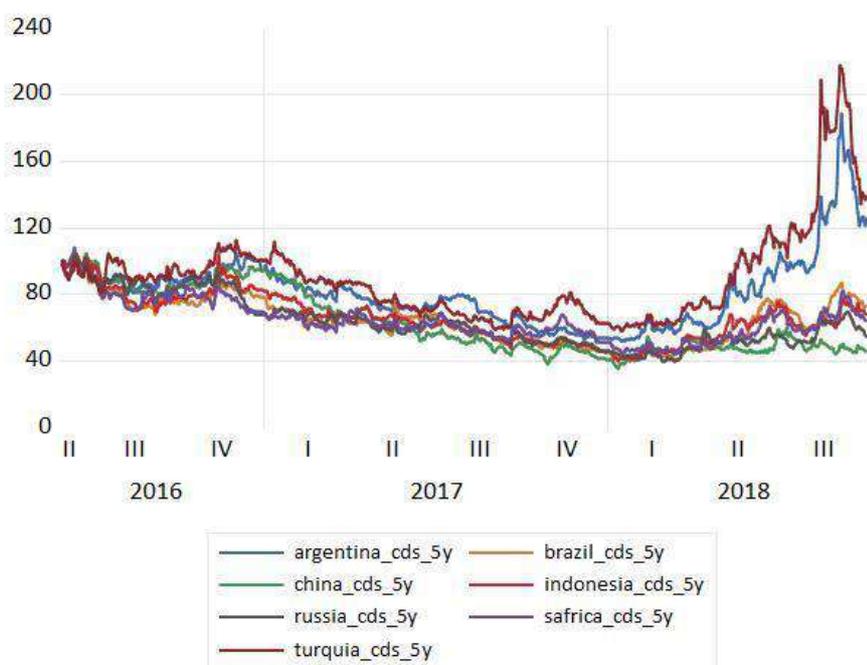
A proposta do presente estudo é realizar uma análise de correlação e de causalidade a fim de verificar se o Brasil, que é uma das economias de mercados emergentes no G-20 potencialmente vulneráveis a um aperto de condições financeiras externas, poderia sofrer contágio das crises da Turquia e da Argentina em 2018.

## 2. DESCRIÇÃO DOS DADOS E TRATAMENTO DAS VARIÁVEIS

Os dados consistem de observações diárias de séries históricas da variável **Credit Default Swap (CDS) de 5 anos**, abrangendo o período de 1º/06/2016 a 28/09/2018 (em que 1º/06/2016 = 100). Esses dados foram obtidos via plataforma Eikon da empresa Thomson Reuters, totalizando 608 observações. No que se refere à variável CDS, trata-se de um seguro, isto é, uma proteção que cobra parte do prejuízo em um possível não pagamento de um país aos investidores. Quanto menor for o CDS, maior a segurança de que o investidor terá de volta o que lhe é devido.

Neste estudo, utiliza-se o índice CDS 5 anos dos seguintes países emergentes no G-20: Rússia, Turquia, Indonésia, China, Argentina, África do Sul e Brasil.

Gráfico 1- Trajetória do CDS 5 anos



Fonte: Plataforma Eikon/Thomson Reuters

Os valores desse índice foram convertidos na forma de logaritmo natural com dois propósitos. Primeiro, a forma de logaritmo natural contribui para reduzir a variabilidade dos valores. Segundo, os coeficientes a serem obtidos a partir de uma estimação econométrica podem ser interpretados como elasticidades.

A primeira etapa dessa investigação empírica é analisar o grau de correlação entre o CDS 5 anos da Turquia com o restante dos países emergentes do G20. Uma das grandes contribuições da estatística para ampliar o entendimento humano sobre os fenômenos observados é a capacidade de medir a relação entre diferentes variáveis. Os coeficientes de correlação são métodos estatísticos para se **medir as relações entre variáveis** e o que elas representam. O que a correlação procura entender é como uma variável se comporta em um cenário onde outra está variando, visando identificar se existe alguma relação entre a variabilidade de ambas. Embora não implique em causalidade, o coeficiente de correlação exprime em números essa relação, ou seja, quantifica a relação entre as variáveis.

