

Mudança estrutural e evolução da dinâmica intersetorial na economia brasileira, no período de baixa inflação^{*}

Julia de Medeiros Braga^{**}

Professora Associada da Faculdade de Economia da Universidade Federal Fluminense (UFF) e doutoranda do Instituto de Economia da Universidade Federal do Rio de Janeiro (UFRJ)

Resumo

Este artigo explora as relações intersetoriais da economia brasileira no período 1996-2012, através de testes de cointegração com quebras estruturais, estimadas endogenamente. O teste multivariado aponta a ausência de cointegração entre os três grandes setores da economia, reforçando a tese de desindustrialização. Testes bivariados entre as 12 atividades das Contas Nacionais Trimestrais, contudo, sugerem várias relações de cointegração, quando considerada a possibilidade de quebras estruturais. Os testes indicam que a mudança principal ocorreu em 2003, momento coincidente com o início do crescimento acelerado dos preços das “commodities” nos mercados mundiais. Os resultados revelam, ainda, que: (a) a agropecuária é o único setor que cointegra todas as demais atividades da economia; (b) existe uma relação das atividades baseadas em infraestrutura (eletricidade e transporte) com o setor de serviços; (c) a relação entre comércio e indústria da transformação foi preservada após a mudança estrutural, porém houve um enfraquecimento desse elo.

^{*} Artigo recebido em out. 2013 e aceito para publicação em maio 2014.
Revisora de Língua Portuguesa: Elen Jane Medeiros Azambuja.

^{**} A autora agradece, sem implicar responsabilidade pelas opiniões emitidas, o apoio financeiro do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) e do Banco Interamericano de Desenvolvimento (BID), a Claudio Hamilton Matos dos Santos, que idealizou o projeto de pesquisa gerador deste artigo, à Professora Carmem Feijó, pelas sugestões, ao pesquisador do IPEA, Raphael Rocha Gouvêa e à Assistente de Pesquisa, Thaís Helena Fernandes Teixeira, por disponibilizarem as rotinas do R com os testes de raiz unitária e de cointegração utilizados neste trabalho.
E-mail: jbraga@id.uff.br

Palavras-chave

Desindustrialização; quebra estrutural; cointegração.

Abstract

This article explores the intersectoral relationships of the Brazilian economy in the period 1996-2012 through cointegration tests with endogenously estimated structural breaks. The multivariate test points to the absence of cointegration among the three major sectors of economy, reinforcing the thesis of deindustrialization. Bivariate testing with the twelve activities of the Quarterly National Accounts, however, suggests the existence of several cointegration relationships, when the possibility of structural breaks is taken into account. The tests indicate that the major change occurred in the year 2003, when the price of commodities upsurged in the international markets. Results also show that: (a) agriculture and livestock is the only sector that cointegrates all other activities; (b) there is a relationship between the two infrastructure-based activities (electricity and transportation) and the service sector; (c) the relationship between trade and the manufacturing industry was preserved after the structural change took place, but the link between them was weakened.

Key words

Deindustrialization; structural break; cointegration.

Classificação JEL: 011, 013, 014.

1 Introdução

Os efeitos, para o crescimento econômico, da perda de importância da indústria na estrutura produtiva brasileira têm renovado o debate acerca do processo de desindustrialização no País. O objetivo deste trabalho é contribuir para esse debate através do estudo das relações intersetoriais da economia brasileira no período 1996-2012, incluindo a possibilidade de mudanças estruturais nessas relações.

A análise é ampliada para a relação entre as 12 atividades que compõem o Valor Adicionado das Contas Nacionais Trimestrais do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), em vez de se restringir à indústria da transformação, como tem sido a ênfase nos trabalhos sobre desindustrialização.

São utilizados testes de cointegração para examinar as relações intersetoriais. Primeiro, são considerados testes multivariados do tipo de Johansen, para os três principais setores da economia (agropecuária, indústria e serviços). Em seguida, são realizados testes bilaterais do tipo de Engle-Granger, para as 12 atividades produtivas divulgadas nas Contas Nacionais Trimestrais do IBGE, examinadas duas a duas, totalizando 66 pares distintos de variáveis. Em ambas as estratégias, são consideradas as variantes dos testes de cointegração, que permitem a existência de mudanças estruturais. Essas mudanças são estimadas de maneira endógena, conforme a metodologia apresentada por Lütkepohl, Saikkonen e Trenkler (2004), para o caso multivariado, e por Gregory e Hansen (1996), para o caso bivariado.

