

ANÁLISE DE QUEBRAS ESTRUTURAIS NA SÉRIE DO PREÇO DO BOI GORDO NO ESTADO DE SÃO PAULO

CLÁUDIO SHIKIDA *
GUILHERME LEITE PAIVA †
ARI FRANCISCO ARAÚJO JR. ‡

Resumo

O objetivo deste artigo é analisar a existência de quebras estruturais na série do preço do boi gordo (por arroba) no estado de São Paulo entre 1954 e 2012. Devido às especificidades do preço do boi gordo (sazonalidade e ciclos) e também à importância da bovinocultura na agropecuária brasileira, a série foi anteriormente utilizada para discussão e estudo de testes econométricos, como análise de raiz unitária sazonal, modelos de transferência e cointegração. Neste trabalho, testam-se se quebras estruturais apresentam origem em determinados eventos históricos, inclusive intervenções governamentais. A principal metodologia utilizada para identificação e estimação das quebras é a desenvolvida por Bai & Perron (1998, 2003). Os resultados sugerem que as intervenções governamentais, especialmente os planos de estabilização, levaram a mudanças significativas no comportamento do preço do boi gordo.

Palavras-chave: Bovinocultura; Preço do boi gordo; Quebra estrutural.

Abstract

This paper examines the existence of structural breaks in the live cattle price series in the state of São Paulo between 1954 and 2012. Due to the importance of cattle ranching in Brazil and the characteristics of the series of cattle price, such as seasonal cycles, the series has previously been used for discussion and study of econometric tests, like seasonal unit root and cointegration analysis. In this paper, we test whether structural breaks have originated from certain historical events, including government intervention. Bai & Perron (1998, 2003) developed the main method we use for the identification and dating of breaks. The results suggest that government interventions, especially the monetary stabilization plans, have led to significant changes in the price behavior of cattle.

Keywords: Cattle; Price of live cattle; Structural breaks.

JEL classification: Q11, C22, N56

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1413-8050/ea137759>

* Professor do PPGOM/UFPel. Email: cdshikida@yahoo.com.br

† Mestrando em Ciências Econômicas – CEDEPLAR/UFMG. E-mail: glpaiva@cedeplar.ufmg.br

‡ Ibmec Minas Gerais. Email: arifaj@gmail.com

1 Introdução

A bovinocultura é parte importante da atividade agropecuária brasileira. Segundo a Confederação Nacional da Agricultura (2013), a bovinocultura representa a maior parcela do valor bruto de produção da agropecuária. De acordo com o CEPEA (2013), a pecuária foi responsável por 2,7% do Produto Interno Bruto (PIB) do Brasil em 2011. O Brasil também desempenha um papel importante no cenário internacional em relação à carne bovina, figurando nos últimos anos entre os três maiores exportadores United States Department of Agriculture (2013). Outro fato de destaque é que em 2012, segundo o IEA (2013), a bovinocultura representou quase 10% do valor total das exportações do agronegócio, sendo que o estado de São Paulo (SP), base da fonte de dados, foi responsável por 27% dessa parcela.

Em um projeto de pesquisa, o CEPEA (2011) estimou que a renda da cadeia produtiva da bovinocultura de corte é a maior dentre as cinco mais importantes da agroindústria brasileira: algodão, cana-de-açúcar, soja, bovinocultura de leite e corte.

A cadeia da bovinocultura de corte pode ser dividida em quatro estágios: (1) insumos, (2) produção (cria, recria e engorda), (3) indústria de processamento e (4) serviços. A cotação da arroba, tema do estudo, acontece entre os estágios dois e três.

Estudos como Bacchi (1999 *apud* Pinatti, 2008), Sachs & Martins (2007) e Sachs & Pinatti (2007) apontam que o preço do boi gordo (PBG daqui em diante) afeta outros segmentos da pecuária de corte, tornando o estudo do seu comportamento ainda mais relevante. Uma característica interessante é que o PBG é diferente em cada praça em que é cotado (até dentro de um mesmo estado). Esse fato sugere que o PBG é uma fonte rica para estudos sobre independência, custos de transação, modelos de transferência e equilíbrio de longo prazo entre os preços, como investigado em Mattos et al. (2009), Cunha et al. (2010). Além do diagnóstico sobre a existência de sazonalidade e ciclos, o comportamento do mesmo pode apresentar mudanças graduais ou abruptas conhecidas como quebras estruturais. Sendo que a presença de quebras no período de amostra utilizada pode viesar os resultados e, conseqüentemente, as análises.

Este trabalho utiliza testes econométricos apropriados para identificar quebras estruturais na série, podendo, desse modo, fazer inferências sobre eventos históricos e analisar seus efeitos sobre variáveis econômicas. Com estes objetivos, serão utilizados os preços do boi gordo do estado de São Paulo que, segundo Urso (2007), lidera o processo de formação de preços no mercado brasileiro, sendo assim uma escolha adequada para fazer inferência para o Brasil.

O artigo é organizado da seguinte forma. Na próxima seção, apresenta-se uma revisão dos estudos brasileiros que fizeram uso do preço para testes econométricos. A base de dados foi discutida na seção 3: fonte dos dados, assim como considerações importantes sobre seu comportamento e breve análise histórica. Na quarta seção, apresentam-se os aspectos metodológicos sobre os testes utilizados. Os resultados e avaliação dos mesmos serão apresentados na quinta seção e, por fim, na sexta são apresentadas as considerações finais.

2 Revisão de literatura

Além de a bovinocultura ser parte importante da atividade agropecuária brasileira, ela possui várias especificidades interessantes para estudos econômicos, tais como: possuir cadeia altamente integrada, haver diferenças de preço entre estados produtores, possuir ciclos (interanuais e intranuais) e apresentar preços com variância inconstante. Por consequência, algumas dessas características foram objetos de estudos econométricos comentados a seguir.

Aguirre (1997) utilizou extensamente a série do PBG para o estudo de sazonalidade. A base utilizada em seus estudos foi a do IEA da Secretaria de Agricultura e Abastecimento do Estado de São Paulo (SAAESP). Em um dos seus primeiros estudos, Aguirre (1997) busca determinar, para o período 1954-1996 se o componente sazonal da série é determinista ou estocástico e, caso estocástico, se este é estacionário ou apresenta raiz unitária. Os testes utilizados foram Dickey, Hasza e Fuller (DHF) e HEGY. Aguirre (1997) não encontra resultados conclusivos para o DHF e conclui pelo teste HEGY que há evidências de que a série é não estacionária, porém com componente sazonal determinista (sem raiz unitária), podendo ser modelado com variáveis binárias.

Aguirre & Sansó (2002) retomam a análise da mesma série utilizada por Aguirre (1997). Contudo, os autores apresentam mudanças na estratégia de teste, testando sequencialmente do maior número de raiz unitária, em consideração na hipótese nula, para o menor. Os resultados obtidos com a nova estratégia não se diferenciam do encontrado por Aguirre (1997). Não obstante, os autores ampliaram a avaliação incluindo um teste com foco diferente, alternando a hipótese nula de raiz unitária para estacionariedade, como proposto por Canova & Hansen (1995 *apud* Aguirre & Sansó, 2002). O resultado do novo teste contestou os anteriores, encontrando raiz unitária sazonal. Desse modo, o debate acerca do componente sazonal da série do PBG continuava em aberto.

A série do PBG também já foi alvo de análise de função de transferência e modelagem ARIMA (Margarido et al. 1996, Pinatti 2008). Pinatti (2008) discute o impacto da cotação do dólar e dos índices pluviométricos no PBG pós-plano real, 1995 a 2005, e compara seus resultados com os obtidos por Margarido et al. (1996), que utilizou o período amostral de 1984 a 1992. Os estudos utilizam a base de dados do IEA da SAAESP e Pinatti (2008) sugere quais foram as mudanças nas formas como o dólar e a pluviosidade afetam o PBG. O dólar, antes relevante no curto e no longo prazo Margarido et al. (1996), passou a ser relevante só no curto prazo (Pinatti 2008). Uma explicação provável para a alteração é que o período de estudo de Margarido et al. (1996) é de altas taxas de inflação, enquanto no de Pinatti (2008) a inflação é mais moderada, fazendo possivelmente com que os produtores busquem, no primeiro período, preservar seu preço real através da moeda estrangeira Margarido et al. (1996). Já a influência pluviométrica passou para um ciclo anual (Pinatti 2008) ante a um ciclo semestral observado em Margarido et al. (1996).

