

Tendência, quebra estrutural e persistência dos choques no preço da soja de 1960 a 2014*

Clarissa Black**

Doutoranda em Economia pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS), Pesquisadora em Economia da Fundação de Economia e Estatística (FEE)

Resumo

O objetivo deste artigo é analisar as seguintes características dinâmicas do preço real da soja: tendência de longo prazo, quebras estruturais e grau de persistência dos choques. No que concerne à tendência, inúmeros trabalhos testaram a Hipótese Prebisch-Singer (HPS) de deterioração dos preços das *commodities* em relação aos dos manufaturados, de forma agregada ou desagregada. Sob a ótica dos países exportadores de *commodities*, esse exercício se torna relevante, haja vista seus impactos nos termos de troca e na renda interna. Do ponto de vista do Brasil, é importante estudar o preço real do seu principal produto de exportação, pois analisar os termos de troca de forma agregada pode resultar em um considerável viés de agregação. Assim sendo, uma vez que o complexo soja — o qual inclui, além do grão, o farelo e o óleo de soja — é o principal grupo de produtos das exportações brasileiras, justifica-se estudar se há tendência, quebra estrutural e persistência dos choques no preço real da soja. A metodologia empregada é a análise univariada de séries temporais. As evidências sinalizam uma elevada persistência dos choques no preço real da soja, no período 1960-2014, com importante quebra estrutural em 1973. As estimativas indicam que o processo gerador dos dados é estacionário em diferença, com *drift* significativo e com o sinal de acordo com a HPS.

Palavras-chave: preço da soja; Hipótese Prebisch-Singer; quebra estrutural

Abstract

This paper aims at analyzing the following dynamic characteristics of real soybean prices: long-term trend, structural breaks and degree of persistence of shocks. As regards the trend, several studies have tested, in an aggregate or disaggregate way, the Prebisch-Singer hypothesis (PSH) of deterioration of commodity prices in relation to those of manufactured goods. From the perspective of commodity-exporting countries, this exercise becomes relevant, given its impact on the terms of trade and domestic income. From Brazil's point of view, it is important to study the real price of its main export product, for analyzing the terms of trade in an aggregate fashion can result in a considerable aggregation bias. Therefore, once the soybean complex — which includes, in addition to the grain, bran and soybean oil — is the main group of products of Brazil's exports, it is appropriate to study whether there is a trend, structural breaks and persistence of shocks in the real price of soybeans. The methodology used involves the univariate time series analysis. Evidence points to a high persistence of shocks in the real price of soybeans in the period 1960-2014, with a major structural break in 1973. Estimates indicate that the data generating process is stationary in difference, with significant drift and sign according to the PSH.

Keywords: soybeans price; Prebisch-Singer Hypothesis; structural breaks

* Artigo recebido em 20 out. 2015.
Revisora de Língua Portuguesa: Elen Jane Medeiros Azambuja

** E-mail: clarissa@fee.tche.br
A autora agradece aos(as) pareceristas anônimos(as) da revista pelas suas sugestões e ressalta que eventuais erros e omissões são de sua exclusiva responsabilidade.

1 Introdução

Os trabalhos de Prebisch (2011)¹ e de Singer (1950) tinham como principal preocupação estudar o crescente hiato entre a renda *per capita* das economias industrializadas e a dos países em desenvolvimento. A principal explicação dos autores era o comércio internacional: a especialização internacional em *commodities* excluiria a zona subdesenvolvida dos frutos do progresso técnico.

Isso ocorreria pelos seguintes motivos principais. Primeiramente, porque o progresso técnico estava concentrado no setor industrial. Em segundo lugar, porque, desde o final do século XIX, havia uma tendência de queda dos preços das *commodities* em relação às manufaturas — o que a literatura denominou Hipótese Prebisch-Singer² (HPS) — e isso agravaria a disparidade entre as regiões desenvolvidas e as regiões em desenvolvimento.

Inúmeros trabalhos procuraram testar a HPS, como, por exemplo, o de Spraos (1980) e o de Sapsford (1985), entre outros. Mas foi o artigo de Grilli e Yang (1988) que reacendeu o debate, pois os autores construíram novos indicadores de preços de *commodities* com abrangência desde o início do século XX e concluíram que o sinal encontrado por eles seria o mesmo que o da HPS.

Com esses novos indicadores, conjuntamente com o avanço nas técnicas econométricas de análise univariada, houve um grande número de trabalhos com conclusões divergentes entre si. A discussão presente na teoria econométrica de processos estacionários em tendência (TS) ou em diferença (DS) (Nelson; Plosser, 1982) e baixo poder dos testes de raiz unitária³ na presença de quebras estruturais (Perron, 1989, 1997; Zivot; Andrews, 1992) foram incorporadas nas discussões sobre a HPS, como, por exemplo, nos trabalhos de Cuddington e Úrzua (1989), Powel (1991), Cuddington e Wei (1992), Ardeni e Wright (1992), Cuddington (1992), Bleaney e Greenaway (1993), León e Soto (1997), Kellard e Wohar (2002), Ocampo e Parra (2003), Cuddington, Ludema e Jayasuriya (2002, 2007) e, mais recentemente, em Harvey *et al.* (2010), Ghoshray, Kejriwal e Wohar (2011) e Arezki *et al.* (2013).

A fonte para os dados na maior parte desses trabalhos são os índices construídos por Grilli e Yang (1988) — posteriormente atualizados por Pfaffenzeller *et al.* (2007) — com exceção de Harvey *et al.* (2010), os quais construíram um índice próprio, que engloba desde o século XVII para algumas *commodities*, e de Arezki *et al.* (2013), os quais também utilizaram esses dados.

A verificação da estacionariedade ou integração da série — em outras palavras, a avaliação do grau de persistência dos choques — é relevante tanto em termos estatísticos quanto em termos econômicos. Do ponto de vista estatístico, a estacionariedade é importante, pois, se a série for integrada, há o risco de a tendência estimada ser “espúria” (Granger; Newbold, 1974), além de as inferências baseadas em testes de hipótese não serem válidas (Gujarati, 2006). Sob o prisma econômico, a verificação se os choques são temporários ou persistentes se mostra importante para os países exportadores de *commodities*, para a eficácia da gestão dos seus fundos de estabilização⁴ (Cuddington; Urzúa, 1989; Deaton; Laroque, 1992). Nas palavras de Cuddington, Ludema e Jayasuriya (2007, p. 129, tradução nossa), “O risco implicado para produtores, exportadores e gestores de fundos de *commodities* é consideravelmente maior se se acredita que o verdadeiro modelo é DS”.

Para León e Soto (1997), o sucesso de programas que visem compensar períodos de queda nos termos de troca depende fortemente se a expectativa é de reversão rápida à média ou se os períodos de depressão terão longa duração. Nesse sentido, a gestão ótima de fundos de estabilização depende da natureza dos choques, da sua persistência e da velocidade com que se dissipam.

Para os países em desenvolvimento exportadores de *commodities*, torna-se fundamental estudar a evolução dos preços de suas exportações, pois isso impacta os seus termos de troca (Bleaney; Greenaway, 1993) e o seu crescimento econômico (Gruss, 2014).

¹ O ano original dessa obra é 1949.

² Alguns autores afirmam que Prebisch teria desenvolvido primeiro a tese de tendência à deterioração, enquanto outros afirmam que Singer teria sido o pioneiro. A maior parte da literatura considera o desenvolvimento da tese de modo simultâneo e autônomo pelos dois autores (Toye; Toye, 2003).

³ Segundo Gujarati (2006), os termos raiz unitária, não estacionariedade e passeio aleatório são entendidos como sinônimos. O nome raiz unitária se refere à situação na qual $|\rho| = 1$, ao considerar, por exemplo, o seguinte modelo: $Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t$. Por esse motivo, para verificar se uma série é estacionária, ou seja, se os choques são transitórios, é conveniente utilizar um teste de raiz unitária.

⁴ Fundos de estabilização podem ter diversos objetivos. No México e no Chile, por exemplo, eles têm sido usados para reduzir a prociclicidade da política fiscal em relação aos voláteis preços de *commodities*. A ideia é tornar esses fundos superavitários em períodos de *boom* de preços de *commodities* e deficitários em momentos de queda desses preços. Outros objetivos dos fundos de estabilização podem ser a distribuição mais equitativa entre gerações e a diminuição de desigualdade de renda, entre outros. (Sinnot; Nash; De La Torre, 2010). Cabe ressaltar que o Brasil não possui fundo de estabilização dessa natureza.

No caso do Brasil, que é um importante país exportador de *commodities*, mas que, ao mesmo tempo, tem uma economia relativamente mais diversificada do que seus pares, torna-se mais coerente analisar o preço real de seu principal produto de exportação, pois considerar os termos de troca de forma agregada pode resultar em um considerável viés de agregação.

Assim sendo, haja vista o complexo soja, o qual inclui, além do grão, o farelo e o óleo de soja, ser o principal grupo de produtos das exportações brasileiras⁵ — responsável por 14% das exportações de 2014 —, conforme dados do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC) (Brasil, 2015), justifica-se estudar, por meio de técnicas econométricas de análise univariada, se há tendência, quebra estrutural e persistência dos choques no preço internacional da soja. Esse é o objetivo deste artigo.

Para isso, este trabalho tem mais três seções além desta **Introdução**, das **Considerações finais** e das **Referências**. Na seção 2, apresenta-se uma revisão da literatura, na seção 3, aborda-se a metodologia empregada, a saber, teste de raiz unitária, especialmente o teste com possibilidade de quebra estrutural na hipótese nula e alternativa de Perron (1997); teste de mudança estrutural baseado nos resíduos recursivos de previsão um passo a frente e teste de previsão em *n*-passos. Destacamos que o preço da soja não faz parte do índice de Grilli e Yang (1988), assim sendo, utilizou-se, como fonte para os dados, o preço nominal mensal⁶ da soja em dólares por tonelada métrica e, como deflator, o Manufactures Unit Value (MUV) Index, ambos do World Bank (2015). Isso sinaliza a importância deste estudo, haja vista a ausência de uma análise — até o alcance do que conhecemos — da raiz unitária, da tendência e da quebra estrutural do preço anual da soja em termos reais, no período 1960-2014.⁷ Na seção 4, apresentam-se e analisam-se os resultados empíricos. As evidências encontradas sinalizam uma elevada persistência dos choques no preço real da soja, no período 1960-2014, com importante quebra estrutural em 1973. As estimativas indicam que o processo gerador dos dados (PGD) é estacionário em diferença, com *drift* significativo e com o sinal de acordo com a HPS, antes e após o período de quebra.