Os resultados dos testes de cointegração são, então, contrastados com a evolução dos coeficientes da Matriz de Leontief dos anos 2000 e 2005, divulgadas pelo IBGE, permitindo identificarem-se as atividades que ganharam importância nas relações de consumo intermediário, seja como indutoras, seja como induzidas pelas demais.

Além desta **Introdução**, o trabalho está organizado em sete seções. A seção 2 é destinada à metodologia econométrica escolhida, com descrição detalhada dos testes de cointegração. Na seção 3, são relatados os resultados dos testes de raiz unitária e de cointegração. Na seção 4, identifica-se o período das mudanças estruturais apontadas pelos testes de raiz unitária e de cointegração. Na seção 5, é analisada a evolução dos coeficientes da Matriz de Leontief, segundo o modelo insumo-produto. Essa evolução é, então, comparada aos resultados dos testes de cointegração. Na seção 6, os resultados são interpretados à luz do debate acerca do processo de desindustrialização na economia brasileira, na primeira década deste século. Finalmente, a seção 7 traz as conclusões.

2 Metodologia

A primeira etapa nas construções de relações de cointegração consiste na verificação da existência de tendência estocástica nas séries de tempo. Foram utilizados o teste Augmented Dickey-Fuller (ADF) e dois testes que permitem a possibilidade de mudanças estruturais. O Teste de Zivot e Andrews (1992) tem como hipótese nula um processo de raiz unitária com

drift. A hipótese alternativa é diferenciada de acordo com os três modelos de Perron (1989), quais sejam a especificação *crash*, isto é, de mudança no intercepto (modelo A); a de *changing growth* (modelo B), ou seja, de mudança na inclinação da tendência; e, finalmente, a de *combo*, em que existem mudanças em ambos os parâmetros (modelo C).

É importante destacar-se a regra de escolha da quebra: a data é selecionada no ponto em que a estatística t do Teste Dickey-Fuller (DF) modificado é mínima. A consequência é que a quebra será escolhida no ponto menos favorável à hipótese nula de raiz unitária.¹ A equação de teste é, da mesma maneira que em Perron (1989), uma modificação da equação de Dickey-Fuller, com a inclusão de *dummies* de alteração na constante (modelo A), na tendência (modelo B) ou em ambos (modelo C).

A desvantagem do Teste de Zivot e Andrews é que os valores críticos são derivados sob a hipótese nula e, portanto é um teste inválido, se a quebra ocorrer sob a hipótese nula. Se for assumida a existência de quebra estrutural num processo de raiz unitária, a estatística de teste diverge e pode levar a uma rejeição espúria.

O Teste de Lee e Strazicich (2003) apresenta-se como uma alternativa interessante. Definido pelos autores como um teste de “duas quebras de multiplicador de Lagrange mínimo”, tem a vantagem de possibilitar a existência de até duas quebras estruturais, que podem ocorrer tanto no nível da série (modelo A de Perron) como no nível e na tendência (modelo C de Perron), totalizando, nesse caso, duas datas, cada qual com dois tipos de quebras diferentes. Um ponto importante que o diferencia do Teste de Zivot e Andrews é a possibilidade da quebra estrutural na especificação da hipótese nula (isto é, um processo de raiz unitária com quebra estrutural), assim como fazia originalmente Perron (1989).

Por outro lado, a desvantagem do Teste de Lee e Strazicich (2003) é a ausência do modelo B. Segundo os autores, o modelo B é omitido devido ao fato estilizado de que a maioria das séries econômicas apresenta padrão de acordo com os modelos A ou C. Essa omissão, contudo, é prejudicial ao objetivo deste trabalho, uma vez que o modelo apropriado para o Produto Interno Bruto (PIB) trimestral tipicamente encontrado na literatura de raiz unitária é justamente o modelo B (ver, por exemplo, Perron (1989) e Zivot e Andrews (1992)).

O conceito de cointegração, por sua vez, na sua formulação mais simples, sugerido inicialmente por Granger (1981) e explorado por Engle e Granger (1987), significa uma combinação linear “invariante no tempo” de variáveis não estacionárias, que resulta em um vetor com distribuição esta-

¹ Esse é, também, o procedimento de outros autores, como Christiano (1992 apud Stock (1994)).

cionária. Esse conceito pode ser interpretado como uma representação econométrica do “equilíbrio de longo prazo” de um modelo econômico.