Estudos mais recentes com a série do PBG analisam a integração espacial de mercados através do método da cointegração (Mattos et al. 2009, Cunha et al. 2010). Estes estudos investigam, além da integração espacial, a existência dos custos de transação entre os mercados. Ambos fazem o uso dos modelos de correção de erro vetorial com threshold (modelo TVEC) e utilizam a base disponibilizada pela Fundação Getúlio Vargas (FGV-DADOS). No

entanto, Mattos et al. (2009) fazem os testes para os estados de Minas Gerais e São Paulo no período de 1972 a 2005, enquanto Cunha et al. (2010) testam para os estados de Espírito Santo, Rio de Janeiro, Paraná, Santa Catarina, Rio Grande do Sul, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Goiás, São Paulo e Minas Gerais, no período de 1994 a 2008. Os resultados sugerem que os mercados são cointegrados e que os custos de transação entre os estados são significativos, mas esses vêm diminuindo nas últimas décadas (Cunha et al. 2010).

Utilizando a base de dados disponibilizada pela FGV-DADOS, Cunha et al. (2008) examinam a existência de cointegração entre o PBG de Goiás e Brasil sob presença de quebra estrutural. A data da quebra, julho de 1994, é definida exogenamente pelos autores e reflete o início do processo de estabilização de preços na economia brasileira (Plano Real). Os autores discutem as implicações negativas que uma mudança estrutural pode ter sobre os testes convencionais de cointegração (como Engle Granger) e, portanto, sugerem a metodologia de Gregory & Hansen (1996 *apud* Cunha et al., 2008) que permite incorporar este efeito. Para os testes de raiz unitária, sob a presença de quebra, os autores utilizam a metodologia de Vogelsang (1999 *apud* Cunha et al., 2008). Ambas as metodologias utilizadas permitem testar apenas para uma quebra estrutural. Os resultados indicam que, para o período de 1990 a 2003, as séries são integradas de primeira ordem e existe uma relação de longo prazo mesmo sob a presença de quebra, isto é, são cointegradas.

Teixeira & Maia (2008) também testam a existência de quebra estrutural na série do PBG. Além disso, os autores estão interessados em estimar até que ponto o cenário externo influencia as cotações no Brasil e realizar estimativas ex-ante dos preços utilizando a modelagem ARIMA. A base de dados utilizada é a da FGV-DADOS e o intervalo considerado é o de 1996 a 2007. Diferente do estudo de Cunha et al. (2008), Teixeira & Maia (2008) não definem a data da quebra a priori e a estimam endogenamente utilizando a metodologia de Zivot-Andrews. Encontra-se evidência de quebra estrutural em janeiro de 2004, sendo a possível explicação para ela, os embargos da Rússia (queda da demanda internacional) devido a surtos de febre aftosa no Brasil (Teixeira & Maia 2008).

Este artigo propõe investigar de modo mais específico as quebras estruturais, identificando os principais eventos que possam estar associados.

3 Descrição e base de dados

3.1 Fonte dos dados e análise histórica

A série analisada neste artigo foi o preço mensal do boi gordo, em R\$/15kg (arroba), recebido pelos produtores do Estado de São Paulo de março de 1954 até dezembro de 2012, um total de 706 observações. Os preços foram convertidos para reais (R\$) a partir das unidades monetárias originais e deflacionados pelo Índice Geral de Preços (IGP/DI da FGV) de dezembro de 2012. A base de dados original é publicada pelo Instituto de Economia Agrícola da SAAESP, e cada observação é calculada como uma média mensal (nominal) dos preços recebidos pelos produtores em todo o estado.

Os preços médios referem-se aos valores obtidos na transação de venda de produtos para o primeiro comprador do sistema de comercialização, sendo que a formação dos preços se dá a partir de coleta mensal via questionários (enviados por correio e e-mail) e são publicados ao final de cada mês.

de inflação alta e também mais inconstante. Após o controle da inflação na década de 1990 os movimentos oscilatórios do PBG diminuíram substancialmente, inclusive ficando menores que no período anterior a 1973 (Tabela 1). Aguirre (1997) propôs um exercício simples para verificar e comparar o aumento da variabilidade do preço com o aumento da variabilidade da inflação. A Tabela 1 reproduz esse exercício incluindo o período após a estabilização de preço.

Tabela 1: Média, desvio padrão e coeficiente de variação do preço real do boi gordo e taxa de inflação (IGP/DI)*

Período	Preço			Inflação		
	Média	D. Padrão	C. Var. %	Média	D. Padrão	C. Var. %
Mar/1954 – Jun/1973	114,8	23,5	20,5	2,3	1,8	79,5
Jul/1973 – Jun/1994	162,0	46,1	28,5	12,4	13,1	105,5
Jul/1994 – Dez/2012	97,1	11,8	12,1	0,77	0,94	121,8

Fonte: Elaboração dos autores.

Assim como em Aguirre (1997), é possível observar (Tabela 1) que o desvio padrão do preço do segundo período é, aproximadamente, o dobro do primeiro, coincidindo com uma taxa de inflação maior e mais volátil. O desvio padrão do preço no último intervalo, após a estabilização, é ainda menor que no primeiro, condizendo com a taxa de inflação menor (Tabela 1).

Mueller (1987) pondera que parte da variabilidade apresentada no período de 1954 a 1979 é reflexo da incerteza no mercado devido à intervenção do governo, como controle de preços e subsídios em diferentes níveis da cadeia produtiva. Silva (1986) também reflete sobre a intervenção governamental na pecuária de corte, pós-segunda guerra até 1986, e cita as principais medidas adotadas pelo governo: taxas de importação e exportação, subsídios à exportação, cotas, crédito ao produtor, controle de preços e estoques reguladores. Tais medidas, além de possuírem custos econômicos e sociais altos, como apontados no estudo de Silva (1986), tiveram impactos negativos na modernização da bovinocultura (Netto 1995). Em relação à modernização, o autor revela que esta passa a se intensificar, justamente, quando os subsídios e fomentos entram em trajetória decrescente (década de 1980).

As diversas intervenções realizadas na pecuária de corte, especialmente no período anterior a 1980, tinham dois objetivos principais: manter o preço da carne razoavelmente baixo e resolver problemas de abastecimento de curto prazo na entressafra (Silva 1986). Na década de 1980, à medida que a inflação passa a ser um problema evidente, o objetivo das intervenções volta-se principalmente ao controle de preços. Assim sendo, os diversos planos de estabilização podem ter afetado diretamente, ou indiretamente via dólar, o comportamento dos preços do boi gordo (Margarido et al. 1996).

Em razão da contínua ação governamental, vários estudos sobre a bovinocultura e o comportamento de seus preços apontam possíveis datas de distúrbio, sendo algumas delas: 1959/60, 1965/66 e 1972/73 - crises de abastecimento; 1970/73 e 1977/79 - subsídios e programas de desenvolvimento da pecuária; 1980/84 - crise de demanda; 1986/87, 1989/90 e 1994 - planos de estabilização e 1983/85 e 1999 - crises cambiais (Mascolo 1978, Silva 1986, Mueller 1987, Wedekin & Bortoleto 1988, Netto 1995, Margarido et al. 1996, Pinatti 2008).

3.2 Comportamento sazonal

Salvo a influência das políticas governamentais e inflação, a variabilidade do preço deve-se a variações do dólar e a fatores climáticos (Margarido et al. 1996). Existem dois tipos de ciclos na série, intranual e interanual, sendo que ambos se devem à alternância do período de chuvas, que afeta positivamente o principal insumo de engorda dos bois (as gramíneas) e, portanto, a oferta.