Dessa forma, a seguir, encontra-se transcrito a matriz de correlação linear das variáveis em análise<sup>9</sup>.

**Tabela 1 – Matriz de Correlação Linear**

	<i>Brasil</i>	<i>China</i>	<i>África do Sul</i>	<i>Argentina</i>	<i>Indonésia</i>	<i>Rússia</i>	<i>Turquia</i>
<i>Brasil</i>	1						
<i>China</i>	0,76	1					
<i>África do Sul</i>	0,91	0,79	1				
<i>Argentina</i>	0,84	0,47	0,70	1			
<i>Indonésia</i>	0,94	0,89	0,91	0,74	1		
<i>Rússia</i>	0,87	0,88	0,93	0,60	0,90	1	
<i>Turquia</i>	0,68	0,29	0,57	0,91	0,58	0,42	1

**Fonte:** elaboração do autor.

Ao se analisar os resultados constantes na segunda coluna da matriz de correlação, abaixo transcrita, observa-se que, quando se confronta o CDS 5 anos da Turquia e da Argentina, a correlação é positiva forte ( $r = 0,91$ ).

<sup>9</sup> Coeficiente de correlação = 1 (correlação positiva perfeita); Coeficiente de correlação entre 0,5 e 1 (correlação positiva forte). Coeficiente de correlação entre 0 e 0,5 (correlação positiva fraca); Coeficiente de correlação entre 0 e -0,5 (correlação negativa fraca); Coeficiente de correlação entre -0,5 e -1 (correlação negativa forte); Coeficiente de correlação = -1 (correlação negativa perfeita)

Entretanto, ao restringir a análise apenas para o Brasil, observa-se uma correlação positiva forte com todos os países, entretanto, a Turquia apresenta o menor coeficiente de correlação. Em outras palavras, a relação de variabilidade entre os CDS 5 anos de Brasil e Turquia é menor ( $r = 0,68$ ) do que essa mesma relação de variabilidade entre os CDS 5 anos de Brasil e Argentina ( $r = 0,84$ ).

### 3. RESULTADOS

Complementando a análise de correlação anteriormente realizada, será apresentado agora uma análise da relação de causalidade entre os CDS 5 anos desses países emergentes do G20. É importante que entenda o conceito de causalidade aqui utilizado. Utilizou-se aqui o teste de causalidade de Granger. O conceito de causalidade relacionado a esse teste está associado à ideia de precedência temporal. Causalidade de Granger significa que, se uma variável “z” causa uma variável “y” no sentido de Granger (isto é, “z” Granger-causa “y”), isso significa dizer que “z” é um previsor útil de “y”, de modo que variações em “z” devem preceder temporalmente variações em “y”.

Antes que se implemente a análise de causalidade de Granger, é necessário que se investigue as propriedades de estacionariedade das variáveis aqui analisadas. Os resultados do teste Saikkonen e Lütkepohl de raiz unitária com quebra estrutural endógena indicam que todas as variáveis são estacionárias em primeira diferença, isto é, tratam-se de variáveis integradas de ordem um,  $I(1)$ , ao nível de significância de 1%. A Rússia é a única exceção dado que apresenta estacionariedade em nível ao nível de significância de 5% e, por essa razão, será excluída da estimação econométrica. A Tabela A.1 do Anexo apresenta os resultados detalhados da análise de estacionariedade das variáveis aqui analisada. Esses resultados são apresentados também de forma resumida na Tabela 2 abaixo

**Tabela 2 – Teste SL de Raiz Unitária com Quebra Estrutural Endógena**

Variável	Ordem de Integração	Estacionariedade
Brasil	$I(1)$	Primeira diferença
China	$I(1)$	Primeira diferença
África do Sul	$I(1)$	Primeira diferença
Argentina	$I(1)$	Primeira diferença
Indonésia	$I(1)$	Primeira diferença
Rússia	$I(0)$ ou $I(1)$	Nível ou primeira diferença
Turquia	$I(1)$	Primeira diferença

**Fonte:** Elaboração do autor. I(0) significa estacionariedade em nível;  
I(1) significa estacionariedade em primeiras diferenças.