Engle e Granger (1987) propõem a utilização do teste ADF para os resíduos de uma regressão de cointegração, para examinar a relação entre duas variáveis não estacionárias. Esse teste foi estendido por Gregory e Hansen (1996), relaxando a hipótese de “invariância no tempo” na relação de cointegração entre duas variáveis. Dessa forma, esse tipo de teste permite identificar-se se uma relação de cointegração é válida por algum período de tempo e se, em determinado momento, muda para uma nova relação de longo prazo.

A motivação de Gregory e Hansen (1996) é que os testes de cointegração tradicionais podem levar a resultados enganosos, caso existam mudanças estruturais nas séries. Gregory, Nason e Watt (1996) mostram que o poder do teste ADF convencional, como sugerido por Engle e Granger (1987), é drasticamente reduzido na presença de mudanças estruturais. Isso implica um viés para a não rejeição da hipótese nula de raiz unitária, isto é, uma tendência de rejeição da hipótese nula de não cointegração, quando, na verdade, existe uma relação de cointegração com uma mudança de regime no vetor de cointegração.

São apresentados quatro modelos, com três possíveis formas de mudança estrutural em Gregory e Hansen (1996), e mais uma alternativa, exposta em Gregory e Hansen (1996a). O modelo 1 representa uma relação de cointegração invariante no tempo:

$$y_{1t} = \mu + \alpha^T y_{2t} + e_t \quad t=1, \dots, n \quad \text{modelo 1}$$

Os outros modelos formalizam mudanças estruturais a partir da variável *dummy*:

$$\varphi_{t\tau} = \begin{cases} 0 & \text{se } t \leq [n\tau], \\ 1 & \text{se } t > [n\tau], \end{cases}$$

em que o parâmetro desconhecido $\tau \in (0,1)$ denota o ponto (relativo) de alteração da amostra e os colchetes [] são utilizados para indicar a parte inteira do número. O modelo 2 descreve uma mudança no intercepto da regressão (*level shift*), que representa uma alteração em que o novo equilíbrio de longo prazo assume uma forma paralela ao anterior:

$$y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{t\tau} + \alpha^T y_{2t} + e_t \quad t=1, \dots, n \quad \text{modelo 2}$$

O modelo 3 também representa uma mudança de nível, com a diferença de que agora se inclui, ainda, uma tendência linear na regressão:

$$y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{t\tau} + \beta t + \alpha^T y_{2t} + e_t \quad t=1, \dots, n \quad \text{modelo 3}$$

O modelo 4, chamado de “mudança de regime”, adiciona ao modelo 2 a possibilidade de uma mudança no coeficiente de y_{2t} no mesmo momento da mudança no intercepto:

$$y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{t\tau} + \alpha_1^T y_{2t} + \alpha_2^T y_{2t} \varphi_{t\tau} + e_t \quad t=1, \dots, n \quad \text{modelo 4}$$

O modelo 5, descrito em Gregory e Hansen (1996a), é o mais completo, pois permite, no mesmo momento da mudança do intercepto e do coeficiente de y_{2t} , adicionalmente, uma mudança do coeficiente da tendência linear. Dessa forma, esse modelo representa uma mudança de nível, de inclinação e de regime:

$$y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{t\tau} + \beta_1 t + \beta_2 t \varphi_{t\tau} + \alpha_1^T y_{2t} + \alpha_2^T y_{2t} \varphi_{t\tau} + e_t \quad t=1, \dots, n \quad \text{modelo 5}$$

O princípio para a determinação do ponto de mudança estrutural é o mesmo que o utilizado em Zivot e Andrews (1992).

Com base nos testes apresentados por Phillips e Ouliaris (1990), são utilizadas três diferentes estatísticas de testes, que são versões das estatísticas ADF, e as estatísticas Z_α e Z_t de Phillips (1987). Em cada caso, a estatística de teste é computada para todo possível valor de τ , tal que $\tau \in (0.15, 0.85)$, ou seja, são excluídas as extremidades da série. A estatística escolhida é a de menor valor (isto é, maior valor negativo, já que o teste é unicaudal), que é aquela que maximiza a probabilidade de rejeição da hipótese nula, que é de não cointegração. Portanto, a estatística escolhida é aquela que maximiza a hipótese alternativa de cointegração com quebra.