2 Revisão de literatura

Nesta seção, apresenta-se uma revisão da literatura de testes da Hipótese Prebisch-Singer posterior ao trabalho de Grilli e Yang (1988), a qual incorporou o debate da teoria econométrica na análise dos preços das *commodities* em relação aos dos manufaturados.

Na subseção seguinte, segue revisão de literatura que demonstra como evoluíram as técnicas de análise univariada, no que concerne ao problema da raiz unitária, ou seja, as diferentes implicações, quando o processo gerador dos dados (PGD) é estacionário em tendência ou estacionário em diferenças. Também abordam-se as principais limitações dos testes usuais de raiz unitária, em especial seu baixo poder na presença de quebras estruturais.

2.1 A Hipótese Prebisch-Singer

Os autores clássicos, como Marx, Ricardo, Mill, Malthus e Smith, estavam diante de um cenário de deterioração dos preços dos manufaturados em comparação com os preços de *commodities*, o qual predominou ao longo do século XIX.

Para Ricardo (1996)⁸, o preço de mercado dos produtos agrícolas era determinado pela produtividade das terras menos férteis. Mill (1996)⁹ afirmava que a determinação de preços agrícolas seguia a lógica dos custos crescentes e retornos decrescentes. Para Smith (1996)¹⁰, em condições de competição perfeita, os preços tanto de matérias-primas quanto de bens industriais tinham uma tendência decrescente, mas que era mais pronunciada

⁵ Cabe ressaltar que o complexo soja teve participação de 14% nas exportações totais do Brasil, em 2014, enquanto a soja em grão correspondeu a 10% das vendas externas. Se fosse analisada apenas a participação do grão, o minério de ferro seria a principal commodity exportada pelo Brasil, responsável por 11% das exportações brasileiras (Brasil, 2015).

⁶ Esses dados foram anualizados, conforme descrição na seção da metodologia.

⁷ Wang e Tomek (2004) analisaram a presença de raiz unitária para os preços semanal e mensal da soja, entre outras commodities, em termos nominais, no período 1960-2002. A diferença é que, neste estudo, utilizamos dados reais e anuais para o período 1960-2014.

⁸ O ano original dessa obra é 1817.

⁹ O ano original dessa obra é 1848.

¹⁰ O ano original dessa obra é 1776.

nos preços industriais, devido ao maior potencial de divisão do trabalho e à sua maior produtividade, em comparação à produção agrícola.

No entanto, na virada do século, a situação de deterioração dos preços dos manufaturados se inverteu. Diante disso, Prebisch (2011) e Singer (1950), com base na análise dos termos de troca do Reino Unido no período de 1876 a 1947, concluíram que os preços dos produtos básicos apresentavam tendência de deterioração *vis-à-vis* os preços dos produtos industriais. Como esse país era um exportador de manufaturas e importador de *commodities*, o inverso dos seus termos de troca serviria de *proxy* para os preços de produtos básicos em relação aos dos manufaturados, devido à escassez de dados na época.¹¹ A Tabela 1 apresenta os dados analisados por Prebisch (2011).

Tabela 1

Relação entre os preços dos produtos primários e dos artigos finais da indústria

PERÍODO	QUANTIDADE DE ARTIGOS FINAIS DA INDÚSTRIA QUE É POSSÍVEL COMPRAR COM DETERMINADA QUANTIDADE DE PRODUTOS PRIMÁRIOS
1876-1880	100,00
1881-1885	102,40
1886-1890	96,30
1891-1895	90,10
1896-1900	87,10
1901-1905	84,60
1906-1910	85,80
1911-1913	85,80
1921-1925	67,30
1926-1930	73,30
1931-1935	62,00
1936-1938	64,10
1946-1947	68,70

FONTE: Prebisch (2011, p. 103).

NOTA: 1. Preços médios de importação e exportação, respectivamente, de acordo com dados do *Board of Trade*.

2. Base: 1878-1880 = 100.

A Tabela 1 apresenta uma deterioração nos termos de troca das *commodities* em relação às manufaturas¹², no período 1876-1947. Segundo Rodríguez (2009), há pelo menos duas diferentes explicações para a queda dos preços nos trabalhos de Prebisch: a “versão ciclos”, presente nos seus primeiros textos, de 1949 e 1950, e a “versão industrialização”, em seu artigo de 1959 para a **American Economic Review**. Essas diferentes explicações, tanto do ponto de vista da amplitude de seu conteúdo como pelos seus diferentes instrumentos de análise, explicam uma série de confusões na literatura.

Na “versão ciclos”, a tendência à deterioração dos preços primários em relação aos manufaturados tem seu fundamento nas diferenças quanto à estrutura do mercado de trabalho das regiões industrializadas e dos países em desenvolvimento e no impacto dessas diferenças ao longo dos ciclos econômicos. A ausência de excesso de mão de obra e a presença de organizações sindicais nas economias centrais impediriam que, nos momentos descendentes dos ciclos, os salários dos trabalhadores das regiões centrais caíssem. Além disso, os empresários dos países desenvolvidos também seriam capazes de impedir uma perda superior das receitas, por meio, por exemplo, de ações no sentido de limitar a concorrência.

Já na “versão industrialização”, a principal explicação para a deterioração está no diferencial de elasticidade-renda da demanda por produtos manufaturados e produtos básicos e na imposição da Lei de Engel.

Ocampo e Parra (2006) ressaltam duas importantes diferenças entre a primeira e a segunda versão para a deterioração de preços. Para a “versão industrialização”, a pressão descendente nos preços reais de *commodities* é gerada através dos mercados de produtos, por meio dos termos de troca do **comércio**¹³, enquanto, na “versão

¹¹ Spraos (1980) ressalta que as exportações britânicas eram calculadas sem custos de transporte, enquanto as importações eram calculadas com esses custos. Assim sendo, uma redução no custo do transporte melhoraria automaticamente os termos de troca britânicos. Outro problema destacado pelo autor é que uma melhoria qualitativa dos produtos manufaturados tende a elevar seu preço. Outro ponto a se levar é o fato de que os países industrializados também exportam *commodities*.

¹² Outra característica desfavorável dos preços das *commodities* é a sua maior volatilidade, se comparada aos preços dos produtos industriais, o que pode inibir investimentos frente a uma maior incerteza quanto aos fluxos de renda futuros.

¹³ Razão entre preços das exportações e importações.

ciclos”, a pressão é gerada nos mercados de fatores, por intermédio dos termos de troca **fatoriais**¹⁴, com impactos indiretos nos termos de troca do comércio, via elevação dos custos de produção.

Outra importante diferença entre as duas versões é que a “versão industrialização” se aplica à relação entre produtos primários e manufaturas, enquanto a “versão ciclos” reflete uma relação de preços entre produtos com origem nos países centrais e produtos com origem nos países periféricos. Assim, na “versão ciclos”, não importa a natureza do produto, mas, sim, a sua origem. Essa última, como se pode verificar, converge para o tipo de análise também presente em Lewis (1977) e Emmanuel (1978).

Por sua vez, Singer (1950) alegava que o poder de monopólio no setor industrial impediria que o progresso técnico diminuísse os preços. Além disso, o progresso técnico era poupador de matéria prima, e isso, juntamente com o uso de produtos sintéticos, exerceria pressões descendentes na demanda e nos preços dos insumos industriais agrícolas. Ademais, o autor também enfatizava o diferencial de elasticidades entre produtos básicos e manufaturados, com tendência de os primeiros assumirem uma proporção cada vez menor da renda à medida que a renda se elevasse.

Essas ideias forneceram uma justificativa e um embasamento teórico à industrialização e aos processos de substituição de importação na América Latina. Apesar de elas suscitarem questionamentos que vão muito além de apenas testar a existência (ou não) de uma tendência (determinística ou estocástica) de longo prazo dos preços das *commodities* em relação aos manufaturados, esse exercício se justifica, especialmente para os países dependentes das exportações de produtos básicos.

Feita essa ressalva, no que alude aos testes da HPS, os resultados têm sido os mais diversos e tendem a evoluir em simultâneo aos avanços na teoria econométrica. No que concerne a essa literatura, Cuddington, Ludema e Jayasuriya (2007) a separam em dois grupos: os trabalhos anteriores ao de Grilli e Yang (1988)¹⁵ e os trabalhos posteriores. Uma interessante revisão da literatura pode ser encontrada, por exemplo, em Greenaway e Morgan (1999).

Nos trabalhos posteriores ao de Grilli e Yang (1988), há incorporação de discussões referentes à raiz unitária, à quebra estrutural e às modernas técnicas econométricas de análise univariada, a serem apresentadas na próxima subseção. Alguns desses trabalhos, suas diferentes metodologias e suas conclusões, muitas vezes conflitantes, podem ser verificados no Quadro 1.

Grilli e Yang (1988) construíram um índice aritmético de 24 *commodities* exceto combustíveis para o período 1900-86, com dados anuais e pesos atribuídos conforme sua participação no comércio mundial, com base em 1977-79. O deflator escolhido foi o Manufactures Unit Value Index, do Banco Mundial, o qual corresponde ao valor unitário dos produtos manufaturados exportados pelos países industriais para os países em desenvolvimento.