O ciclo intranual (sazonalidade), possui um efeito direto simples. No período de chuva (setembro/outubro a abril/maio) existe abundância do insumo de engorda e, portanto, os produtores retêm os gados para ganhar peso, diminuindo a oferta para abate e aumentando, conseqüentemente, o preço da arroba. Já no período de estiagem, como há maior comprometimento das pastagens e o ganho de peso diminui, ou até se perde peso, os produtores colocam seus animais à disposição para abate, aumentando a oferta e levando a diminuição do preço. Dessa forma, existem flutuações estacionais no PBG, sendo o maior preço no período de chuva e o menor no período de estiagem (Margarido et al. 1996). Adicionalmente, vale destacar que o regime de chuvas é fator determinante para a formação do preço da arroba do boi gordo no curto prazo, pois como a oferta de terra no Brasil é elástica e seu preço é baixo, torna-se mais barato para o pecuarista criar o boi de forma extensiva (no pasto) do que confinado. Sendo assim, a maior parte do rebanho bovino no Brasil é criada de forma extensiva e seu preço acaba por depender de questões climáticas. Caso a maior parte do rebanho fosse confinada, a questão sazonal teria pouco impacto sobre os preços da arroba do boi gordo.

Já o ciclo interanual ocorre da seguinte forma: em fase de preços decrescentes os produtores enviam mais animais ao abate, pois projetam contínua queda dos preços. Essa projeção reduz o valor presente das matrizes, bens de capital, e aumenta, em particular, o abate das mesmas. O menor número de matrizes faz com que no médio/longo prazo haja escassez de oferta de animais para a reposição, levando, conseqüentemente, ao aumento do preço da arroba. Por sua vez, a tendência de aumento do preço da arroba incentiva os produtores a investir e reter matrizes, aumentando o número de animais de reposição. Assim sendo, quando há excesso de animais para reposição os preços iniciam a queda completando um ciclo e iniciando outro¹ (Margarido et al. 1996).

Não obstante, Margarido et al. (1996) e Pinatti (2008) notam que os avanços tecnológicos ocorridos nas últimas décadas podem e tendem a diminuir a heterogeneidade da sazonalidade. Margarido et al. (1996) cita a substituição de pastagem nativa por gramíneas mais resistentes, melhoramento genético do gado e uso do sistema de confinamento como os principais avanços. Pinatti (2008) destaca o avanço do sistema de confinamento, que acontece desde a década de 1980 se intensificando após 2000.

3.3 Objetivos do artigo

Nos tópicos anteriores foram apresentados vários estudos dedicados à investigação das características e do comportamento do PBG. Este artigo visa complementar as análises anteriores refinando-as, com a identificação de quebras

¹Os ciclos interanuais variam sua amplitude de um ciclo para outro. Variáveis econômicas, fatores climáticos e fatores zootécnicos influenciam esse horizonte (Mascolo 1978). Para Mascolo (1978) a duração esperada é de sete anos, já Pinatti (2008) considera que, atualmente, os ciclos são de cinco a oito anos.

endógenas nessa série e confrontando os resultados do exercício econométrico com as evidências históricas.

A seção seguinte discute, com um pouco mais de detalhamento, a metodologia utilizada neste trabalho.

4 Metodologia

A metodologia é abordada nesta seção em três tópicos. Primeiramente apresenta-se uma breve introdução às quebras estruturais. No segundo tópico, são discutidas as diferentes abordagens que se podem dar as quebras estruturais e a evolução dessas. Por último, detalham-se os testes utilizados no artigo.

4.1 Quebra estrutural: introdução

A análise e o estudo de quebra estrutural estão associados com a econometria que utiliza dados em séries de tempo, sendo que por quebra estrutural entende-se que há uma ou mais mudanças no nível da série, na dispersão e/ou inclinação. Segundo Stock & Watson (2004) essas mudanças nos parâmetros podem surgir em uma data precisa ou de uma evolução gradual ao longo de um período. Mudanças na política econômica de um país, como no caso brasileiro de passagem de um sistema de câmbio fixo para outro de taxa flutuante, assim como choques de forças externas, são fontes comuns de quebras estruturais.

Segundo Hansen (2001), o estudo prático e aplicado das séries de tempo é baseado na premissa de que ela é estacionária, sendo seus parâmetros, como a média e variância, estáveis no período analisado². Logo, se há uma quebra na série, essa premissa é violada e os parâmetros, caso não incorporem essa informação, podem ficar viesados. Outro problema associado à presença de quebra estrutural é que ela pode viesar o desempenho de testes de raiz unitária (Perron 1989).

Dado que as quebras podem interferir nas inferências e interpretações de modelos econométricos, o pesquisador precisa estar atento tanto com a identificação como com a modelagem das mesmas. Este artigo está relacionado à identificação das quebras. No tópico a seguir são apresentadas as abordagens existentes para a identificação de quebras.

4.2 Métodos e abordagens que tratam quebras estruturais

3

Os métodos e abordagens foram divididos em três subtópicos, a saber: 1) testes que procuram identificar a existência de quebra estrutural, 2) testes que buscam estimar a data da quebra e 3) testes que examinam a relação entre raiz unitária e quebra estrutural. Ao analisar os métodos a seguir é importante ter em mente que se está testando modelos, “structural change is a statement about parameters, which only have meaning in the context of a model” (Hansen 2001, p. 117).

²Por estacionariedade fraca ou covariância estacionária entende-se que a série Y_t estocástica atende as seguintes propriedades: (1) $E(Y_t) = \mu$; (2) $Var(Y_t) = (Y_t - \mu)^2 = \sigma^2$; (3) $\gamma_k = [(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)]$; onde μ , σ^2 , γ_k são constantes. (Enders 2004)

³Este tópico segue de perto a síntese feita por Hansen (2001).

Testes que procuram identificar a existência de quebra estrutural

Os primeiros métodos sugeridos na literatura para a identificação de quebra estrutural utilizavam a estatística (Chow 1960, Quandt 1960), que compara o modelo restrito (regressão até a data onde poderia existir uma quebra) contra o modelo irrestrito (toda informação), sendo a hipótese nula a ausência de quebra (Hansen 2001). A diferença entre os métodos está relacionada ao conhecimento ou não da data da quebra, sendo no primeiro caso sugerido o teste de Chow (Stock & Watson 2004). No segundo caso, de uma quebra em data desconhecida, ou conhecida dentro de um intervalo, pode se utilizar a estatística da razão de verossimilhança de Quandt (Quandt 1960), também conhecido como estatística de sup-Wald⁴ (Stock & Watson 2004).

Segundo Hansen (2001) o teste sup-Wald é uma alternativa natural ao teste de Chow, pois esse último, por ser sensível à escolha da data da quebra, pode ser viesado. Contudo, o desconhecimento da data da quebra impedia a obtenção de valores críticos apropriados, fazendo com que o sup-Wald não tivesse aplicação prática. No início da década de 1990 esse tema foi abordado e solucionado por vários autores, sendo os trabalhos de Andrews (1993), Andrews & Ploberger (1994) os mais abrangentes e reconhecidos (Hansen 2001).

Perron (2005) chama a atenção para o fato de que os testes baseados na estatística podem sofrer de non monotonicity in power, ou seja, baixo poder quando a hipótese alternativa possui mais quebras do que o explícito no teste.

Dessa forma, uma alternativa é o método para múltiplas quebras desenvolvido por Bai & Perron (1998). O método opera de forma sequencial. Primeiro testa-se a existência de uma única quebra. Caso a hipótese nula de constância dos parâmetros seja rejeitada, a amostra é dividida em duas (na data da quebra) e uma nova rodada de testes é realizada em cada subamostra. Os testes sequenciais continuam até que hipótese nula de ausência de quebra não seja rejeitada para cada subamostra (Hansen 2001). Perron (2005) pondera que o procedimento precisa ser realizado com cuidado, dado que são comuns os casos em que o procedimento é encerrado com subestimação do número de quebras.

Testes que buscam estimar a data da quebra

Outra vertente de testes diz respeito àqueles nos quais se estimam as datas das quebras e seus respectivos intervalos de confiança. Hansen (2001) afirma que, em muitas aplicações, saber a data da quebra pode ser útil. Este artigo realiza exatamente este tipo de análise, ao estimar as possíveis datas de quebra na série do PBG, é possível confrontar a informação obtida com os dados contra os eventos históricos e sugerir quais destes tiveram impacto significativo nos preços.