Lütkepohl, Saikkonen e Trenkler (2004) apresentam um teste de cointegração que também permite a existência de mudanças estruturais e que tem a vantagem de ser multivariado, consistindo numa modificação do Teste Traço de Johansen, baseado num processo de vetor auto-regressivo (VAR), como apresentado em Johansen e Juselius (1992). No artigo, os autores apresentam o teste com a inserção de uma variável *dummy* de mudança de nível fora do vetor de cointegração. Os autores também sugerem que a mesma metodologia pode ser utilizada com uma *dummy* de mudança na inclinação da tendência linear, além de *dummies* sazonais. A data da mudança estrutural é estimada na primeira etapa do teste, a partir de um modelo VAR. Em seguida, são estimados os coeficientes das variáveis determinísticas. O resíduo da regressão, ajustada por essas variáveis exógenas, é, então, utilizado para testar a hipótese nula de não cointegração, utilizando-se os testes de traço e de razão de verossimilhança de Johansen.²

² Os autores utilizaram valores críticos já tabulados na literatura, uma vez que mostram que a distribuição assintótica da estatística de teste sob a hipótese nula não depende da data da mudança estrutural. O teste tem a restrição de necessitar de um VAR com ordem superior a uma defasagem, para atender às propriedades desejáveis em pequenas amostras.

O modelo proposto pelos autores para o vetor de variáveis endógenas, $y_t = (y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{nt})$ para $t=1, \dots, T$, inclui um termo de constante, a tendência linear, e uma mudança de nível na constante. Os resíduos dessa regressão seguem um processo VAR(p), integrado de ordem 1 e de traço igual a r . A equação, já transformada para lidar com o VAR(p) dentro do sistema, é:

$$y_t = \mu_0 + \mu_1 t + \delta I_{t\tau} + A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_{t\tau} \quad (t = p+1, \dots, T),$$

em que τ é a parte relativa da amostra (excluindo as bordas) na qual acontece a mudança estrutural, da mesma forma como definido anteriormente, estimado pelo método de mínimos quadrados ordinários (MQO). Segue-se, então, o mesmo procedimento do teste do traço de Johansen. Nesse momento, vale notar-se que a hipótese nula é de ausência de cointegração e de ausência de mudança estrutural, em oposição à hipótese alternativa de existência de cointegração, com existência de quebra estrutural.

3 Dados e análise dos resultados dos testes econométricos

Foram considerados os índices de volume das Contas Nacionais Trimestrais para 12 atividades produtivas para o período 1995-2012.³ O motivo de iniciar em 1995 é buscar uma homogeneidade quanto ao método de cálculo dos dados, devido à mudança metodológica das Contas Nacionais implementada pelo IBGE em 2007, e também ao cenário mais estrutural de estabilidade monetária. Seguindo a literatura (ver, por exemplo, Perron (1989)), as séries foram transformadas em logaritmos antes da aplicação dos testes de raiz unitária, e optou-se pela inclusão de uma tendência linear nas equações de teste. Dessa forma, o modelo relevante é um processo com uma tendência determinística do tipo log-linear.

Os testes de raiz unitária estão dispostos na Tabela 1. Para a escolha das defasagens do termo que modela a autocorrelação, foi utilizado o critério de Schwarz, tanto no caso do teste ADF quanto no de Zivot e Andrews. Para o Lee-Strazicich, utilizou-se a recomendação dos autores, que é o procedimento “do geral para o específico”, baseado em testes t de significância a 10%. Todos os dados utilizados neste trabalho são índices de volume (portanto, produtos reais) em bases trimestrais. A máxima defasagem escolhida foi de 12 trimestres (três anos). No caso do Teste de Zivot e Andrews (doravante Z&A), a estratégia foi iniciar a partir do modelo C e, no

³ Ver Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). **Contas Nacionais Trimestrais**. 2. ed. Rio de Janeiro: IBGE, 2008. (Série Relatórios Metodológicos, n. 28).

caso de quebras estatisticamente não significativas, reparametrizar para os modelos do tipo A ou B, para a obtenção de um modelo mais parcimonioso. No caso do Teste de Lee e Strazicich (doravante L&S), como só existem as opções de modelo A ou C, optou-se pela especificação mais geral (modelo C). Tendo em vista o reduzido tamanho da amostra (72 observações), optou-se por incluir apenas uma data de quebra estrutural, para evitar a superparametrização. A seguir, é descrito o resultado para cada uma das séries temporais.

O teste ADF indicou a não rejeição da hipótese de raiz unitária. O teste Z&A indicou a não rejeição a 5% para nove das 15 séries temporais. É importante lembrar-se que, como as mudanças estruturais foram significativas, a rejeição, nesse caso, pode ser espúria. O teste L&S indicou a não rejeição para outras nove das 15 séries trabalhadas, não necessariamente as mesmas. Somente no caso dos dois grandes setores, indústria e agropecuária, é que ambos os testes apontam a rejeição a 5%.