A principal conclusão dos autores é que houve uma tendência log-linear de queda do índice geral de preços de *commodities*, no período 1900-86, de 0,6 por cento ao ano para *commodities* exceto combustíveis e de 0,5 por cento para as *commodities* como um todo, com a consideração de uma quebra estrutural no ano de 1921. Assim sendo, os autores confirmam o sinal, mas não a intensidade da tendência de Prebisch.¹⁶

¹⁴ Relação entre a renda dos fatores de produção inserida nas exportações e nas importações. Um modo de calcular essa relação é ajustar os termos de troca do comércio, para levar em consideração a produtividade dos fatores ou analisar a relação entre custos de fatores (principalmente trabalho) das economias periféricas e centrais (OCAMPO; PARRA, 2006).

¹⁵ Thirlwall e Bergevin (1985), Spraos (1980), Sapsford (1985), entre outros.

¹⁶ Os autores fazem duas importantes ressalvas: primeiramente, a evolução dos termos das *commodities* não combustíveis não é igual aos termos de troca do comércio dos países em desenvolvimento exportadores de *commodities* não combustíveis. Isso porque a participação de cada produto nas exportações e nas importações de cada país tende a diferir da participação de cada produto no comércio mundial. Ademais, os países em desenvolvimento não exportam apenas *commodities* e não importam somente manufaturas. Em segundo lugar, a queda nos termos de troca do comércio (P_x/P_m) dos países em desenvolvimento pode ser mais que compensada pela melhoria dos termos de troca da renda ($P_x Q_x/P_m$), esse último denominado poder de compra das exportações. Foi o que ocorreu com os países em desenvolvimento após a Segunda Guerra Mundial (Grilli; Yang, 1988). Para mais detalhes acerca dos diferentes conceitos dos termos de troca, ver Scandizzo e Diakosawas (1987).

Quadro 1

Testes da Hipótese de Prebisch-Singer posterior ao trabalho de Grilli Yang (1988)

PRINCIPAIS TRABALHOS	ÍNDICE DE PREÇOS	METODOLOGIA	TENDÊNCIA DE QUEDA NOS PREÇOS REAIS DAS COMMODITIES
Grilli e Yang (1988)	Agregado e subgrupos	O teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF) rejeita a hipótese nula de raiz unitária, assim, realizam teste de tendência determinística.	Não rejeita.
Cuddington e Úrzua (1989)	Agregado	Teste de tendência determinística com quebra estrutural e testes de raiz unitária de Perron (1989).	Rejeita. Preços de <i>commodities</i> seguem um processo de raiz unitária sem <i>drift</i> .
Powel (1991)	Agregado	Relação de cointegração ente o preço das <i>commodities</i> exceto combustíveis e os preços dos manufaturados indica que os termos de troca das <i>commodities</i> são estacionários com três quebras.	Rejeita. Há três quebras estruturais, em 1921, 1938 e 1975, e inexistência de uma tendência contínua.
Cuddington e Wei (1992)	Agregado	Criam um índice geométrico em vez de um índice aritmético.	Rejeita. A tendência estimada é não significativa, ao considerar que o modelo apropriado pode ser TS ou DS.
Ardeni e Wright (1992)	Agregado	Modelo de tendência e ciclo	Não rejeita.
Cuddington (1992)	Desagregado (26 <i>commodities</i>)	Verifica se as séries são TS ou DS por meio de teste de raiz unitária, com possibilidade de uma quebra estrutural definida <i>a priori</i> , conforme Perron (1989).	Rejeita para 21 <i>commodities</i> (16 são DS e 5 são TS com tendência positiva). Apenas 5 são TS com tendência negativa.
León e Soto (1997)	Agregado	Teste de raiz unitária de Zivot e Andrews (1992) e teste não paramétrico de medida de persistência de Lo e McKinley (1989), por meio da comparação da variância do componente permanente com a variância das inovações.	Não rejeita. 17 <i>commodities</i> têm tendência negativa.
Kellard e Wohar (2002)	Desagregado (24 <i>commodities</i>)	Teste de raiz unitária, com possibilidade de dois pontos de quebra estimados (Lumsdaine; Papell, 1997). A estimação dos coeficientes MA das séries DS próximos de um indica problema de sobrediferenciação.	Rejeita. 23 <i>commodities</i> são TS, com 12 <i>commodities</i> com tendência negativa em 50% ou mais de tempo.
Cuddington, Ludema e Jayasuriya (2002, 2007)	Agregado	Dada a incerteza quanto à presença ou não de raiz unitária, os autores calculam um modelo DS e outro TS com, no máximo, duas possíveis quebras estruturais estimadas por resíduos recursivos.	Rejeita. Se DS for o modelo correto, não há <i>drift</i> . Se TS for o modelo correto, a tendência é não significativa. As evidências indicam que o processo é caracterizado por raiz unitária, com quebra de nível em 1921.
Ocampo e Parra (2003)	Agregado, subgrupos e desagregado (24 <i>commodities</i>)	Teste de raiz unitária não paramétrico, conforme León e Soto (1997), com estimação recursiva para calcular a razão entre a variância da inovação e a variância da série. Utilização de <i>dummies</i> para avaliar a possibilidade de duas quebras estruturais.	Não rejeita, ao considerar deterioração passo a passo com quebra estrutural em 1920. Seis <i>commodities</i> são DS. Para duas <i>commodities</i> , o teste é inconclusivo, e o restante é TS.
Harvey <i>et al.</i> (2010)	Desagregado (25 <i>commodities</i>)	Estatística para testar tendência linear quando o processo é I(0) ou I(1), conforme Harvey, Leyborne e Taylor (2007), e teste de tendência com quebras, sem necessidade de afirmar <i>a priori</i> se a série é I(0) ou I(1), conforme Harvey, Leyborne e Taylor (2009).	Não rejeita. Para uma porção significativa das <i>commodities</i> (11 séries), há tendência de deterioração no longo prazo.
Ghoshray, Kejriwal e Wohar (2011)	Desagregado	Teste de tendência com quebras, sem necessidade de afirmar <i>a priori</i> se a série é I(0) ou I(1), conforme Kejriwal e Perron (2010).	Rejeita. A maioria das séries é TS, mas poucas têm tendência negativa.
Arezki <i>et al.</i> (2013)	Desagregado (25 índices de <i>commodities</i> construídos por Harvey <i>et al.</i> (2010)).	Teste para a presença de múltiplas quebras, conforme Bai e Perron (1998), e teste de estacionariedade em painel, conforme Arezki <i>et al.</i> (2013), o qual permite múltiplas quebras.	Não rejeita. A maioria das séries apresenta tendência negativa.

NOTA: Elaboração da autora com base nos trabalhos citados.

Dentre os trabalhos que rejeitam a HPS, destaca-se o estudo de Cuddington, Ludema e Jayasuriya (2007). Os autores ressaltam que, mesmo que o índice de Grilli e Yang (1988) visualmente não apresente estacionariedade, é fundamental identificar sua origem, pois não necessariamente ocorrerá em razão de uma tendência determinística.

Segundo os autores, as origens da não estacionariedade podem ser: (a) tendência determinística (não estacionário em média, mas estacionário em variância); (b) processo de raiz unitária com ou sem *drift*; (c) quebras estruturais no intercepto ou na inclinação; e (d) instabilidade geral nos parâmetros.

A ideia principal de Cuddington, Ludema e Jayasuriya consiste na apropriada escolha do modelo, ou seja, se é DS ou TS. No entanto, a definição do correto PGD pode tornar-se viesada na presença de quebras estruturais. A correta identificação da presença de mudanças nos parâmetros, por sua vez, pressupõe a estacionariedade da série, haja vista o risco de estimação espúria das quebras estruturais. Como, então, resolver esse problema circular?

Dada a incerteza quanto à presença ou não de raiz unitária, os autores estimaram um modelo DS e outro TS com, no máximo, duas possíveis quebras estruturais identificadas com base em resíduos recursivos. Se DS for o modelo correto, os autores concluem que não há *drift*. Já se TS for o apropriado PGD, a tendência mostra-se não significativa. Diante disso, concluem que a HPS não é corroborada pelo seu estudo.

Já para Ocampo e Parra (2003), a série do índice geral de *commodities* de Grilli e Yang (1988) é estacionária, mas sem uma tendência determinística significativa. Assim, a queda de preços ocorreria “passo-a-passo”, com importante quebra estrutural em 1920.

Conforme o Quadro 1, apesar das diferentes estratégias metodológicas dos pesquisadores e dos diversos resultados para uma mesma base de dados, um ponto comum entre os trabalhos é a identificação de quebras estruturais em boa parte da literatura, especialmente ao redor de 1920, como efeito da Primeira Guerra Mundial nos preços internacionais de *commodities*.

No que concerne ao preço da soja — ausente na maior parte das análises, especialmente naquelas presentes no Quadro 1 —, Wang e Tomek (2004) testaram a presença de raiz unitária para o seu preço nominal em termos semanais e mensais, no período 1960-2002. A conclusão dos autores é que o preço nominal da soja é estacionário em tendência, com importante quebra estrutural entre dezembro de 1972 e janeiro de 1973.

2.2 Processos estocásticos e determinísticos, raiz unitária e possibilidade de quebra estrutural

Antes do artigo de Nelson e Plosser (1982), uma prática comum na macroeconomia consistia na decomposição de elementos não observáveis, como o componente secular e o ciclo. Esse último era interpretado como transitório ou, em outras palavras, estacionário. Assim, como as flutuações não seriam permanentes, qualquer movimento não estacionário seria atribuído apenas à tendência determinística.

A importante contribuição dos autores é quanto à possibilidade de um movimento secular ser estocástico ao invés de determinístico, como, por exemplo, no caso do passeio aleatório com *drift*. Nesse caso, os choques seriam permanentes e não transitórios, com elevado nível de persistência.

Assim sendo, ao demonstrar que os choques têm efeito permanente e não transitório nas principais séries macroeconômicas, Nelson e Plosser contestam a visão tradicional dos ciclos de negócios. Em termos formais, propõem a existência de dois tipos de modelos: o estacionário em tendência e o estacionário em diferença, conforme (1) e (2).