Uma vez constatado que as séries são estacionárias em primeiras diferenças, procedeu-se a análise de co-integração dessas séries segundo teste de co-integração de Johansen com quebra estrutural. Os resultados desse teste são reportados na Tabela A.2 do Anexo e indicam a existência de relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis analisadas, ou seja, não se rejeita a hipótese de presença de vetores co-integração.

A fim de identificar a relação causal e sua força entre os CDS 5 anos dessas economias de mercados emergentes do 20, estimou-se um modelo vetorial autorregressivo com mecanismo de correção de erros (modelo VEC), dada a constatação de existência de co-integração nas séries históricas dessas variáveis analisadas. Os resultados da análise de causalidade de Granger encontram-se reportados na Tabela 2 a seguir. Entretanto, pretende-se comentar os resultados relacionados apenas ao Brasil, Argentina e Turquia.

No caso do Brasil, observa-se uma ausência de relação de causalidade de Granger em relação aos demais países. Esse resultado indica que o Brasil não se encontrava vulnerável às crises da Turquia e da Argentina. O que pode explicar esse resultado? Em primeiro lugar, é interessante destacar que, naquele período, o volume expressivo de reservas internacionais no Banco Central do Brasil garantia ao Brasil um colchão maior de proteção para enfrentar volatilidades e maiores turbulências nos fluxos de entradas e saídas de dólares no país. O Brasil possuía reservas cambiais que se aproximavam de US\$ 380 bilhões quando eclodiu essas crises em 2018. Em segundo lugar, a parcela em dólar da dívida pública era extremamente baixa naquele momento (menos de 3%) E, por fim, o déficit em conta corrente (isto é, transações correntes) do balanço de pagamentos brasileiro também era baixo.

No que se refere à Argentina, observa-se uma relação de causalidade de Granger unidirecional do CDS 5 anos do Brasil para o CDS 5 anos da Argentina, ao nível de significância estatística de 1%. Esse resultado evidencia empiricamente a dependência econômica da Argentina em relação ao Brasil. Cabe lembrar que a Argentina é um dos principais parceiros comerciais do Brasil.

Quanto à Turquia, observa-se uma relação de causalidade de Granger unidirecional do CDS 5 anos da China e da Argentina ao CDS 5 anos da Turquia, aos níveis de significância estatística de 1% e 5%. Em outras palavras, a economia turca encontra-se mais vulnerável à conjuntura política e econômica da China e da Argentina, do que em relação aos demais mercados emergentes do G20.

**Tabela 3** – Resultados do teste de causalidade de Granger Aplicado ao VEC

Variáveis Independentes	Variáveis Dependentes					
	Brasil	China	África do Sul	Argentina	Indonésia	Turquia
Brasil	-	14,30886 [0,0064] <sup>(a)</sup>	13,-2598 [0,0111] <sup>(a)</sup>	12,64788 [0,0131] <sup>(a)</sup>	26,13444 [0,0110] <sup>(a)</sup>	4,695712 [0,3200]
China	0,299068 [0,9899]	-	6,127526 [0,1898]	1,466286 [0,8326]	15,97565 [0,0031] <sup>(a)</sup>	10,20624 [0,0371] <sup>(b)</sup>
África do Sul	1,605822 [0,8077]	16,20418 [0,0028] <sup>(a)</sup>	-	1,212959 [0,8760]	25,19325 [0,0000] <sup>(a)</sup>	3,938329 [0,4144]
Argentina	4,039857 [0,4006]	13,83679 [0,0078] <sup>(a)</sup>	16,98508 [0,0019] <sup>(a)</sup>	-	13,05439 [0,0110] <sup>(a)</sup>	43,97341 [0,0000] <sup>(a)</sup>
Indonésia	5,577866 [0,2330]	4,629144 [0,3275]	2,100908 [0,7172]	3,835568 [0,4287]	-	6,602270 [0,1585]
Turquia	0,351661 [0,9862]	0,385385 [0,9837]	18,91981 [0,0008] <sup>(a)</sup>	2,336753 [0,6741]	0,496293 [0,9739]	-

Fonte: Elaboração do autor.