Tabela 1

Testes de raiz unitária para os diferentes setores da economia do Brasil — 1995-2012

SETORES E ATIVIDADES	ADF	ZIVOT E ANDREWS	LEE-STRAZICICH (1 QUEBRA)	
PIBpm (1)	-1,85	-4,88 **	-3,49	
Setores				
Agropecuária	-1,85	0,18 **	-6,31	***
Indústria	-2,88	-5,53 **	-5,27	***
Serviços	-1,95	-3,09	-3,06	
Atividades				
Extrativa	-2,93	-4,31	-3,77	
Transformação	-2,89	-4,14	-4,56	**
Construção	-0,92	-4,90 *	-4,57	**
Eletricidade	-2,55	-6,89 ***	-4,26	*
Comércio	-1,64	-4,23	-4,62	**
Transporte	-3,48	-6,71 ***	-3,65	
Serviços de informação	-1,35	-5,49 **	-4,13	
Serviços financeiros	-1,91	-3,80	-4,66	**
Outros serviços	-1,96	-3,66	-4,10	
Imobiliárias	-1,83	-4,02	-3,90	
Saúde e educação	-2,85	-4,53	-4,08	

FONTE DOS DADOS BRUTOS: IBGE (2008).

(1) Produto Interno Bruto a preço de mercado. (2) *, ** e *** indicam a rejeição a 10%, 5% e 1% de significância respectivamente.

Para certificar-se de que os resultados não foram influenciados pelo curto tamanho das séries, foram rodados, novamente, os testes, com as seguintes alterações: (a) para um período mais amplo, com início no primeiro trimestre de 1991, em ambos os testes; (b) mantendo o mesmo período,

mas alterando o critério de informação para o procedimento “do geral para o específico”, no caso do Z&A. Com essas alterações, os resultados do teste Z&A para a agropecuária mudam, indicando a não rejeição da hipótese de raiz unitária. O teste de L&S mantém a não rejeição da hipótese nula. Para a indústria, todos os testes nessas novas versões indicam a não rejeição da hipótese de raiz unitária.⁴

Vale notar-se também que: (a) para a maioria das 12 atividades que compõem cada setor, os testes indicam a presença da raiz unitária; (b) o teste L&S indicou a raiz unitária para o PIB como um todo; c) a rejeição forte (a 1%) ocorreu em apenas dois casos no Z&A e em outros dois casos, com séries diferentes, no L&S. Essas características foram consideradas como indicadoras da presença da tendência estocástica no processo gerador de dados dessas séries.

Quanto aos testes de cointegração, foram realizadas duas estratégias diferentes para aferição das relações intersetoriais ao longo do período 1996-2012. A primeira estratégia consiste na análise dos três grandes setores da economia (agropecuária, indústria e serviços), segundo as Contas Nacionais Trimestrais. Foram estimados os dois Testes de Johansen (teste do traço e do máximo autovalor) e o Teste de Lütkepohl, Saikkonen e Trenkler (2004), descrito na seção 2. A segunda estratégia consiste na aplicação, às 12 atividades das Contas Nacionais Trimestrais, dos testes de Engle e Granger (doravante EG) e das quatro especificações possíveis do Teste de Gregory Hansen (doravante GH), descritas na seção 3. Devido ao tamanho reduzido da amostra, para evitar perda de grau de liberdade, nesta etapa, as séries de volumes utilizadas são as ajustadas sazonalmente, segundo o método utilizado pelo próprio IBGE.

A Tabela 2 resume os resultados da primeira estratégia de modelagem. Para os testes de Johansen, foi incluída a tendência linear (ou tendência log-linear, uma vez que os dados foram transformados em logaritmos neperianos). O número de defasagens do VAR foi de seis, à semelhança do número de defasagens escolhidos nos testes uniequacionais de EG e de GH.

A hipótese nula de não cointegração não é rejeitada em todos os três testes, a 5% de significância (Tabela 2). Dessa forma, os testes indicam que os três grandes setores da economia brasileira não compartilham uma combinação linear estacionária, ao contrário do esperado. As dinâmicas setoriais desse período não foram coincidentes e não houve um vetor de crescimento cuja trajetória seja comum aos três setores e que torne os resíduos de uma regressão entre os três setores estacionários.

⁴ As estatísticas de testes foram suprimidas do texto por uma questão de espaço e estão à disposição do leitor por meio de contato com a autora.