Segundo Zeileis et al. (2013) foi o trabalho de Bai (1994) que estabeleceu os primeiros fundamentos para os testes de estimação de quebra, seguidos dos trabalhos de Bai (1997a, 1997b *apud* Zeileis et al., 2013) e Bai & Perron (1998). A forma operacional do teste Bai-Perron é a seguinte: a amostra é

⁴Para realizar o teste de sup-Wald recorta-se a amostra em dois pontos, por exemplo, $\tau_0 = 15$ e $\tau_1 = 85$ e define-se o número de restrições q (coeficientes que acreditam ter se alterado na quebra). Posteriormente são estimadas as várias estatísticas F do intervalo sendo a estatística da razão de verossimilhança de Quandt (RVQ) a maior (*supremum*) das estatísticas F : $RVQ = \max[F(\tau_0), F(\tau_0+1), \dots, F(\tau_1)]$. O teste pode detectar uma única quebra discreta, múltiplas quebras e/ou uma evolução gradual (Stock & Watson 2004).

dividida em subamostras nos candidatos a quebra e, nas subamostras, são estimados os parâmetros por MQO, com o cálculo e armazenamento da soma dos quadrados dos resíduos (SQR). Em seguida, o teste busca as datas das quebras que minimizam o SQR total, de toda a amostra (Hansen 2001).

Testes que examinam a relação entre raiz unitária e quebra estrutural

No trabalho com séries temporais é importante identificar se a série é estacionária ou se possui alguma tendência estocástica ou determinista. Cada tipo de tendência é tratado de maneira distinta e equívocos na identificação levam a erros de especificação (Enders 2004). Nelson & Plosser (1982) encontraram evidências que várias das séries de seu estudo eram processos estocásticos não-estacionários, rejeitando a hipótese de tendência determinista. Tal descoberta estimulou a discussão sobre raiz unitária e seus testes de identificação, sendo o estudo de Perron (1989) um dos pioneiros no reconhecimento da relação entre raiz unitária e quebra estrutural (HANSEN, 2001).

Perron (1989) argumentou que o teste Augmented-Dickey-Fuller (ADF) é estatisticamente viesado, a favor da não rejeição da hipótese nula de raiz unitária, sob a presença de quebra estrutural. Assim, o autor apresentou uma versão estendida do teste, considerando uma possível mudança de intercepto, inclinação ou ambos. Em seu artigo, ele encontrou evidências que várias das séries de tendência estocástica estudadas por Nelson & Plosser (1982), na verdade eram break-estacionária. Ou seja, as séries eram estacionárias em torno de uma tendência determinista com quebra estrutural.

Hansen (2001) reconhece que uma série break-estacionária produz propriedades de correlação serial semelhantes às de uma com raiz unitária, conduzindo à imprecisão e gerando dificuldade na identificação dos processos. O autor aponta que a distinção mais ampla estaria na frequência dos choques permanentes. Enquanto no passeio aleatório a frequência dos choques é alta, no processo break-estacionário os choques são mais infrequentes.

O teste original de Perron (1989) pressupõe que o pesquisador conheça a data da quebra exogenamente, ao passo que essa hipótese foi julgada por alguns autores⁵ como inapropriada. O argumento central da crítica é que a escolha da data é provavelmente vinculada à análise histórica e dos dados, aproximando-se de um processo de data-mining (Perron 2005). Assim, começa-se a desenvolver, já na década de 1990, a literatura acerca dos testes que permitem a estimação endógena da quebra estrutural. Conforme Perron (2005), dentre os trabalhos mais importantes destacam-se: Banerjee et al. (1992), Perron & Vogelsang (1992), Zivot & Andrews (1992), Lumsdaine & Papell (1997), Clemente et al. (1998).

4.3 Detalhamento dos testes utilizados

Esta seção foi dividida em subtópicos: 1) modelo básico no qual os testes de quebra são aplicados, 2) testes de quebra utilizando a estatística F e flutuações e 3) *dating* pelo método de Bai-Perron.

Modelo

⁵Hansen (2001) cita as críticas de Christiano (1992), Zivot & Andrews (1992), Banerjee et al. (1992), Perron & Vogelsang (1992) como as mais notáveis.

Zeileis et al. (2002) atesta que o modelo no qual os testes de quebra são baseados é uma regressão linear padrão dada por:

$$Y_i = X_i^\tau \beta_i + u_i (i = 1, \dots, n) \quad (1)$$

Onde i é o tempo, Y_i é o vetor de variáveis dependentes, X_i^τ é o vetor de variáveis independentes, β_i são os coeficientes estimados e u_i são os resíduos. A hipótese nula dos testes é:

$$H_0 : \beta_i = \beta_0 (i = 1, \dots, n) \quad (2)$$

Ou seja, ausência de quebras estruturais, contra a hipótese alternativa de que, ao menos, um coeficiente varia no tempo. Zeileis et al. (2003) pondera que é razoável se pensar que existem m quebras. Portanto, deve-se reescrever o modelo (1) para incorporar esses $m + 1$ segmentos em que o β terá valores distintos:

$$Y_i = X_i^\tau \beta_j + u_i (i = i_{j-1} + 1, \dots, i_j; j = 1, \dots, m + 1) \quad (3)$$

Onde j é o índice de segmento, $I_{m,n} = \{i_1, \dots, i_m\}$ define o conjunto de quebras (m -partition) e $i_0 = 0$ e $i_{m+1} = n$ por convenção (Zeileis et al. 2003).

Sup-Wald e OLS-CUSUM

Segundo Kleiber & Zeileis (2008) os testes mais populares para se investigar a instabilidade dos parâmetros podem ser divididos em duas classes: (1) testes baseados na estatística F e (2) testes de flutuações. Os testes mais populares baseados na estatística F são o Wald, LM e LR, sendo que eles teriam um bom poder contra uma quebra estrutural, ou seja, $m = 1$, em uma data desconhecida (Zeileis 2005). O teste Wald é baseado em uma sequência de estatísticas F para uma determinada quebra no período i . Desse modo, segundo Zeileis et al. (2003), o teste utiliza os resíduos estimados por MQO, $\hat{u}(i)$, de subamostras (segmentado) e os compara com os resíduos estimados por MQO, \hat{u} (não segmentado) via:

$$F_i = \frac{\hat{u}^\tau \hat{u} - \hat{u}(i)^\tau \hat{u}(i)}{\frac{\hat{u}(i)^\tau \hat{u}(i)}{n-2k}} \quad (4)$$

As estatísticas F são computadas para os segmentos (fração da amostra) $i = n_h, \dots, n - n_h$ ($n_h \geq k$) e é rejeitada se a função *supremum*, média ou exponencial (sup-Wald, ave-Wald, exp-Wald) ultrapassar os respectivos valores críticos (Zeileis et al. 2003). Na aplicação prática o recorte, $n_h = nh$, é escolhido pelo pesquisador, sendo h como 0,1 ou 0,15 escolhas populares (Zeileis et al. 2003, Perron 2005). Essa abordagem com a estatística pode ser estendida para testar nenhuma quebra contra l quebras ou l quebras contra $l + 1$ quebras (Bai & Perron 1998).

Os testes CUSUM e MOSUM, que utilizam a soma acumulada e móvel, respectivamente, dos resíduos recursivos da estimação, e suas variações OLS-CUSUM e OLS-MOSUM, que usam os resíduos de MQO, estão entre os mais populares testes de flutuações, devido à sua facilidade de interpretação e aplicação computacional (Zeileis 2005).

Segundo Kleiber & Zeileis (2008) o procedimento para se captar as flutuações no caso do OLS-CUSUM é apenas o processo de soma cumulativa em escala dos resíduos de MQO, $\hat{u} = Y_i - X_i^T \hat{\beta}_i$ (modelo escolhido), ou seja:

$$efp(s) = \frac{1}{\hat{\sigma} \sqrt{n}} \sum_{t=1}^{ns} \hat{u}_t, 0 \leq s \leq 1 \quad (5)$$

Para o teste OLS-CUSUM, por exemplo, o processo limitante é uma ponte *browniana* padrão, enquanto que para o CUSUM o processo limitante é um movimento *browniano* padrão (Zeileis et al. 2002). Ou seja, sob a hipótese nula a soma acumulada dos resíduos, *empirical fluctuation process (efp)*, segue esses processos, sob a hipótese alternativa ultrapassa os limites do processo e há uma quebra. Graficamente, os testes de flutuação ajudam não só a identificar o número de quebras (quantas vezes o processo ultrapassa os limites), como também onde seriam as quebras, (o ponto, no tempo, no qual o processo viola o limite) (Zeileis et al. 2003).