Estacionário em tendência (TS):

$$\begin{aligned} y_t &= \alpha + \beta_t + e_t \\ \delta(L)e_t &= \gamma(L)\varepsilon_t \text{ com } \varepsilon_t \sim i.i.d(0, \sigma^2), \end{aligned} \quad (1)$$

Estacionário em diferença (DS):

$$\begin{aligned} (1-L)y_t &= \beta + d_t \\ \phi(L)d_t &= \theta(L)u_t \text{ com } u_t \sim i.i.d(0, \sigma^2) \end{aligned} \quad (2)$$

O modelo em (1) é um processo estocástico estacionário com média zero, somado a uma tendência determinística. Os polinômios $\delta(L)e_t = \gamma(L)\varepsilon_t$ satisfazem a condição de estacionariedade e invertibilidade, conforme modelagem de Box, Jenkins e Reinsel (1994). A principal propriedade desse processo é a chamada “reversão à taxa de crescimento média”, algum tempo após a ocorrência de determinado choque (Hamilton, 1994).

O modelo em (2), por outro lado, é caracterizado pela necessidade de tomar a primeira diferença da série para torná-la estacionária. Nele, $(1-L)$ é o operador de diferença, e os polinômios $\phi(L)d_t$ e $\theta(L)u_t$ devem ter raízes fora do círculo unitário, para serem estacionários e invertíveis respectivamente. O exemplo mais simples na classe de modelos DS é o passeio aleatório com *drift*, para o qual $\phi_1 = 1$ e $\beta \neq 0$. Caso não seja tomada a primeira diferença, a variância cresce sem limites e tende a “explodir”.

Essa diferenciação conceitual é primordial, pois, se o PGD for DS, qualquer estimativa significativa de tendência temporal — ou seja, considerar que o processo é TS — teria grandes chances de ser “espúria” (Granger; Newbold, 1974). Por sua vez, tomar a primeira diferença de uma série TS acrescenta um componente de média móvel (MA) não invertível ao processo, o que não é desejável.

Dada essa distinção, evidências em favor da HPS seriam $\beta_t < 0$ no modelo TS e $\beta < 0$ no caso DS. Os autores alegam que a inspeção visual das séries, assim como dos seus correlogramas, não permite distinguir se uma série é TS ou DS. Assim sendo, sugerem recorrer a um teste de raiz unitária. No entanto, esses testes apresentam resultados imprecisos em pequenas amostras e têm baixo poder na presença de quebra estrutural.

Se a quebra estrutural ocorrer no início da amostra, o teste Dickey-Fuller Aumentado é viesado no sentido de uma falsa rejeição da hipótese nula de raiz unitária, quando o PGD é raiz unitária com quebra estrutural, conforme ressaltam Leybourne, Mills e Newbold (1998, *apud* Cuddington, Ludema e Jayasuriya, 2007)¹⁷.

Se houver quebra estrutural no meio ou no final da série, os usuais testes de raiz unitária, como o ADF e o Phillips-Perron (PP) (1988), têm baixo poder (alta probabilidade de erro tipo II, ou seja, baixa capacidade de rejeitar a hipótese nula de raiz unitária, quando, na verdade, deveriam rejeitá-la). Vale ressaltar que os testes têm baixo poder mesmo na ausência de quebras, especialmente quando os coeficientes estimados são próximos de 1, como, por exemplo, 0,9.¹⁸

Para contornar o baixo poder do teste, Kwiatkowski *et al.* (1992), que forma o acrônimo KPSS, inverteu o papel da hipótese nula, que passou a testar a estacionariedade e não mais a raiz unitária.

Quanto à presença de quebra estrutural, Perron (1989), ao analisar o preço do petróleo, verificou que os usuais testes de raiz unitária seriam viesados no sentido de não rejeitar a hipótese nula de raiz unitária, quando o correto PGD seria estacionariedade com quebra estrutural. Sendo assim, Perron (1989) sugeriu testar a hipótese nula de um processo DS com quebra estrutural *versus* a hipótese alternativa de TS com quebra.

O autor considerou três possíveis tipos de quebras estruturais: uma mudança no intercepto, uma alteração na inclinação ou ambas as situações. Como esses três modelos são aninhados, e o terceiro engloba os dois primeiros por meio da imposição de restrições, apresenta-se apenas o modelo C, com quebra estrutural em TB ($1 < TB < T$).

Hipótese nula

DS com quebra no nível e no crescimento:

$$d(\ln(y_t)) = \alpha_2 d(D_{TB})_t + \beta_1 + \beta_2 D_{TB} + v_t \quad (3)$$

Hipótese alternativa

TS com quebra no intercepto e na inclinação da tendência:

$$\ln(y_t) = \alpha_1 + \alpha_2 D_{TB} + \beta_1 t + \beta_2 (t - TB) D_{TB} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Nos modelos em (3) e (4), d representa a primeira diferença da série; D_{TB} representa uma *dummy* de mudança de nível, enquanto a sua primeira diferença $d(D_{TB})$ representa uma *spike dummy*¹⁹. Considera-se $D_{TB} = 1$ para o período igual ou posterior à data de quebra estrutural e 0 no caso contrário.

No *crash model* de Perron (1989), há uma mudança repentina no nível das séries, ou seja, $\alpha_2 \neq 0$ e $\beta_2 = 0$. Já no *breaking trend model*, $\alpha_2 = 0$ e $\beta_2 \neq 0$, o que representa uma mudança na taxa de crescimento da tendência determinística, no caso TS, e uma alteração no *drift*, no caso DS. O modelo C, representado pelas equações (3) e (4), é uma combinação das duas situações.

Pode-se afirmar que esse teste tem os mesmos princípios do Teste de Chow (1960) de mudança estrutural. A importante limitação do teste de Perron (1989) é quanto à definição *a priori* da exata data de quebra e da possibilidade de apenas uma quebra. Conforme Christiano (1992), a escolha exógena do ponto de quebra, em vez de estimá-lo, pode levar a falsas inferências.

Frente à primeira limitação do teste, Zivot e Andrews (1992) desenvolveram um teste de estacionariedade que determina o ponto de quebra, o qual maximiza a chance de rejeição da hipótese nula de raiz unitária. No entanto, esse teste também considera apenas uma quebra e não é propriamente um teste de quebra estrutural, mas, sim, um teste de raiz unitária com possibilidade de quebra que dá maior peso à rejeição da hipótese nula. Essa

¹⁷ LEYBOURNE, S. J.; MILL, T. C.; NEWBOLD, P. Supius Rejections by Dickey-Fuller Tests in the Presence of a Break under the Null. *Journal of Econometrics*, Amsterdam, v. 87, p. 191-203, 1998.

¹⁸ Para demais limitações dos testes de raiz unitária, ver Enders (2010).

¹⁹ Poder-se-ia representar a *spike dummy* de duas formas: (a) como $d(D_{TB})$, ou seja, a primeira diferença de (D_{TB}) , com $D_{TB} = 1$ para $t \geq TB$; ou, ainda, (b) como DV_{TB} , na qual $DV_{TB} = 1$ para $t = TB$ e $DV_{TB} = 0$ para $t \neq TB$.

literatura foi estendida para a consideração de dois pontos de quebra desconhecidos, como, por exemplo, em Lumsdaine e Papell (1997) e Mehl (2000). A principal crítica a esses testes é que eles consideram apenas a possibilidade de quebra estrutural na hipótese alternativa.

Diante disso, Perron (1997) desenvolveu um teste de raiz unitária com estimação do ponto de quebra de forma endógena, o qual buscou incorporar, também na hipótese nula, a possibilidade de quebra, de modo a superar uma das limitações de Zivot e Andrews (1992). O Teste de Perron (1997) baseia-se nos modelos A, B e C de Perron (1989) e nos métodos *Innovation Outlier* e *Additive Outlier*.²⁰ No entanto, conforme Cuddington, Ludema e Jayasuriya (2002), esses testes não são propriamente de estimação da quebra estrutural, mas, sim, buscam resolver a incerteza quanto à presença ou não de raiz unitária.

Em suma, argumenta-se que a correta identificação do processo, seja ele DS, seja ele TS, pode ficar viesada se houver quebras estruturais. Por outro lado, como a determinação de quebras supõe a estacionariedade da série, há um problema circular já citado anteriormente: para definir se a série tem raiz unitária, é preciso verificar se há quebras e, para constatar se há quebras, é necessário confirmar se há raiz unitária. Para o caso de haver apenas uma quebra, Zivot e Andrews (1992) e Perron (1997) avançaram nesse ponto. Já o problema quanto à simultaneidade de múltiplas quebras estruturais e raiz unitária segue em discussão.²¹

3 Metodologia

Nesta seção, apresentam-se as técnicas econométricas utilizadas neste estudo e a estratégia adotada para contornar o “problema circular” de determinação de raiz unitária e de quebras estruturais, já mencionado. Adicionalmente, seguem informações relevantes quanto aos dados utilizados nesta pesquisa.

3.1 Técnicas econométricas aplicadas

Para identificar o correto PGD, se a série é DS (equação (2)) ou TS (equação (1)), realizaram-se alguns testes de raiz unitária, com ênfase no teste de Perron (1997), o qual considera possibilidade de quebra estrutural tanto na hipótese nula quanto na hipótese alternativa, com determinação endógena e simultânea do ponto de quebra. O teste é baseado nas equações (3) e (4) e nos métodos de *innovation outlier* e *additive outlier*.

Para verificar a possibilidade de constância nos parâmetros e mudança estrutural, aplicou-se o teste de previsão um passo à frente e o teste de previsão em n -passos, baseados em mínimos quadrados recursivos. O primeiro teste consiste em utilizar, por exemplo, as primeiras q observações da amostra, para calcular o erro de previsão (resíduo recursivo) para a observação seguinte, ou seja, para $q+1$. No passo seguinte, acrescenta-se $q+1$ à subamostra, para estimar o erro de previsão para $q+2$ e assim sucessivamente. Se os erros forem significativos, há indícios de quebra estrutural.

O teste de previsão em n -passos, por sua vez, consiste na aplicação de sucessivos testes de previsão de Chow (1960), com a diferença de não ser preciso estipular o período de previsão, pois o teste calcula isso automaticamente. Ele inicia com uma amostra pequena, para estimar a equação de previsão, acrescentando uma observação de cada vez e repetindo o procedimento. O resultado do teste é a apresentação dos resíduos recursivos e os seus p -valores, baseados na estatística F .