Tabela 2

Valores do teste de cointegração multivariado no Brasil — 1996-2012

DISCRIMINAÇÃO	ESTATÍSTICA	VALORES CRÍTICOS		
		10 %	5 %	1 %
λ_{max} (máximo autovalor)				
Tendência linear no vetor de cointegração				
$r \leq 2$	5,34	10,49	12,25	16,26
$r \leq 1$	10,67	16,85	18,96	23,65
$r = 0$	18,25	23,11	25,54	30,34
Atraço				
Tendência linear no vetor de cointegração				
$r \leq 2$	5,34	10,49	12,25	16,26
$r \leq 1$	16,01	22,76	25,32	30,45
$r = 0$	34,26	39,06	42,44	48,45
Atraço				
Tendência linear quebrada				
$r \leq 2$	5,82	5,42	6,79	10,04
$r \leq 1$	12,15	13,78	15,83	19,85
$r = 0$	26,18	25,93	28,45	33,76

FONTE DOS DADOS BRUTOS: IBGE (2008).

NOTA: Dados ajustados sazonalmente.

Devido ao problema de desempenho dos testes de raiz unitária com séries de frequência diferente de zero, foram considerados, alternativamente, dados sem ajuste sazonal. Para modelar a sazonalidade, foram incluídos *dummies* sazonais trimestrais e foi mantido o número de defasagens do VAR igual a seis. Esses testes também indicaram a ausência de cointegração entre os três grandes setores da economia⁵.

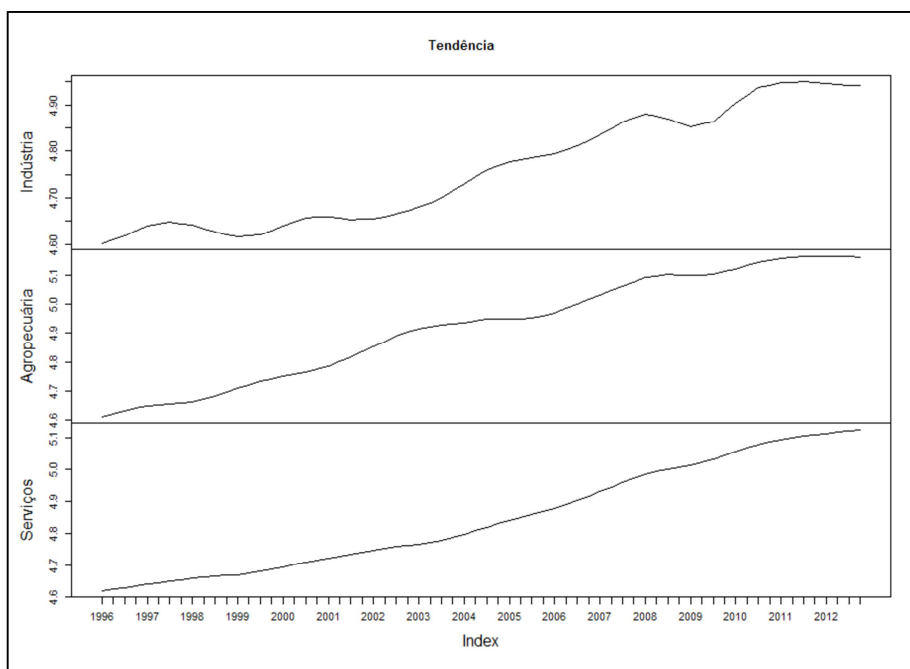
A Figura 1 expõe a componente de tendência de cada um dos três grandes setores, extraída de uma decomposição sazonal não linear (ver Cleveland *et al.* (1990)). A percepção visual é de trajetórias distintas, cujo elemento em comum é apenas uma tendência de crescimento linear.

No caso do teste de GH, seguindo a sugestão dos autores (Gregory; Hansen (1996)), o critério de seleção utilizado foi o “do geral para o específico”, em que as defasagens são retiradas da maior para a menor, enquanto o nível de significância da estatística *t* for maior que o nível de significância de 5%. Para séries trimestrais, a defasagem máxima indicada é seis.

⁵ A tabela não foi exibida neste artigo por uma restrição de espaço e está à disposição do leitor mediante contato com a autora.

Figura 1

Componente de tendência dos três grandes setores da economia do Brasil — 1996-2012



FONTE DOS DADOS BRUTOS: IBGE (2008).