Bai-Perron

No caso de *dating*, segundo Zeileis et al. (2003), dado o modelo (3) e uma divisão em segmentos, (*m-partition*), i_1, \dots, i_m o estimador de B_j é facilmente obtido por MQO, sendo o resultado do menor SQR dado por:

$$SQR(i_1, \dots, i_m) = \sum_{j=1}^{m+1} sqr(i_{j-1} + 1, i_j) \quad (6)$$

Onde $sqr(i_{j-1} + 1, i_j)$ é o SQR padrão do j -ésimo segmento. Dessa forma o problema se torna encontrar/estimar os pontos $\hat{i}_1, \dots, \hat{i}_m$, datas da quebra, que minimizam a seguinte função:

$$(\hat{i}_1, \dots, \hat{i}_m) = \underset{(i_1, \dots, i_m)}{\operatorname{argmin}} SQR(i_1, \dots, i_m) \quad (7)$$

sobre todos os segmentos (i_1, \dots, i_m) com $i_j - i_{j-1} \geq n_h \geq k$.

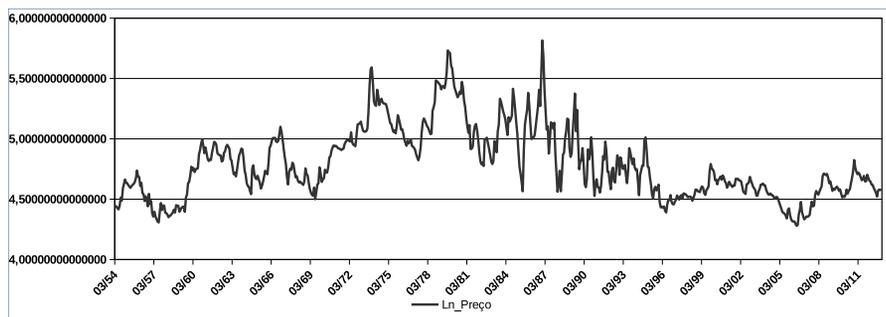
Bai & Perron (2003) empregam um algoritmo dinâmico baseado no princípio da otimização de Bellman para encontrar as m quebras que minimizam o SQR em um modelo $m + 1$ com segmentos. Para tanto, é necessário um segmento de tamanho mínimo $n \times h$, ideia similar ao procedimento utilizado no teste da estatística F , onde h é geralmente escolhido como 0,1 ou 0,15. Dadas as escolhas de h e m , a minimização é possível. Normalmente m não é previamente conhecido e uma opção viável é computar quebras ótimas $m = 0, 1, \dots$ e escolher o modelo que minimiza algum critério de seleção (Kleiber & Zeileis 2008).

Dessa forma, por meio dos testes e modelos apresentados nesta seção, identificam-se as quebras estruturais na série do PBG e eventos históricos relacionados. A análise da série e apresentação dos resultados dos testes realizada é feita na próxima seção⁶.

⁶Todos os testes e resultados foram obtidos por meio do *software* estatístico R (2013).

5 Resultados

Os testes apresentados a seguir foram todos realizados na série em logaritmo. A transformação logarítmica é, em geral, comum na literatura econômica e, também, na que trabalha com o PBG, visto que suaviza a variância da série⁷.



Fonte: Elaboração dos autores/IEA.

Figura 2: Logaritmo dos Preços mensais do boi gordo em São Paulo (reais de dezembro de 2012, por arroba). Março de 1954 – Dezembro de 2012

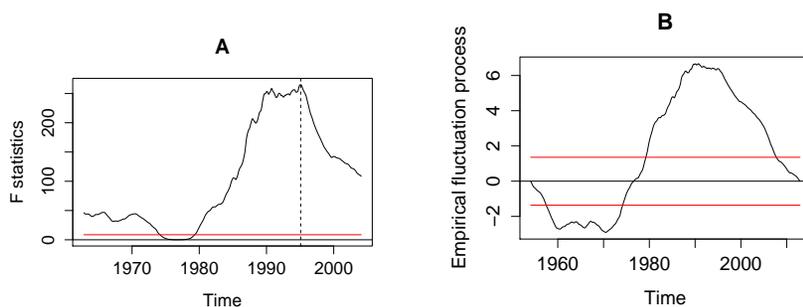
Não obstante, é possível observar que o comportamento e as tendências identificadas na seção 3 (Figura 1) não apresentaram mudanças drásticas com a transformação logarítmica (Figura 2).

É notório que testes de raiz unitária são viesados sob a presença de quebra estrutural (Hansen 2001). Todavia, os testes de quebra também são viesados sob a presença de raiz unitária. Testes que avaliam a presença de quebra estrutural rejeitarão a hipótese nula, de constância dos parâmetros, quando o processo tiver um componente de raiz unitária, mas possui parâmetros estáveis (Perron 2005). Sendo assim, omite-se a investigação de raiz unitária e inicia-se a investigação de quebras. Uma vez que é possível que existam múltiplas quebras na série tal investigação inicia-se com os testes Sup-Wald e OLS-CUSUM (Figura 3).

As linhas horizontais, superior à linha igual à zero para a Figura 3A e na vizinhança da linha igual à zero para a Figura 3B, apresentadas na Figura 3 indicam os limites dos valores críticos para um nível de significância de 5%. Como a estatística F (A), assim como o processo de flutuação empírica (B), superam esse limite, rejeita-se a hipótese nula de ausência de quebras. Ambos os testes foram realizados com o propósito de se encontrar quebras na média e, portanto, o modelo testado foi a regressão da série contra uma constante (Zeileis et al. 2003). No caso do teste Sup-Wald, segue-se a literatura e aplica-se um recorte de $h = 0,15$ (Perron 2005).

A análise gráfica do teste OLS-CUSUM (Figura 3B) assinala quebras no início da década de 1970 assim como ao redor da de 1990 (vale e pico, respectivamente). Já no caso do teste Sup-Wald (Figura 3A) a maior estatística é na observação 492 (fevereiro de 1995). Os testes realizados até essa etapa exibem evidências favoráveis à presença de quebras. Contudo, apesar de os gráficos exibirem informações importantes sobre as datas das quebras, foi feito o procedimento formal de Bai-Perron (BP) para a estimá-la.

⁷Haywood & Randal (2008) apontam que a transformação também contribui para estabilizar a variância do padrão sazonal, esta se amplia com o aumento do nível da série.

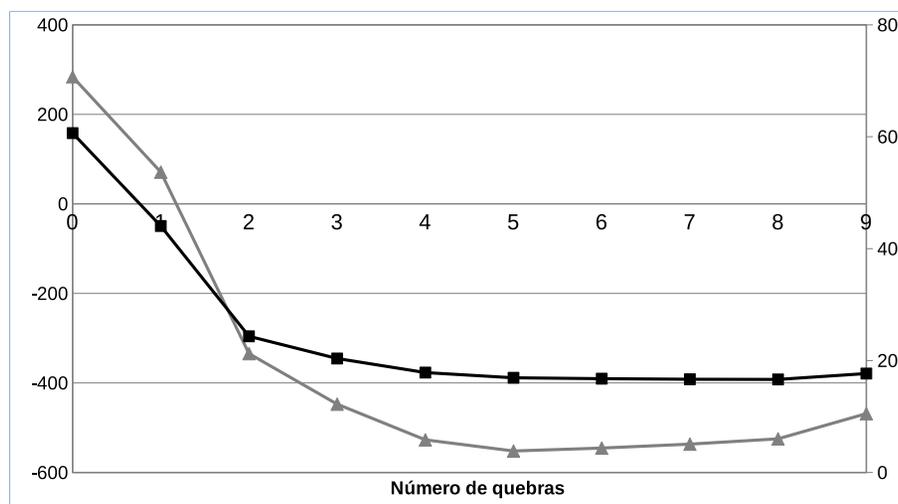


Fonte: Elaboração dos autores

Figura 3: Figura

O procedimento BP encontrou quebras na média (tal como no teste Sup-Wald e OLS-CUSUM, o modelo utilizado foi a série regredida contra uma constante). Haywood & Randal (2008) argumentam que, caso o foco seja só o estudo da quebra, não é necessário preocupar-se com modelos de previsão como o ARIMA e afins.