Caso os p -valores sejam menores que 5%, os resíduos recursivos — erros de previsão — superam o limite de dois erros-padrão, e, assim, os parâmetros são considerados instáveis em determinada porção da amostra.

A ideia do teste de previsão de Chow (1960)²² consiste em estimar dois modelos, um utilizando toda a amostra T e outro com uma subamostra T_1 . Diferenças significativas entre os modelos sugerem possibilidade de mudança estrutural. A estatística F de teste consiste em calcular:

$$F = \frac{(\tilde{u}'\tilde{u} - u'u)/T_2}{u'u/(T_1 - k)}$$

na qual o primeiro termo no numerador $\tilde{u}'\tilde{u}$ é a soma dos quadrados dos resíduos de toda a amostra, e o segundo termo no numerador e no denominador é a soma dos quadrados dos resíduos, considerando a subamostra até T_1 ,

²⁰ Para mais detalhes, ver Perron (1989, 1997) e Patterson (2000, p. 282).

²¹ Alguns trabalhos que buscam avançar nesse ponto são: Carrion-i-Silvestre, Kim e Perron (2009), Harris *et al.* (2009), Kejriwal e Perron (2010) e Harvey *et al.* (2010).

²² Ressalta-se que há mais versões do teste de Chow de mudança estrutural. Para mais detalhes, ver Cuthbertson, Hall e Taylor (1992).

enquanto k são os regressores. Se o valor calculado para a estatística F superar o valor tabelado, a hipótese nula de constância dos parâmetros é rejeitada.

3.2 Dados

Os dados utilizados para o cálculo do preço real da soja foram: o preço nominal mensal da soja em US\$ por tonelada métrica e, como deflator, o Manufactured Unit Value Index, cuja fonte é World Bank (2015).

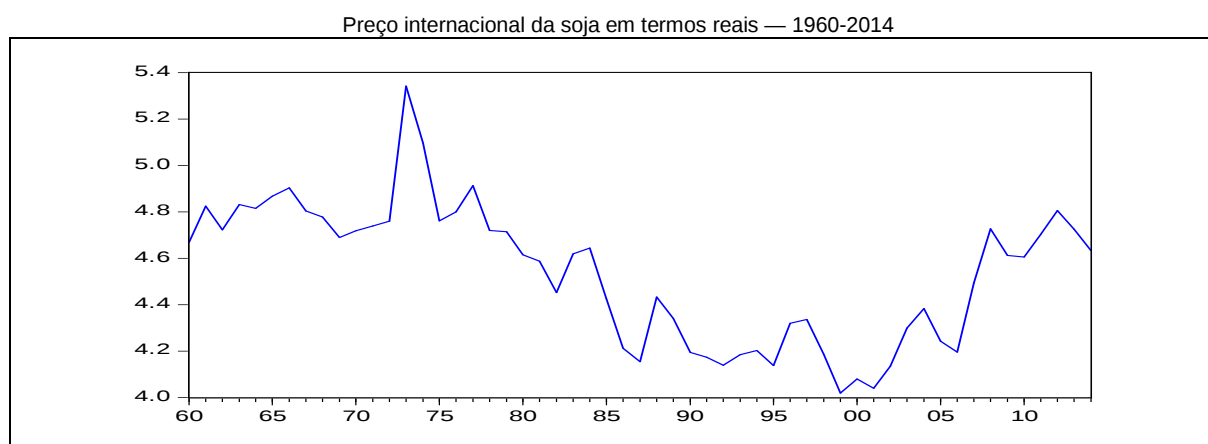
O procedimento de construção dos indicadores consistiu em tomar as médias anuais dos preços mensais nominais e, posteriormente, elaborar um índice com base 2010=100. De posse desse índice, aplicou-se o deflator. Por fim, tomou-se o logaritmo natural da série.

4 Demonstração e análise dos resultados empíricos

Antes do primeiro passo para a análise do grau de persistência de choques, quebras estruturais e possível tendência de longo prazo, convém verificar o gráfico da série (Figura 1).

Apenas a visualização da figura não permite concluir acerca do PGD — se a série é estacionária ou se possui raiz unitária —, mas a primeira impressão é a de não estacionariedade. Da mesma forma, a simples verificação do correlograma da série não é suficiente para concluir sobre a não estacionariedade, pois se sabe que o correlograma de uma série DS é semelhante ao de uma série TS. Assim sendo, a determinação do processo, se é DS ou TS, passa pelo teste de raiz unitária. O Quadro 2 apresenta a ordem de integração das séries, conforme os tradicionais testes de raiz unitária.

Figura 1



FONTE DOS DADOS BRUTOS: World Bank (2015).

Quadro 2

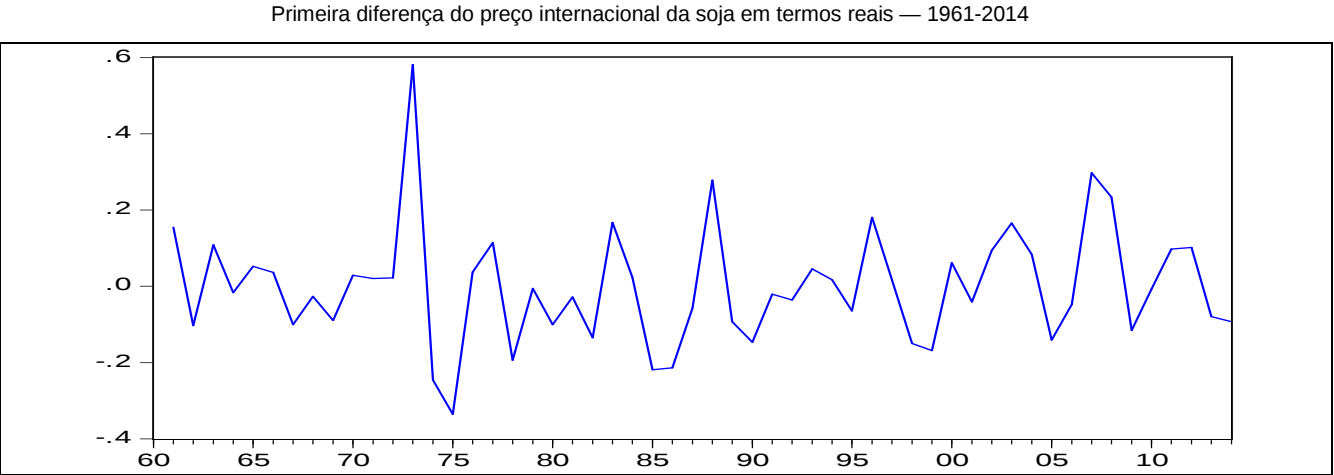
Testes de raiz unitária no preço real da soja

TESTES	CONSTANTE	TENDÊNCIA	CONSTANTE E TENDÊNCIA	SEM CONSTANTE OU TENDÊNCIA
Dickey-Fuller Aumentado	I(1)	-	I(1)	I(1)
Phillips-Perron	I(1)	-	I(1)	I(1)
KPSS	I(1) a 5%	-	I(2) a 1%	-
Zivot-Andrews	I(1) quebra em 2006	I(1) quebra em 1999	I(1) quebra em 1999	-
Perron	I(1) quebra em 2007	I(1) quebra em 2001	I(1) quebra em 1997	-

NOTA: Estimativas da autora com base no software Eviews.

Dadas as fortes evidências em favor da não estacionariedade, procedeu-se à diferenciação da série, para que ela se torne estacionária, conforme a Figura 2, a qual pode ser interpretada como a taxa de crescimento do preço real da soja. Um fato notável é a elevação da volatilidade após a segunda metade dos anos 70 do século passado.

Figura 2



O próximo passo consiste em identificar as ordens p , d e q e estimar o modelo Autoregressive Integrated Moving Average (ARIMA) (p, d, q) , conforme o método de Box, Jenkins e Ransel (1994), da primeira diferença do preço real da soja (em logaritmo natural) com constante e tendência determinística e verificar a sua significância estatística. A ferramenta ARIMASel (Automatic ARIMA selection) selecionou os seguintes modelos, com base na minimização dos critérios de informação de Akaike, Schwarz e Hannan-Quinn, para $p < 4$ e $q < 5$, conforme a Tabela 2.

Tabela 2

Critérios de seleção do modelo ARIMA para o preço internacional da soja em nível — 1960-2014		
DISCRIMINAÇÃO	CRITÉRIO	ARIMA
Akaike	-0.974665	(1, 1, 4)
Schwarz	-0.847708	(2, 1, 0)
Hannan-Quinn	-0.918743	(2, 1, 0)

Fonte dos dados brutos: World Bank (2015).
Nota: Estimativas da autora com base no software Eviews.

Após tomar a primeira diferença da série, verificou-se que o modelo que melhor se ajustou aos dados é aquele apresentado na Tabela 3.

Tabela 3

Modelo ARMA para a primeira diferença do preço internacional da soja em termos reais — 1961-2014			
VARIÁVEIS	COEFICIENTES	ERRO-PADRÃO	P-VALOR
Constante	-0.228816	0.158033	0.1546
Tendência	0.005520	0.002768	0.0522
AR(2)	0.864380	0.100889	0.0000
MA(1)	-0.290322	0.123531	0.0232
MA(2)	-0.1516006	0.164844	0.0000
MA(3)	0.297179	0.122544	0.0194
MA(4)	0.527651	0.151445	0.0011
R-quadrado	0.372812		
R-quadrado ajustado	0.289187		
Durbin-Watson	1.90		

Fonte dos dados brutos: World Bank (2015).
Nota: Estimativas da autora com base no software Eviews.