Os testes apontam a existência de diversas relações de cointegração entre as atividades da indústria e os demais setores da economia, mostrando que é a atividade de construção que se desagrega como atividade não cointegrante junto às demais. A indústria da transformação, apesar de não cointegrar com todas as outras atividades, cointegra com seis das 11 atividades. O Quadro 1, a seguir, apresenta um resumo dos resultados dos testes bilaterais de EG e GH.⁶ A partir dele, é possível concluir que:

- a) a maior parte dos resultados de rejeição da hipótese nula de não cointegração acontece quando se permite algum tipo de quebra estrutural, isto é, os testes de Gregory Hansen apontam a rejeição da hipótese nula de não cointegração em uma frequência maior que o teste de EG;
- b) o setor da agropecuária cointegra com todos os outros setores, segundo o teste de GH. Dessa forma, esse é o setor com maior nível

⁶ As 132 tabelas com as estatísticas completas dos testes foram suprimidas por uma questão de espaço e estão disponíveis através de contato com a autora.

- de correlação com o resto da economia, ainda que a forma de cointegração contenha algum tipo de quebra estrutural;
- c) a indústria de transformação cointegra com a indústria extrativa, de forma que ambos os setores industriais são correlacionados, segundo os testes de EG e de GH. Porém, ao contrário do esperado, a indústria de transformação não cointegra com as outras atividades da indústria (construção e eletricidade);
 - d) a cointegração é verificada, como era de se esperar, entre a indústria de transformação e o comércio, segundo o teste de GH, com uma quebra na tendência de crescimento no quarto trimestre de 2002. Como os dados de comércio são calculados pelo uso, representam uma variável com características de demanda.⁷ Dessa forma, a cointegração entre a indústria de transformação e o comércio pode sugerir uma relação entre demanda e oferta;
 - e) a indústria de transformação não cointegra com a atividade de transporte, ao contrário do esperado. Também não é verificada a cointegração com os serviços da informação e financeiros;
 - f) além da já citada relação intersetorial com a indústria de transformação e cointegração com a agropecuária, a indústria extrativa apresentou cointegração com as seguintes atividades: eletricidade, comércio, transporte e serviços públicos (administração, saúde e educação pública);
 - g) a indústria extrativa também tem baixa frequência de cointegração com atividades de serviços (serviços de informação, serviços financeiros, outros serviços e atividades imobiliárias), além de não cointegração com a construção;
 - h) o setor de construção é uma atividade com uma dinâmica própria, que apresenta baixa cointegração com as outras atividades da economia. Além da agropecuária, só foi verificada cointegração com alguns serviços (serviço de informação, outros serviços e serviços públicos);
 - i) a atividade de comércio cointegra com as atividades da indústria, com exceção da construção;
 - j) as outras duas atividades com alta correlação (alta frequência de cointegração) com o resto da economia são a atividade industrial de

⁷ O índice de volume de comércio é formado, primordialmente, pelo índice de volume das margens do comércio. Esse é obtido pelas margens de comércio a preços constantes do ano anterior ao que são calculadas, por produto, através da aplicação do índice de volume dos componentes da demanda (isto é, pelo uso do produto) sobre os valores médios correntes da margem de comércio por uso do ano anterior. Ver Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). **Contas Nacionais Trimestrais**. 2. ed. Rio de Janeiro: IBGE, 2008. (Série Relatórios Metodológicos, n. 28).

produção e distribuição de energia elétrica e os serviços de transporte. Essas atividades baseadas em infraestrutura cointegram com todas as outras atividades do setor de serviços;

- k) os dados de distribuição de energia elétrica, gás e água e de esgoto e limpeza urbana, pela forma de cálculo das Contas Nacionais Trimestrais, são ditados, predominantemente, pela dinâmica do setor elétrico. Ao contrário do esperado, essa atividade não cointegra com a indústria de transformação e da construção. Essas são as únicas exceções, pois a eletricidade cointegra com todas as outras atividades da economia e, portanto, com todas as atividades do setor de serviços;
- l) o setor de transporte cointegra com todas as outras atividades de serviços, mas não com duas importantes atividades industriais (transformação e construção);
- m) a outra atividade dos serviços com (relativamente) alta frequência de cointegração são os outros serviços. Esses não cointegram somente com as seguintes atividades: extrativa, imobiliária e serviços públicos.