(a) significa rejeição da hipótese nula de ausência de causalidade ao nível de significância de 1%. (b) significa rejeição da hipótese nula de ausência de causalidade ao nível de significância de 5%. Os valores em parênteses são os valores-p. Todos os outros valores são testes  $\chi^2$  da Causalidade de Granger. Inclusão de variável *dummy* de nível que assume valor 1 a partir de 30.04.2018, e valor zero no restante do período.

#### 4. CONSIDERAÇÕES FINAIS

A eficiência dos mercados financeiros sempre esteve presente na agenda de investidores, formuladores de políticas, reguladores e pesquisadores, uma vez que uma turbulência nesses mercados pode ter efeitos adversos em economias de mercados emergentes.

Em 2018, as crises na Turquia e na Argentina geraram preocupações no mercado financeiro internacional. As economias desses dois países possuíam uma inflação elevada e persistente, elevado déficit em conta corrente do balanço de pagamentos, e uma elevada

dívida em moeda estrangeira. Tratavam-se de características que tornavam essas duas economias vulneráveis do ponto de vista macroeconômico.

Contudo, os resultados empíricos aqui encontrados indicaram que não havia um risco de contágio das crises argentina e turca para a economia brasileira. Qual a explicação para essa situação? no caso do Brasil, a parcela em dólar da dívida é marginal, além do fato de que o país possui um volume expressivo de reservas internacionais e menor déficit em transações correntes do balanço de pagamentos em comparação com outras economias de mercados emergentes no G20. Esses fatores minimizaram a vulnerabilidade do Brasil em relação aos efeitos adversos atrelados ao cenário externo mais turbulento.

### **Anexo 1 – Análise de Estacionariedade**

O trabalho pioneiro de Perron (1989) ilustra a importância de se incluir uma quebra estrutural nos testes tradicionais de raízes unitárias, uma vez que esses testes possuem baixo poder na presença de quebras estruturais, tornando-se viesados no sentido da não rejeição da hipótese nula de existência de raiz unitária, mesmo quando a série é estacionária. Pesquisas posteriores mudaram a hipótese de Perron (1989) de que o ponto de quebra é conhecido a priori e adotaram um procedimento endógeno para determinar o ponto de quebra a partir dos dados. Nesse contexto, Saikkonen e Lütkepohl (2002) e Lanne, Lütkepohl e Saikkonen (2002, 2003) propõem que as quebras estruturais podem ocorrer ao longo de um número de períodos e expõe uma transição suave para um novo nível. Portanto, uma função de mudança de nível é acrescentada ao termo determinístico do processo gerador de dados. Além da possibilidade de se modelar quebra estrutural com uma variável dummy de impulso, a mudança na referida função pode ser: (i) uma variável dummy de mudança simples com data de mudança (*shift dummy*); (ii) baseada em uma função de distribuição exponencial que permite uma mudança gradual não linear para um novo nível começando no período (*exponencial shift*); (iii) uma função racional no operador de defasagem aplicado a uma dummy de mudança (*rational shift*). Saikkonen e Lütkepohl (2002) e Lanne, Lütkepohl e Saikkonen (2002, 2003) propuseram teste de raiz unitária baseado na estimação do termo determinístico por mínimos quadrados generalizados (GLS) e a subtração dessa tendência da série original. Em seguida, um teste ADF é desenvolvido para as séries ajustadas. Se a data da quebra é desconhecida, recomenda-se escolher de uma ordem de defasagens maior no primeiro passo e, então, obter a data de quebra que minimiza a soma dos erros quadrados generalizada do modelo em primeiras diferenças. A escolha do número ótimo de defasagens se baseia nos resultados apresentados pelo critério de informação de Akaike (AIC). Valores críticos do teste encontram-se tabulados por Lanne, Lütkepohl e Saikkonen (2002).