Como descrito anteriormente, existem dois parâmetros de escolha na metodologia de BP: (1) recorte de segmento mínimo da amostra h (geralmente 0,1 e 0,15) e (2) número de quebras m . Em razão do extenso tamanho da amostra (706 observações) o recorte escolhido foi, levando a segmentos mínimos de aproximadamente 71 observações (n_h) e permitindo a escolha de quebras de $m = 1, \dots, 9$. A escolha do número de quebras foi apoiada no critério de seleção BIC⁸.



Fonte: Elaboração dos autores.

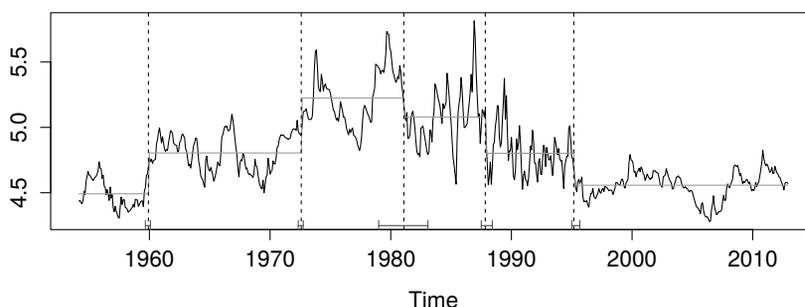
Figura 4: Minimização do SQR (RSS) e do critério de seleção BIC.

O critério de seleção BIC chega ao seu valor mínimo quando ocorrem cinco

⁸Bai & Perron (2003) sugerem que o critério de seleção BIC possui um bom desempenho sob a presença de quebras e pode ser adequado para várias situações. Porém, ressaltam que o critério desempenha mal contra variáveis defasadas (*lagged*) nos regressores.

quebras (Figura 4)⁹. Assim, dados $m = 5$ e $h = 0, 1$, é possível estimar as datas das quebras pelo procedimento BP. A Figura 5 exibe a série do PBG com as médias dos seis segmentos ótimos escolhidos por BP, as datas das quebras e seus respectivos intervalos de confiança. Já a Tabela 2 detalha os anos e meses das quebras e dos limites dos intervalos de confiança de 95%.

A análise gráfica dos segmentos ótimos escolhidos (Figura 5) apresenta intervalos de confiança curtos, exceto na terceira quebra. A confrontação das datas de quebra estimadas com os registros históricos permite uma interpretação mais rica do comportamento da série.



Fonte: Elaboração dos autores.

Figura 5: Série do logaritmo do preço do boi gordo dividida em seis segmentos ótimos pelo método BP

Tabela 2: Datas das quebras e intervalos de confiança identificados pelo procedimento Bai-Perron

Quebra	2,5%	Data*	97,5%
1	1959 (9)	1959 (12)	1960 (2)
2	1972 (5)	1972 (8)	1972 (10)
3	1979 (1)	1981 (2)	1983 (2)
4	1987 (7)	1987 (11)	1988 (6)
5	1995 (1)	1995 (3)	1995 (9)

* Ano e respectivo mês em parênteses.

Fonte: Elaboração dos autores.

A primeira quebra estimada e seu intervalo de confiança estão ao redor da passagem do ano de 1959 para o de 1960. Não por acaso, nesse período ocorreu uma intensa crise de abastecimento de carnes no mercado brasileiro, sendo seguido de fortes intervenções governamentais, tais como controle de exportação, confisco de bois e intervenção em frigoríficos (Silva 1986, Mueller 1987). A razão da aguda crise de abastecimento estaria associada à elevação

⁹A escala do critério BIC está à esquerda e, obviamente, a escala dos resíduos quadráticos, à direita.

da taxa de câmbio em 1959 e à manutenção do tabelamento dos preços internos, que levou a produção a orientar-se, fundamentalmente, para o mercado externo.

A quebra seguinte (1972) também pode ter relação com o fato da produção ter-se orientado para o mercado externo. Silva (1986) aponta que os anos de 1972 e 1973, assim como os anos de 1959 e 1960, suportaram maior pressão da demanda externa¹⁰, provocando a crise interna de abastecimento. O autor constata que, com objetivo de conter a elevação do preço e aumentar a oferta, foram realizadas intervenções semelhantes às dos anos de 1959 e 1960.

Outros autores (Mascolo 1978, Corrêa 1986, Wedekin & Bortoleto 1988) apontam que, além do cenário externo favorável, o preço do boi gordo iniciava um ciclo natural de alta¹¹. Durante esse período, preocupado em estabilizar os preços, o governo criou órgãos e lançou diferentes programas de incentivo à pecuária (Conselho Nacional de Desenvolvimento da Pecuária-CONDEPE, Programa de Desenvolvimento da Pecuária de Corte-PRODEPE e Programa Nacional de Pastagens-PRONAP). Os programas disponibilizavam crédito fácil para produtores e frigoríficos, sendo o objetivo expandir a capacidade produtiva e reduzir/acabar com as crises de abastecimento. Todavia, os programas podiam ter um efeito perverso ao facilitar a retenção de matrizes e, portanto, foi considerado pró-cíclico por alguns autores (Corrêa 1986, Wedekin & Bortoleto 1988). O fator pró-cíclico das intervenções pode ter gerado ciclos mais amplos e intensos na década de 1970¹².

A terceira data de quebra estimada (1981) possui o maior intervalo de confiança dentre as cinco, contemplando um período de quatro anos (1979 a 1983). A análise da Figura 5 mostra que a data estimada é a que divide as duas principais tendências citadas por Mueller (1987). O autor apura que a década de 1980 sofreu transformações do lado da demanda e oferta. Todavia, só a transformação na demanda dispõe de uma boa explicação para a quebra¹³; queda na demanda de carne e, conseqüentemente, do preço em virtude das recessões ocorridas no início da década. Uma segunda razão para a quebra nesse período é apontada pelo Bird (1991). Em 1979, 1981 e 1982 o governo restringe a livre exportação de carnes e passa a vender cotas no mercado, ocasionando, como resultado, a queda dos preços¹⁴ (Bird 1991).

A quebra de 1987 pode ser interpretada como um reflexo defasado das políticas realizadas durante o Plano Cruzado de 1986. Diversos fatores desestruturaram o setor pecuário, distorcendo incentivos, investimentos e quebrando o ciclo interanual vigente. Dentre os fatores se destacam: (1) congelamento de preços no mês de fevereiro (tradicionalmente de preços baixos), (2) total restrição à exportação e (3) reposição temporária do poder de compra (que promoveu o aumento da demanda) (Mueller 1987, Wedekin & Bortoleto 1988, Bird 1991, Netto 1995).

Segundo Wedekin & Bortoleto (1988), a crise de abastecimento de 1986 foi a pior em duas décadas. Logo após o descongelamento dos preços em no-

¹⁰A crise de alimentos mundial, ocorrida no início da década de 1970, é candidata à causa da maior demanda externa.

¹¹Ingressava no período de ascensão do preço do ciclo interanual.

¹²Além dos resultados perversos das intervenções, diversos autores criticam o caráter, fundamentalmente, de curto prazo das mesmas (Corrêa 1986, Wedekin & Bortoleto 1988, Bird 1991).

¹³O aumento substancial da oferta, graças aos avanços tecnológicos, não é bom candidato, pois, como observado por Netto (1995), vem ao longo da década de 1980 e não no início.

¹⁴Esta prática prosseguiu durante vários períodos na década de 1980 (Bird 1991).

vembro de 1986, o PBG atingiu seu máximo da série histórica, R\$ 335,43, em dezembro do mesmo ano. No entanto, esse preço permaneceu temporariamente nesse patamar e, em 1987, com a desestruturação do mercado bovino e a total restrição à exportação (que ao longo do ano se torna parcial), os preços caíram.