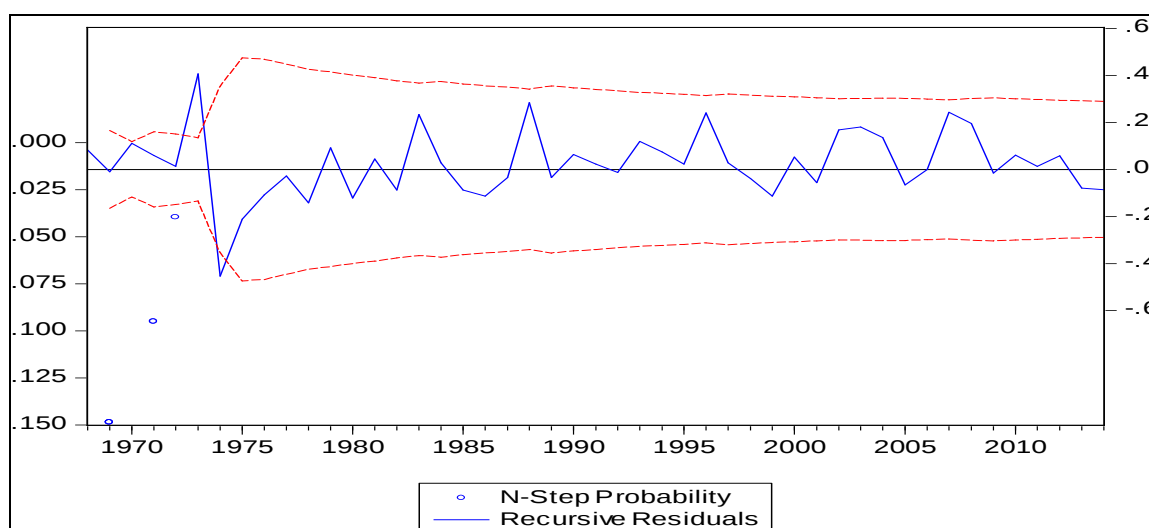
Pode-se ver que o sinal do *drift* vai ao encontro da HPS, porém não se mostra significativo. A tendência é significativa e com sinal positivo, ou seja, contrário à HPS, mas com valor pequeno: 0,5%.

Frente à possibilidade de quebras estruturais nos preços das *commodities* agrícolas ou de uma potencial instabilidade geral nos parâmetros, apontada em diversos estudos dos preços das *commodities* — conforme Quadro 1, apresentado anteriormente —, especialmente em Cuddington, Ludema e Jayasuriya (2007) e em Ocampo e Parra (2003), o Método dos Resíduos Recursivos é aplicado. Para verificar a possibilidade de constância nos parâmetros e mudança estrutural, aplica-se o teste de previsão um passo à frente e o teste de previsão em n-passos, conforme descrição na **Metodologia**, para o modelo com as seguintes variáveis explicativas: a segunda defasagem da variável endógena, uma constante e uma tendência determinística.²³

O eixo superior à direita das Figuras 3 e 4 apresenta os erros de previsão com a aplicação de Mínimos Quadrados Recursivos. Os erros de previsão estão no eixo à direita, e a probabilidade de constância dos parâmetros, no eixo à esquerda. Em outras palavras, os **p-valores** são aqueles para os quais a hipótese de constância dos parâmetros é rejeitada a 5%, 10% ou 15% de significância. Caso os p-valores sejam menores que 5%, os resíduos recursivos — erros de previsão — superam o limite de dois erros-padrão. Assim, os parâmetros são considerados instáveis em determinada porção da amostra.

Figura 3

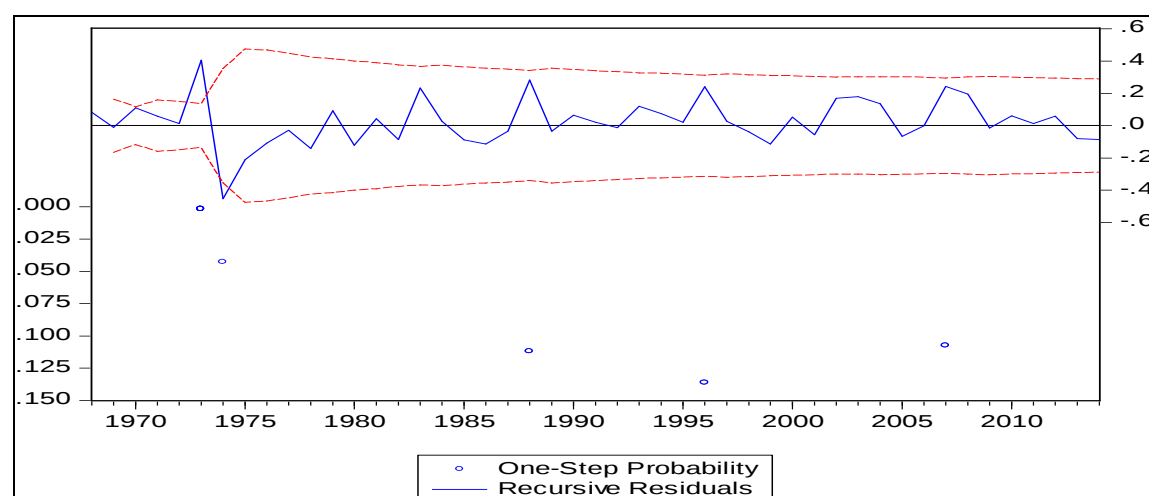
Teste de previsão em n-passos: primeira diferença do preço internacional da soja em termos reais — 1961-2014



NOTA: Estimativas da autora com base no software Eviews.

Figura 4

Teste de previsão um passo à frente: primeira diferença do preço internacional da soja em termos reais — 1961-2014



NOTA: Estimativas da autora com base no software Eviews.

²³ Não é possível utilizar esses testes com termos ARIMA.

Conforme as Figuras 3 e 4, verificam-se evidências de instabilidade por volta de 1973, o que pode ser indicativo de quebra estrutural nesse ano, haja vista a hipótese de constância não ser rejeitada na maior parte do tempo.

Com relação ao *boom* de *commodities* da primeira década dos anos 2000, pode-se afirmar, do ponto de vista de mudanças estruturais, que esse movimento se mostra menos importante do que o ocorrido nos anos 70 (p-valor maior que 10%).

Em outras palavras, mais importante do que determinar múltiplas quebras é questionar qual a relevância dessas quebras. Do ponto de vista estatístico, a quebra de 1973 se apresenta como uma mudança considerável e não desprezível. Ademais, fatos históricos, como o choque do petróleo e o fim do acordo de Bretton Woods na primeira metade dos anos 70, atestam para a pertinência da quebra de 1973.

Assim, estimou-se o seguinte modelo, conforme a Tabela 4, com base no modelo C de Perron (1989), o qual envolve conjuntamente o *crash model* e o *breaking trend model*, conforme a equação em (3), ao considerar 1973 como ano da quebra estrutural.

Ressalta-se que foram aplicados testes com *dummies* que consideram uma possível quebra também em 2002 ou em 2006. Os resultados indicam que, no período 2000-14, não houve uma quebra estrutural significativa, pois não há alteração importante no sinal e no valor dos coeficientes da *dummies* em comparação aos resultados da Tabela 4.

Tabela 4

Estimação do modelo ARMA para a primeira diferença do preço internacional da soja em termos reais, com *dummies* para quebra estrutural em 1973 — 1961-2014

VARIÁVEIS	COEFICIENTES	ERRO-PADRÃO	P-VALOR
Constante	-0.055772	0.017855	0.0032
Tendência determinística	0.003902	0.000284	0.0000
DTB_1973	-0.085207	0.019089	0.0001
D(DTB_1973)	0.540151	0.086686	0.0000
AR(2)	-0.314530	0.168936	0.0695
MA(1)	-0.439459	0.139237	0.0029
MA(2)	-0.498854	0.147064	0.0015
R-quadrado	0.641203		
R-quadrado ajustado	0.591139		
Durbin-Watson	1.81		

FONTE DOS DADOS BRUTOS: World Bank (2015).

NOTA: Estimativas da autora com base no software Eviews. DTB_1973 é uma *dummy* de mudança de nível em 1973, enquanto D(DTB_1973), a sua primeira diferença, representa uma *spike dummy*, conforme equações 3 e 4.

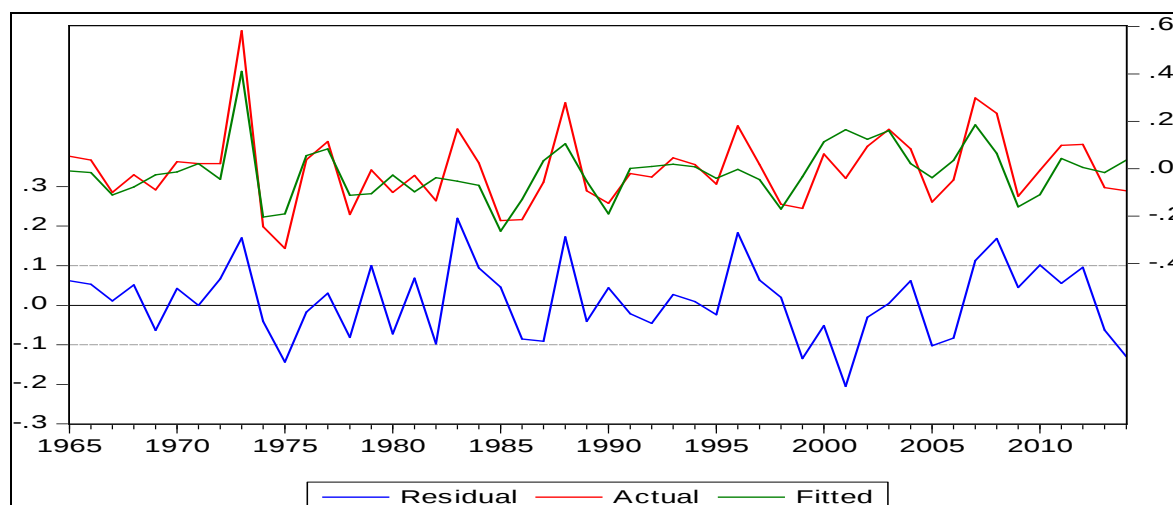
Quanto aos resultados do modelo com quebra de crescimento e de nível no modelo DS²⁴, representados pela primeira e pela segunda *dummy*, respectivamente, a estimativa da primeira *dummy* se mostra significativa, e o sinal da mudança no *drift* (-8,5%) em $t \geq 1973$ se mostra de acordo com o previsto pela HPS. Para o período anterior à quebra, ou seja, de 1960 a 1973, o sinal do *drift* (-5,6%) também é negativo e de acordo com a HPS. Quanto à “*dummy* de pico”, ou seja, a mudança de nível no modelo DS, essa se mostrou significativa, com coeficiente positivo de 0,54.