**Tabela A.1 – Teste SL de Raiz Unitária com Quebra Estrutura Endógena. Dados: séries históricas de CDS 5 anos, na forma de logaritmo natural**

Variável	Modelo	Tipo de Quebra	Data da Quebra	Estatística Teste	Lags
Brasil	C,T	<i>Rational Shift</i>	17.05.2017	-1,27	2
$\Delta$ Brasil	C,T	<i>Rational Shift</i>	17.05.2017	-4,36***	2
China	C,T	<i>Rational Shift</i>	19.03.2018	-2,49	3
$\Delta$ China	C,T	<i>Rational Shift</i>	27.06.2018	-7,87***	2
África do Sul	C,T	<i>Rational Shift</i>	14.08.2018	-2,30	2
$\Delta$ África do Sul	C,T	<i>Rational Shift</i>	19.03.2018	-8,36***	2
Argentina	C,T	<i>Rational Shift</i>	29.08.2018	-1,64	7
$\Delta$ Argentina	C,T	<i>Rational Shift</i>	12.08.2018	-7,05***	2
Indonésia	C,T	<i>Rational Shift</i>	11.10.2016	-1,20	2
$\Delta$ Indonésia	C,T	<i>Rational Shift</i>	13.11.2016	-6,41***	2
Rússia	C,T	<i>Rational Shift</i>	08.04.2018	-3,25**	1
$\Delta$ Rússia	C,T	<i>Rational Shift</i>	09.04.2018	-4,54***	2
Turquia	C,T	<i>Rational Shift</i>	12.08.2018	-1,09	2
$\Delta$ Turquia	C,T	<i>Rational Shift</i>	12.08.2018	-7,22***	2

Fonte: elaboração do autor.

1 - “Lags” significa defasagens. Variáveis na forma de logaritmos naturais. “C” significa constante. “T” significa tendência determinística. (\*\*\*) significância a 1%; (\*\*) significância a 5%; (\*) significância a 10%. Contagem inicial máxima de 10 defasagens.

2 - Valores críticos do teste de Saikkonen-Lutkepohl são os seguintes para modelo com constante e tendência determinística (Lanne *et al.* 2002): -3,55 (1%); -3,03 (5%) e -2,76 (10%).

Os resultados do Teste SL de raiz unitária com quebra estrutural endógena indicam que todas as séries são estacionárias em primeira diferença, com exceção da Turquia, a qual já adquiriu estacionariedade em nível.

## Anexo 2 – Análise de Cointegração

Johansen *et al.* (2000) demonstra como a tradicional análise de cointegração pode ser usada para identificar possíveis tipos de quebras estruturais. O autor propôs uma generalização do modelo de quebra na tendência e intercepto de Perron (1989), no contexto de séries temporais multivariadas. O autor mostra como a análise tradicional de cointegração pode ser usada para identificar alguns tipos de quebra estrutural, embora existam algumas diferenças conceituais como a necessidade de gerar uma nova tabela de resultados assintóticos. Johansen *et al.* (2000) demonstra que a partir desse aparato teórico é possível identificar e testar mudanças na tendência presente nos vetores de cointegração. Contudo, para usar esse tipo de análise tradicional, segundo o autor é necessário excluir as observações posteriores à quebra (previamente conhecida), através de *dummies* de impulso. O número de *dummies* corresponde ao número de defasagens do sistema e a inclusão dessas *dummies* implica na redução da amostra.

Os resultados da análise de co-integração encontram-se reportados na Tabela A.2 a seguir e confirmam a existência de uma relação de longo prazo entre as variáveis analisadas.