O último e mais longo segmento ótimo estimado demonstra comportamento essencialmente distinto dos outros (Figura 5). O período após 1995, com a estabilização dos preços, não apresenta tendência clara de alta ou baixa do PBG. A amplitude dos ciclos interanuais, assim como a variância da série, é menor do que nos segmentos anteriores. A explicação sugerida para essa data é o reflexo defasado do Plano Real. Uma vez efetivado o plano, a inflação mensal (IGP/DI) saiu da dezena para a unidade, no entanto, somente após alguns meses que essa atingiu os decimais se tornando, de fato, estável.

Investigando os resultados empíricos constata-se que alguns eventos históricos sugeridos na literatura não tiveram impacto tão relevante como os indicados anteriormente. Dentre estes eventos se destacam: (1) crise de abastecimento de 1965 e 1966, (2) controle de preços em meados da década de 1970 (especialmente 1974 e 1975), (3) programa de estocagens de carne, de 1975 a 1979, realizada pela Companhia Brasileira de Alimentos (COBAL), (4) programa de incentivo de 1977 e 1978 (Programa Nacional de Desenvolvimento da Pecuária-PROPEC), (5) crise de abastecimento de 1984, (6) alteração cambial de 1999 e (7) surto de febre aftosa e embargos à exportação de 2004 e 2005 (Mascolo 1978, Silva 1986, Mueller 1987, Wedekin & Bortoleto 1988, Bird 1991, Pinatti 2008, Teixeira & Maia 2008). A seguir (Tabela 3), apresenta-se um resumo das datas das quebras estimadas e explicações sugeridas.

Tabela 3: Resumo dos resultados estimados das datas das quebras e razões sugeridas

Quebra	Data e intervalo estimados	Explicação sugerida
1	[Set/1959 – Dez – Fev/1960]	Crise de abastecimento interna devido à orientação da produção à exportação.
2	[Mai/1972 – Ago – Out/1972]	Crise de abastecimento e programas de incentivo à pecuária com caráter pró-cíclico.
3	[Jan/1979 – Fev/81 – Fev/1983]	Crise de demanda (devido à recessão) e restrição à exportação.
4	[Jul/1987 – Nov – Jul/1988]	Desestruturação do mercado bovino devido ao Plano Cruzado.
5	[Jan/1995 – Mar – Set/1995]	Estabilização de preços após o Plano Real.

Fonte: Elaboração dos autores.

A Tabela 3 deixa claro que as explicações sugeridas se dividem entre choques naturais da economia, crises de abastecimento e demanda, e intervenções governamentais, planos de estabilização da inflação. Todavia, é possível argumentar que todos os choques naturais foram respondidos com forte intervenção governamental, ou seja, de efeitos negativos (Mascolo 1978, Silva 1986, Mueller 1987, Wedekin & Bortoleto 1988, Bird 1991).

6 Conclusão

A literatura sobre o PBG no Brasil apresenta várias hipóteses interessantes sobre sua flutuação, mas poucos estudos empíricos. A contribuição desse artigo

é procurar complementar os trabalhos existentes com uma investigação mais detalhada sobre o tema.

Especificamente, o objetivo deste artigo foi investigar a existência de quebras estruturais na série do preço do boi gordo (PBG) de 1954 a 2012. Afinal, quebras nessa série são potenciais incentivos para mudanças alocativas em um setor importante para a economia nacional que é o da bovinocultura. Este objetivo foi alcançado por meio do procedimento Bai-Perron intermediado com o auxílio da literatura existente acerca da série do PBG, gerando sugestões sobre eventos que ajudaram a esclarecer as perturbações ocorridas na série.

Concluiu-se que foram importantes fatores explicativos das quebras: as crises de abastecimento, restrição à exportação, subsídios, controle de preços e os planos de estabilização. Nota-se, portanto, que as intervenções governamentais tiveram impacto significativo no comportamento do PBG, notadamente, com os planos de estabilização da inflação dos anos 90.

É importante, contudo, chamar a atenção para algumas qualificações às conclusões encontradas. Primeiro, ressalta-se que outros eventos históricos destacados na literatura podem não ter sido tão relevantes na explicação do comportamento do PBG como se imaginava a priori. Uma justificativa razoável é a de que vários dos distúrbios indicados na literatura procedem de análises com amostras mais curtas. Os indícios de quebras em intervalos mais curtos podem ser oriundos de um movimento cíclico natural quando investigados sob um quadro mais amplo (longo prazo).

Em segundo lugar, o procedimento BP trabalha com segmentos mínimos. Dentro de cada segmento procura-se o melhor ajustamento identificando apenas uma data. Portanto, distúrbios nos dados (eventos) com relativa proximidade serão confrontados e só o mais expressivo (com melhor ajustamento) será indicado pelo procedimento.

Finalmente, extensões possíveis deste trabalho poderiam ser a investigação de quebras endógenas não só na média, mas também na variância (dessa forma, as suspeitas de Aguirre (1997), discutidas na seção 3, poderiam ser melhor averiguadas). Outro ponto interessante seria investigar os determinantes das intervenções governamentais no setor agrícola, modelando, teórica e econometricamente, os incentivos subjacentes a tais ações. Os resultados acima apontam na direção de uma modelagem de economia política e é provável que algumas dessas quebras sigam como parte de ciclos político-econômicos, mesmo dentro do período autoritário.

Agradecimentos

Agradecemos ao professor aposentado da UFMG, Antônio Aguirre, pelo estímulo inicial a este artigo.

Referências Bibliográficas

Aguirre, A. (1997), 'Testing for seasonal unit roots in a quarterly series of beef cattle prices in the State of São Paulo (Brazil)', *Revista de Economia e Sociologia Rural* 35(4), 151–173.

Aguirre, A. & Sansó, A. (2002), 'Using different null hypotheses to test for seasonal unit roots in economic time series', *Económica* 48(1-2), 3–26.

- Andrews, D. K. (1993), 'Tests for parameter instability and structural change with unknown change point', *Econometrica* **61**(4), 821–856.
- Andrews, D. K. & Ploberger, W. (1994), 'Optimal tests when a nuisance parameter is present only under the alternative', *Econometrica* **62**(6), 1383–1414.
- Bacchi, M. R. P. (1999), Transmissão de preços entre os segmentos produtivos da pecuária de corte brasileira, in 'Anais do Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural', number 37, Brasília: SOBER, Foz do Iguaçu, Paraná.
- Bai, J. (1994), 'Least squares estimation of a shift in linear processes', *Journal of Time Series Analysis* **15**(5), 453–472.
- Bai, J. (1997a), 'Estimating multiple breaks one at a time', *Econometric Theory* **13**(3), 315–352.
- Bai, J. (1997b), 'Estimation of a change point in multiple regression models', *Review of Economics and Statistics* **79**(4), 551–563.
- Bai, J. & Perron, P. (1998), 'Estimating and testing linear models with multiple structural changes', *Econometrica* **66**(1), 47–78.
- Bai, J. & Perron, P. (2003), 'Computation and analysis of multiple structural change models', *Journal of Applied Econometrics* **18**(1), 1–22.
- Banerjee, A., Lumsdaine, R. L. & Stock, J. H. (1992), 'Recursive and sequential tests of the unit-root and trend-break hypotheses: theory and international evidence', *Journal of Business and Economic Statistics* **10**(3), 271–287.
- Bird (1991), Brazil: key policy issues in the livestock sector; towards a framework for efficient and sustainable growth, Report n. 8570-br, World Bank. Acesso em: 20 de novembro de 2013.
- Bliska, F. M. M. (1989), transmissão de preços de carne bovina entre níveis de mercado: uma aplicação do modelo de auto-regressão vetorial, Mestrado economia agrária, Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz" da Universidade de São Paulo, Piracicaba.
- Canova, F. & Hansen, B. E. (1995), 'Are seasonal patterns constant over time? a test for seasonal stability', *Journal of Business and Economic Statistics* **13**(3), 237–252.
- CEPEA (2011), Desenvolvimento metodológico e cálculo do pib das cadeias produtivas do algodão, cana-de-açúcar, soja, pecuária de corte e leite no Brasil, Technical report, Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada, Piracicaba. Acesso em 8 de junho de 2013.
URL: http://www.cepea.esalq.usp.br/pibpec/PIB_Cadeias_relatorio2009_10.pdf
- CEPEA (2013), Pib do agronegócio – dados de 1994 a 2011, Technical report, Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada, Piracicaba. Acesso em 24 de outubro de 2013.
URL: http://www.cepea.esalq.usp.br/pib/other/Pib_Cepea_1994_2011.xls
- Chow, G. C. (1960), 'Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions', *Econometrica* **28**(3), 591–605.