Mesmo que o modelo acima seja DS com quebra, ao acrescentar um β_t , o seu coeficiente se mostrou significativo, com sinal positivo, mas com valor relativamente pequeno (0,39%). Na Figura 5, seguem o valor ajustado e os resíduos do modelo.

²⁴ Retiraram-se os componentes MA(3) e MA(4), pois isso melhorou o ajuste.

Figura 5

Valores observados, ajustados, e resíduos do modelo ARMA para a primeira diferença do preço internacional da soja em termos reais, com *dummies* para quebra estrutural em 1973 — 1961-2014



NOTA: Estimativas da autora com base no software Eviews.

O modelo se mostrou apropriado, conforme a estatística Q de Ljung-Box, a qual demonstra ausência de correlação significativa ao nível de significância de 1%. No mesmo sentido, o teste de Breusch-Godfrey não permite rejeitar a hipótese de ausência de autocorrelação nos resíduos. Ademais, o modelo se mostrou homoscedástico, conforme o teste de Breusch-Pagan-Godfrey e o teste de heteroscedasticidade autorregressiva (ARCH). O teste Jaque-Bera não permite rejeitar a hipótese de normalidade dos resíduos. A Tabela 5 apresenta os p-valores dos testes.

Tabela 5

Testes de diagnóstico do modelo ARMA para a primeira diferença do preço internacional da soja em termos reais, com *dummies* para quebra estrutural em 1973 — 1961-2014

TESTES	P-VALOR
Jaque-Bera	0.8626
Breusch-Godfrey	0.4540
Breusch-Pagan-Godfrey	0.2880
ARCH	0.4258

FONTE DOS DADOS BRUTOS: World Bank (2015).

NOTA: Estimativas da autora com base no software Eviews.

5 Considerações finais

Neste trabalho, argumentou-se acerca da importância, para os países exportadores de *commodities*, de procurar entender a natureza dos preços de seus produtos exportados e as suas características dinâmicas. Do ponto de vista do Brasil, dada a relevância da soja na sua pauta exportadora, analisou-se o grau de persistência dos choques, a possibilidade de uma tendência determinística ou estocástica e a ocorrência de quebras estruturais no preço internacional desse produto, em termos reais, desde os anos 60.

A justificativa para este estudo é a ausência do preço da soja nos índices de Grilli e Yang e a existência de poucos estudos sobre as características dinâmicas do preço dessa *commodity*. Um dos raros estudos até o alcance do que conhecemos é o de Wang e Tomek (2004).

As evidências sinalizam para um elevado grau de persistência dos choques, o que tem importantes implicações em termos econométricos e estatísticos. Do ponto de vista estatístico, o processo gerador dos dados indica que o modelo apropriado é o estacionário em diferença com *drift*, se considerarmos a quebra estrutural de 1973. O sinal do *drift* se apresenta de acordo com a Tese de Prebisch-Singer de deterioração dos preços das *commodities*

em relação aos manufaturados²⁵ tanto antes quanto depois da quebra. Essas são as principais contribuições deste estudo.

Do ponto de vista econômico, dado que os choques nos preços têm um caráter de permanência, há maiores desafios para os gestores de fundos de estabilização nos países dependentes desses produtos. Em outras palavras, o custo fiscal de políticas compensatórias tende a ser mais elevado nessa situação, em comparação com um caráter mais transitório dos choques.

Ressaltamos que, ao considerar a possibilidade de quebra estrutural em 2002 ou em 2006, podemos concluir que as evidências sinalizam a inexistência de uma quebra estrutural significativa e relevante nesse período, pois não há alteração importante no sinal e no valor dos coeficientes das *dummies* que representam possíveis quebras em 2002 ou 2006, em comparação aos resultados da Tabela 4. Ademais, a aplicação de Mínimos Quadrados Recursivos, conforme Figuras 3 e 4, reforça esse resultado.

Assim, as evidências demonstram que a quebra estrutural de 1973 se mostra como a mais relevante no período estudado, com marcada elevação da volatilidade do crescimento desses preços, o que coincide com importantes fatos históricos, como os choques de petróleo e o fim do acordo de Bretton Woods, na primeira metade dos anos 70.

No que concerne à relação desses resultados com os de outros estudos das características dinâmicas do preço da soja, apesar de Wang e Tomek (2004) concluírem que a série é estacionária, os autores encontram fortes evidências de uma quebra estrutural entre dezembro de 1972 e janeiro de 1973, o que vai ao encontro dos resultados deste estudo. Uma das possíveis explicações, segundo eles, é a entrada da antiga União Soviética no comércio mundial, como importante fonte de demanda de matérias-primas. Com relação aos índices agregados de preços de *commodities*, o estudo de Powel (1991) também encontrou importante quebra estrutural próxima de 1975, o que corrobora as evidências desta pesquisa.

Referências

- ARDENI, A. P. G.; WRIGHT, B. The prebisch-singer hypothesis: a reappraisal independent of stationarity hypothesis. **The Economic Journal**, Cambridge, v. 102, n. 413, p. 803-812, July 1992.
- AREZKI, R. *et al.* **Testing the Prebisch-Singer hypothesis since 1650: evidence from panel techniques that allow for multiple breaks**. Washington, DC: IMF, 2013. (IMF Working Paper, n. 180).
- BAFFES, J.; DENNIS, A. **Long-term drivers of food prices**. Washington, DC: World Bank, 2013. (Policy Research Working Paper, n. 6455). Disponível em: <<http://elibrary.worldbank.org/doi/pdf/10.1596/1813-9450-6455>>. Acesso em: 21 fev. 2015.
- BAFFES, J.; HANIOTIS, T. **Placing the 2006/08 commodities price boom into perspective**. Washington, DC: World Bank, 2010. (Policy Research Working Paper, n. 5372). Disponível em: <<http://elibrary.worldbank.org/doi/pdf/10.1596/1813-9450-5371>>. Acesso em: 20 fev. 2015.
- BAI, J.; PERRON, P. Estimating and testing linear models with multiple structural breaks. **Econometrica**, Cambridge, v. 66, n. 1, p. 47-78, Jan. 1998.
- BLEANEY, M.; GREENAWAY, D. Long-run trends in the relative price of primary commodities and in the terms of trade of developing countries. **Oxford Economic Papers**, Oxford, v. 45, n. 3, p. 349-63, July 1993.
- BOX, G. E.; JENKINS, G. M.; REINSEL, G. C. **Time Series Analysis: Forecasting and Control**. 2. ed. Englewood Cliffs: Prentice Hall, 1994.
- BRASIL. Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC). **Estatísticas do Comércio Exterior**. 2015. Disponível em: <<http://www.mdic.gov.br/sitio/interna/interna.php?area=5&menu=1161>>. Acesso em: 1 set. 2015.

²⁵ Cabe ressaltar que o argumento de Prebisch e de Singer para o processo de substituição de importações e para a industrialização da América Latina não se restringe ao comportamento desfavorável dos preços reais de *commodities*. A sua contribuição intelectual para o estruturalismo latino-americano vai muito além do estudo dessa relação de preços.

CARRION-I-SILVESTRE, J. L.; KIM, D.; PERRON, P. GLS-based unit root tests with multiple structural breaks both under the null and the alternative hypotheses. **Econometric Theory**, Cambridge, v. 25, n. 6, p. 1754-1792, Oct. 2009.

CHOW, G. C. Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions. **Econometrica**, Cambridge, v. 28, n. 3, p. 591-605, July 1960.

CHRISTIANO, L. J. Searching for a break in GNP. **Journal of Business and Economic Statistics**, Washington, v. 10, n. 3, p. 237-250, July 1992.

CUDDINGTON, J. T. Long-run trends in 26 primary commodity prices: a disaggregated look at the Prebisch-Singer hypothesis. **Journal of Development Economics**, Amsterdam, v. 39, n. 2, p. 207-27, Oct. 1992.

CUDDINGTON, J. T.; LUDEMA, R.; JAYASURIYA, S. A. Prebisch-Singer Redux. In: LEDERMAN, D.; MALONEY, W. F. (Ed.). **Natural resources: neither curse nor destiny**. Washington: Stanford University Press, 2007. p. 103-140.

CUDDINGTON, J. T.; LUDEMA, R.; JAYASURIYA, S. A. **Reassessing the Prebisch-Singer Hypothesis: Long-Run Trends with Possible Structural Breaks at Unknown Dates**. Washington: Georgetown University, 2002. (Working paper).

CUDDINGTON, J. T.; ÚRZUA, C. Trends and cycles in the net barter terms of trade: a new approach. **Economic Journal**, Cambridge, v. 99, n. 396, p. 426-442, June 1989.

CUDDINGTON, J. T.; WEI, H. An empirical analysis of real commodity price trends: aggregation, model selection, and implications. **Estudios Económicos**, México, v. 7, n. 2, p. 159-179, jul./dic. 1992.

CUTHBERTSON, K.; HALL, S. G.; TAYLOR, M. P. **Applied Econometric Techniques**. London: Harvester Wheatsheaf, 1992.

DEATON, A.; LAROQUE G. On the behavior of commodity prices. **Review of Economic Studies**, Oxford, v. 59, n. 1, p. 1-23, Jan. 1992.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distributions of the estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of The American Statistical Association**, New York, v. 74, n. 366, p. 427-431, June 1979.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, Cambridge, v. 49, n. 4, p. 1057-1072, July 1981.