**Tabela A.2 – Resultados do teste de cointegração de Johansen com quebra estrutural (Johansen Trace Test).**

<i>rank</i> (r) co-integrante	LR	Valor-p	90%	95%	99%
$r = 0$	124,39	0,0365**	117,31	122,31	132,06
$r \leq 1$	82,57	0,2149	88,27	92,64	101,23
$r \leq 2$	44,32	0,7902	63,22	66,97	74,39
$r \leq 3$	24,75	0,8781	42,16	45,28	51,54
$r \leq 4$	12,27	0,8612	24,95	27,44	32,54
$r \leq 5$	2,56	0,9395	11,57	13,42	17,36

**Fonte:** elaboração do autor.

**Nota:** Modelo com constante. (\*\*\*) Significa rejeição da hipótese nula de posto  $r$  cointegrante ao nível de significância de 1%. (\*\*) Significa rejeição da hipótese nula de posto  $r$  cointegrante ao nível de significância de 5%. Selecionaram-se 2 (duas) defasagens ótimas, segundo os critérios de informação de Hannan Quinn (HQ) e *Final Prediction Error* (FPE). Inclusão de *dummies* de nível para 12/08/2018.

Confirmada a existência de co-integração, na etapa seguinte estimou-se um modelo VAR com as séries históricas de CDS 5 anos dos seguintes países: Brasil, China, África do Sul, Argentina, Indonésia e Turquia. Nesse modelo VAR, incluiu-se uma variável *dummy* que assume valor 1 a partir de 30 de abril de 2018 que, por meio da análise gráfica, trata-se do momento em que se observa uma nítida mudança da tendência das séries históricas dessa variável para a Argentina e Turquia. Além disso, essa variável *dummy* é compatível com as datas das quebras estruturais identificadas para Argentina e Turquia no teste de raiz unitária implementado anteriormente.

Após a estimação do modelo VAR, houve a necessidade de se verificar qual o número ótimo de defasagens para esse modelo. Apesar de que 4 critérios indicaram que esse número ótimo de defasagens é 2, nesse estudo optou-se pelo uso de 4 defasagens conforme apontado pela estatística teste LR modificada sequencial a fim de captar a dinâmica do sistema em modelagem, pois os dados são diários e o teste de causalidade de Granger é sensível ao número de defasagens.

**Tabela A.3 – Resultados da seleção ótima de defasagens para o modelo VAR/VEC**

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	3552.602	NA	2.90e-13	-11.84148	-11.75331	-11.80715
1	8960.440	10670.98	4.57e-21	-29.80749	-29.45483	-29.67018
2	9087.592	248.3506	3.37e-21*	-30.11235*	-29.49519*	-29.87206*
3	9121.828	66.18316	3.39e-21	-30.10645	-29.22479	-29.76319
4	9148.766	51.53307*	3.49e-21	-30.07614	-28.92999	-29.62990
5	9172.430	44.79466	3.64e-21	-30.03488	-28.62423	-29.48566
6	9189.032	31.09433	3.89e-21	-29.97001	-28.29486	-29.31781
7	9211.206	41.08623	4.07e-21	-29.92377	-27.98412	-29.16859
8	9238.607	50.21905	4.20e-21	-29.89501	-27.69086	-29.03685
9	9262.109	42.60238	4.38e-21	-29.85321	-27.38457	-28.89207
10	9289.804	49.64716	4.51e-21	-29.82543	-27.09229	-28.76132

Fonte: elaboração do autor.

## REFERÊNCIAS

LANNE, M; SAIKKONEN, P; LÜTKEPOHL, H. Comparison of unit root tests for time series with level shifts. **Journal of Time Series Analysis**, 23, p. 667-685, 2002.

SAIKKONEN, P; LÜTKEPOHL, H. Testing for a unit root in a time series with a level shift at unknown time. **Econometric Theory**, 18, p. 313-348, 2002.

JOHANSEN, S.; MOSCONI, R.; NIELSEN, B. Cointegration analysis in the presence of structural breaks in the deterministic trend. **Econometrics Journal**, v.3, p. 216-249, 2000.

PERRON, P. The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. **Econometrica**, v. 57, n. 6. p. 1361-1401, 1989.