Christiano, L. J. (1992), 'Searching for a break in GNP', *Journal of Business and Economic Statistics* **10**(3), 237–250.

Clemente, J., Montañés, A. & Reyes, M. (1998), 'Testing for a unit root in variables with a double change in the mean', *Economics Letters* **59**, 175–182.

Confederação Nacional da Agricultura (2013), Valor bruto da produção agropecuária cresce 9,5%, Technical report, Canal do Produtor. Acesso em 24 de outubro de 2013.

URL: http://www.canaldoprodutor.com.br/sites/default/files/VBP_19062013.pdf

Corrêa, A. S. (1986), 'Pecuária de corte: problemas e perspectivas de desenvolvimento', *EMBRAPA/CNPGC, Documentos* **33**, 1–73.

Cunha, C. A., Cunha, A. A. & Araújo, K. D. (2008), Convergência de preços do boi sob presença de quebra estrutural, in 'Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural', number 46, Rio Branco, Acre.

Cunha, D. A., Lima, J. E. & Braga, J. M. (2010), 'Integração espacial do mercado de boi gordo: uma análise de cointegração com threshold', *Análise Econômica* **28**(53), 251–267.

Enders, W. (2004), *Applied Econometric Time Series*, John Wiley & Sons, Inc., United States of America.

Gregory, A. W. & Hansen, B. E. (1996), 'Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts', *Journal of Econometrics* **70**, 99–126.

Hansen, B. E. (2001), 'The new econometrics of structural change: Dating breaks in U.S. labor productivity', *The Journal of Economic Perspectives* **15**(4), 117–128.

Haywood, J. & Randal, J. (2008), 'Trending seasonal data with multiple structural breaks NZ visitor arrivals and the minimal effects of 9/11', Research report, Victoria University of Wellington. New Zealand.

IEA (2013), Anuário de informações estatísticas da agricultura. série informações estatísticas da agricultura – Anuário IEA 2012, Technical report, Instituto de Economia Agrícola. Acesso em 24 de junho de 2013.

URL: <ftp://ftp.sp.gov.br/ftpiea/publicar/anuario2012/anuario2012.zip>

Kleiber, C. & Zeileis, A. (2008), *Applied Econometrics with R*, New York: Springer. 221p.

Lumsdaine, R. L. & Papell, D. H. (1997), 'Multiple trend breaks and the unit root hypothesis', *Review of Economics and Statistics* **79**(2), 212–218.

Margarido, M. A., Kato, H. T., Bueno, C. R. F. & Carnbon Jr, E. (1996), 'Análise dos impactos das cotações do dólar paralelo e do índice pluviométrico sobre os preços do boi gordo no estado de são paulo', *Revista Brasileira de Economia* **50**(2), 255–278.

Mascolo, J. L. (1978), Um estudo econométrico da pecuária de corte no Brasil, Doutorado em economia, Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro.

- Mattos, L. B., Lima, J. E. & Lirio, V. S. (2009), 'Integração espacial de mercados na presença de custos de transação: um estudo para o mercado de boi gordo em Minas Gerais e São Paulo', *Revista de Economia e Sociologia Rural* 47(1), 249–274.
- Mueller, C. C. (1987), 'O ciclo do gado e as tentativas governamentais de controle do preço da carne', *Estudos Econômicos* 17(3), 435–456.
- Nelson, C. R. & Plosser, C. I. (1982), 'Trends and random walks in macroeconomics time series: some evidence and implications', *Journal of Monetary Economics* 10, 139–162.
- Netto, C. G. A. M. (1995), 'A modernização da bovinocultura de corte brasileira', *Ensaio FEE* 16(1), 66–104.
- Perron, P. (1989), 'The great crash, the oil-price shock, and the unit-root', *Econometrica* 57(6), 1361–1401.
- Perron, P. (2005), Dealing with structural breaks, in 'Mimeo forthcoming in the Palgrave Handbook of Econometrics, Volume 1: Econometric Theory'.
- Perron, P. & Vogelsang, T. J. (1992), 'Nonstationarity and level shifts with an application to purchasing power parity', *Journal of Business and Economic Statistics* 10(3), 310–320.
- Pinatti, E. (2008), 'Efeitos das cotações do dólar comercial e do índice pluviométrico sobre os preços do boi gordo no estado de São Paulo, no período após plano real', *Revista de Economia Agrícola* 55(1), 77–88.
- Quandt, R. E. (1960), 'Tests of the hypothesis that a linear regression system obeys two separate regimes', *Journal of the American Statistical Association* 55(290), 324–330.
- Sachs, R. C. C. & Martins, S. S. (2007), 'Análise do comportamento dos preços do boi gordo e do bezerro na pecuária de corte paulista no período de 1995 a 2006: uma aplicação do modelo VAR', *Revista de Economia Agrícola* 54(1), 75–85.
- Sachs, R. C. C. & Pinatti, E. (2007), 'Análise do comportamento dos preços do boi gordo e do boi magro na pecuária de corte paulista no período de 1995 a 2006', *Revista de Economia e Agronegócio* 5(3), 329–352.
- Silva, J. A. B. B. (1986), 'Políticas governamentais e as distorções dos incentivos à pecuária brasileira: uma avaliação econométrica', *Análise e Conjuntura* 1(3), 5–30.
- Stock, J. H. & Watson, M. W. (2004), *Econometria*, 1 edn, São Paulo: Pearson Education do Brasil.
- Teixeira, G. S. & Maia, S. F. (2008), 'Impacto da febre aftosa no preço da arroba do boi gordo, recebido pelo produtor no Brasil', *Revista de Economia e Agronegócio* 6(23), 195–213.

United States Department of Agriculture (2013), Livestock and poultry: World markets and trade, Technical report, Foreign Agricultural Service (FAS), United States of America. Acesso em 24 de outubro de 2013.

URL: <http://usda01.library.cornell.edu/usda/fas/livestock-poultry-ma//2010s/2013/livestock-poultry-ma-04-17-2013.pdf>

Urso, F. S. P. (2007), A cadeia da carne bovina no Brasil: uma análise de poder de mercado e teoria da informação, Tese (doutorado em economia de empresas), Fundação Getúlio Vargas, São Paulo. 113f.

Vogelsang, T. J. (1999), 'Two simple procedures for testing for a unit root when there are additive outliers', *Journal of the Series Analysis* 20(2), 237–252.

Wedekin, V. S. d. P. & Bortoleto, E. E. (1988), Evolução dos preços e da pecuária de corte, Brasil, 1960-87, Technical report, Informações Econômicas (IEA), São Paulo.

Zeileis, A. (2005), 'A unified approach to structural change tests based on ML scores, F statistics, and OLS residuals', *Econometric Reviews* 24(4), 445–446.

Zeileis, A., Kleiber, C., Kramer, W. & Hornik, K. (2003), 'Testing and dating of structural changes in practice', *Computational Statistics & Data Analysis* 44(1-2), 109–123.

Zeileis, A., Leisch, F., Hornik, K. & Kleiber, C. (2002), 'Strucchange: An R package for testing for structural change in linear regression models', *Journal of Statistical Software* 7(2), 1–28.

Zeileis, A., Leisch, F., Hornik, K., Kleiber, C. & Hansen, B. E. (2013), 'Package "strucchange": testing, monitoring, and dating structural changes', CRAN – R-project. Acesso em 16 de novembro de 2013.

URL: <http://cran.r-project.org/web/packages/strucchange/strucchange.pdf>

Zivot, E. & Andrews, D. K. (1992), 'Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root', *Journal of Business and Economic Statistics* 10(3), 251–270.