ELLIOT, G.; ROTHENBERG, T. J.; STOCK, J. H. Efficient tests for an autoregressive unit root. **Econometrica**, Cambridge, v. 64, n. 4, p. 813-836, July 1996.

EMANNUEL, A. El intercambio desigual. In: AMIN, S. *et al.* **Imperialismo y comercio internacional: el intercambio desigual**. México: Pasado y Presente, 1978. (Cuadernos 24).

ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series**. 3. ed. Nova York: John Wiley & Sons, 2010.

GHOSHAY, A.; KEJRIWAL M.; WOHR, M. Breaking trends and the Prebisch-Singer: a further investigation. In: EUROPEAN ASSOCIATION OF AGRICULTURAL ECONOMISTS CONGRESS, 2011, Zurich. [Anais...]. Zurich: EAAE, 2011. Disponível em: <http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/120387/2/Ghoshray_Atanu_621.pdf>. Acesso em: 2 set. 2015.

GRANGER, C. W. J.; NEWBOLD, P. Spurious regression in econometrics. **Journal of Econometrics**, Amsterdam, v. 2, p. 111-120, 1974.

GREENAWAY, D.; MORGAN, C. W. (Ed.). **The economics of commodity markets**. Aldershot: Edward Elgar, 1999.

GRILLI, E. R.; YANG, M. C. Primary commodity prices, manufactured goods prices, and the terms of trade of developing countries: what the long run shows. **World Bank Economic Review**, Washington, v. 2, n. 1, p. 1-47, Jan. 1988.

GRUSS, B. **After the boom-commodity prices and economic growth in Latin America and the Caribbean**. Washington, DC: IMF, 2014. (IMF Working Paper, n. 154). Disponível em: <<https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2014/wp14154.pdf>>. Acesso em: 19 ago. 2014.

- GUJARATI, D. N. **Econometria Básica**. 4. ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2006.
- HAMILTON, J. D. **Time series analysis**. Princeton: Princeton University Press, 1994.
- HARRIS, D. *et al.* Testing for a unit root in the presence of a possible break in trend. **Econometric Theory**, Cambridge, v. 25, n. 6, p. 1545-1588, Dec. 2009.
- HARVEY, N. M. *et al.* The Prebisch-Singer Hypothesis: four centuries of evidence. **Review of Economics and Statistics**, Cambridge, v. 92, n. 2, p. 367-377, May 2010. Disponível em: <<http://www.mitpressjournals.org/doi/abs/10.1162/rest.2010.12184#.VPkc7eGjCJ8>>. Acesso em: 5 maio 2014.
- HARVEY, D. I.; LEYBOURNE, S. J.; TAYLOR, A. M. R. A simple, robust and powerful test of the trend hypothesis. **Journal of Econometrics**, Amsterdam, v. 141, n. 2, p. 1302-1330, Dec. 2007.
- HARVEY, D. I.; LEYBOURNE, S. J.; TAYLOR, A. M. R. Simple, robust and powerful tests of the breaking trend hypothesis. **Econometric Theory**, Cambridge, v. 25, n. 4, p. 995-1029, Aug. 2009.
- KEJRIWAL, M.; PERRON, P. A sequential procedure to determine the number of breaks in trend with an integrated or stationary noise component. **Journal of Time Series Analysis**, Clevedon, v. 31, n. 5, p. 305-328, Sept. 2010.
- KELLARD, N.; WOHR, M. E. **Trends and persistence in primary commodity prices**. [S.l.: s.n.], 2002. Disponível em <<http://web.warwick.ac.uk/res2003/papers/Kellard.pdf>>. Acesso em: 28 set. 2015.
- KWIATKOWSKI, D. *et al.* Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: how sure are we that economic time series have a unit root? **Journal of Econometrics**, Amsterdam, v. 54, n. 1-3, p. 159-178, Oct./Dec. 1992.
- LABYS, W. C. **Modelling and forecasting primary commodity prices**. Aldershot: Ashgate, 2006. Disponível em: <https://books.google.com.br/books?id=w4bGNQsilocC&pg=PA42&dq=monthly+muv+deflator&hl=en&sa=X&ved=0CBwQ6AEwAGoVChMIwIKY_6-myAIVCZOQCh145gG_#v=onepage&q=monthly%20muv%20deflator&f=false>. Acesso em: 1 out. 2015.
- LEÓN, J.; SOTO, R. Structural breaks and long-run trends in commodity prices. **Journal of International Development**, Chichester, v. 9, n. 3, p. 347-366, May 1997.
- LEWIS, W. A. **The evolution of the international economic order**. Princeton: Princeton University Press, 1977.
- LO, A. W.; MCKINLEY, A. C. The size and power of the Variance Ratio Test in finite samples: a Montecarlo investigation. **Journal of Econometrics**, Amsterdam, v. 40, n. 2, p. 203-238, Feb. 1989.
- LUMSDAINE R. L.; PAPELL D. Multiple trend breaks and the unit-root hypothesis. **Review of Economics and Statistics**, Cambridge, v. 79, n. 2, p. 212-218, May 1997.
- MEHL, A. Unit root tests with double trend breaks and the 1990s recession in Japan. **Japan and the World Economy**, Amsterdam, v. 12, n. 4, p. 363-379, Dec. 2000.
- MILL, J. S. **Princípios de economia política**: com algumas de suas aplicações à filosofia social. São Paulo: Nova Cultural, 1996.
- NELSON, C. R.; PLOSSER, C. I. Trends and random walks in macroeconomic time series: some evidence and empirical implications, **Journal of Monetary Economics**, Amsterdam, v. 10, n. 2, p. 139-169, Jan. 1982.
- NG, S.; PERRON, P. Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. **Econometrica**, Cambridge, v. 69, n. 6, p. 1519-1554, Nov. 2001.
- OCAMPO, J. A.; PARRA, M. A. **Returning to an eternal debate**: the terms of trade for commodities in the twentieth century. Santiago de Chile: CEPAL, 2003. Disponível em: <http://repositorio.cepal.org/bitstream/handle/11362/7797/S03142_en.pdf?sequence=1>. Acesso em: 28 fev. 2015.
- OCAMPO, J. A.; PARRA, M. A. The commodity terms of trade and their strategic implications for development. In: JOMO, K. S. (Ed.). **Globalization under hegemony**: the changing world economy. New Dehli: Oxford University Press, 2006. p. 164-194.
- PATTERSON, K. **An Introduction to Applied Econometrics**. Londres: Palgrave Publishers, 2000.

- PERRON, P. Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables. **Journal of Econometrics**, Amsterdam, v. 80, n. 2, p. 355-385, Oct. 1997.
- PERRON, P. The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Roots Hypothesis. **Econometrica**, Cambridge, v. 57, n. 6, p. 1361-1402, 1989.
- PFaffenZeller, S. *et al.* A short note on updating the Grilli and Yang commodity price index. **The World Bank Economic Review**, Washington, v. 21, n. 1, p. 151-163, Feb. 2007.
- POWELL, A. Commodity and developing countries terms of trade: What does the long-run show? **Economic Journal**, Cambridge, v. 101, n. 409, p. 1485-1496, Nov. 1991.
- PREBISCH, R. A política comercial nos países insuficientemente desenvolvidos, do ponto de vista latino-americano. In: GURRIERI, A. **O manifesto latino-americano e outros ensaios**: Raúl Prebisch. Rio de Janeiro: Contraponto, 2011. p. 319-342.
- RICARDO, D. **Princípios de economia política e tributação**. São Paulo: Nova Cultural, 1996.
- RODRIGUÉZ, O. **O estruturalismo latino-americano**. Rio de Janeiro: Civilização Brasileira, 2009.
- SAPSFORD, D. The statistical debate net barter terms of trade between primary commodities and manufacturers: A comment and some additional evidence. **Economic Journal**, Cambridge, v. 95, n. 379, p. 781-788, Sept. 1985.
- SCANDIZZO P. L.; DIAKOSAWAS, D. **Instability in the terms of trade of primary commodities, 1900-1982**. Rome: FAO, 1987. (FAO Economic and Social Development Paper, n. 64).
- SINGER, H. The Distribution of Gains between Investing and Borrowing Countries. **The American Economic Review**, Nashville, v. 40, n. 2, p. 473-485, May 1950.
- SINNOTT, E.; NASH, J.; DE LA TORRE, A. **Natural resources in Latin America and the Caribbean: beyond booms and busts?** Washington: World Bank, 2010. Disponível em: <<http://siteresources.worldbank.org/INTLAC/Resources/2578031284336216058/FlagshipReport.pdf>>. Acesso em: 13 jun. 2014.
- SMITH, A. **A riqueza das nações**: investigação sobre sua natureza e suas causas. São Paulo: Nova Cultural, 1996.
- SPRAOS, J. The statistical debate on the net barter terms of trade trade between primary commodities and manufacturers. **Economic Journal**, Cambridge, v. 90, n. 357, p. 107-128, Mar. 1980.
- THIRLWALL, A. P.; BERGEVIN, J. Trends, cycles and asymmetries in the terms of trade of primary commodities from developed and less developed countries. **World Development**, Oxford, v. 13, n. 7, p. 85-817, July 1985.
- TOYE, J.; TOYE, R. The origins and interpretation of the Prebisch-Singer thesis. **History of Political Economy**, Durham, v. 35, n. 3, p. 437-467, Fall 2003.
- WANG, D.; TOMEK, W. G. Commodity prices and unit root tests. In: NCR-134 CONFERENCE ON APPLIED COMMODITY PRICE ANALYSIS, FORECASTING, AND MARKET RISK MANAGEMENT, 2004, St. Louis, MO. [Anais...]. St. Louis: NCR-134, 2004. Disponível em: <<http://www.farmdoc.uiuc.edu/nccc134>>. Acesso em: 1 dez. 2015.
- WORLD BANK. **World Development Indicators**. 2015. Disponível em: <<http://data.worldbank.org/>>. Acesso em: 20 set. 2015.
- ZIVOT, E.; ANDREWS, D. W. K. Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis, **Journal of Business & Economic Statistics**, Washington, v. 10, n. 3, p. 251-270, Jul. 1992.