Quadro 1

Resultados dos testes de cointegração entre os diferentes setores da economia do Brasil — 1996-2012

DISCRIMINAÇÃO	ENGLE GRANGER		GREGORY HANSEN	
	Modelo	Resultado	Modelo	Resultado
Agropecuária x extrativa	EG - trend	Não cointegra	3	Cointegra
Agropecuária x transformação	EG - trend	Não cointegra	5	Cointegra
Agropecuária x construção	EG - trend	Cointegra	5	Cointegra
Agropecuária x eletricidade	EG - trend	Não cointegra	5	Cointegra
Agropecuária x comércio	EG - trend	Cointegra	5	Cointegra
Agropecuária x transporte	EG - trend	Cointegra	5	Cointegra
Agropecuária x serviços de informação	EG - trend	Não cointegra	5	Cointegra
Agropecuária x serviço financeiro	EG - trend	Cointegra	5	Cointegra
Agropecuária x outros serviços	EG - trend	Cointegra	5	Cointegra
Agropecuária x atividades imobiliárias	EG - drift	Cointegra	4	Cointegra
Agropecuária x saúde e educação	EG - drift	Cointegra	4	Cointegra
Transformação x extrativa	EG - drift	Cointegra	3	Cointegra
Transformação x construção	EG - trend	Não cointegra	5	Não Cointegra
Transformação x eletricidade	EG - trend	Não cointegra	5	Não Cointegra
Transformação x comércio	EG - trend	Não cointegra	5	Cointegra

(continua)

Quadro 1

Resultados dos testes de cointegração entre os diferentes setores da economia do Brasil — 1996-2012

DISCRIMINAÇÃO	ENGLE GRANGER		GREGORY HANSEN	
	Modelo	Resultado	Modelo	Resultado
Transformação x transporte	EG - drift	Não cointegra	2	Não Cointegra
Transformação x serviços de informação	EG - trend	Não cointegra	3	Não Cointegra
Transformação x serviço financeiro	EG - trend	Não cointegra	3	Não Cointegra
Transformação x outros serviços	EG - drift	Não cointegra	2	Cointegra
Transformação x atividades imobiliárias	EG - drift	Cointegra	4	Cointegra
Transformação x serviços públicos	EG - drift	Cointegra	2	Cointegra
Extrativa x construção	EG - trend	Não cointegra	5	Não Cointegra
Extrativa x eletricidade	EG - trend	Não cointegra	2	Cointegra
Extrativa x comércio	EG - trend	Não cointegra	4	Cointegra
Extrativa x transporte	EG - trend	Não cointegra	3	Cointegra
Extrativa x serviço de informação	EG - trend	Não cointegra	3	Não Cointegra
Extrativa x serviço financeiro	EG - trend	Não cointegra	3	Não Cointegra
Extrativa x outros serviços	EG - trend	Não cointegra	3	Não Cointegra
Extrativa x atividades imobiliárias	EG - drift	Cointegra	2	Não Cointegra
Extrativa x serviços públicos	EG - drift	Cointegra	4	Cointegra
Construção x eletricidade	EG - trend	Não cointegra	4	Não Cointegra
Construção x comércio	EG - trend	Não cointegra	2	Não Cointegra
Construção x transporte	EG - trend	Não cointegra	3	Não Cointegra
Construção x serviço de informação	EG - trend	Não cointegra	3	Cointegra
Construção x serviço financeiro	EG - drift	Não cointegra	2	Não Cointegra
Construção x outros serviços	EG - trend	Não cointegra	5	Cointegra
Construção x atividades imobiliárias	EG - trend	Não cointegra	3	Não Cointegra
Construção x serviços públicos	EG - trend	Não cointegra	5	Cointegra
Eletricidade x comércio	EG - trend	Não cointegra	3	Cointegra
Eletricidade x transporte	EG - trend	Não cointegra	3	Cointegra
Eletricidade x serviço de informação	EG - trend	Cointegra	3	Cointegra
Eletricidade x serviço financeiro	EG - trend	Não cointegra	3	Cointegra
Eletricidade x outros serviços	EG - drift	Não cointegra	2	Cointegra
Eletricidade x atividades imobiliárias	EG - trend	Não cointegra	3	Cointegra
Eletricidade x serviços públicos	EG - trend	Não cointegra	3	Cointegra
Comércio x transporte	EG - drift	Não cointegra	4	Cointegra
Comércio x serviço de informação	EG - trend	Não cointegra	3	Não Cointegra

(continua)

Quadro 1

Resultados dos testes de cointegração entre os diferentes setores da economia do Brasil — 1996-2012

DISCRIMINAÇÃO	ENGLE GRANGER		GREGORY HANSEN	
	Modelo	Resultado	Modelo	Resultado
Comércio x serviço financeiro	EG - trend	Não cointegra	3	Não Cointegra
Comércio x outros serviços	EG - trend	Não cointegra	4	Cointegra
Comércio x atividades imobiliárias	EG - trend	Não cointegra	3	Não Cointegra
Comércio x serviços públicos	EG - trend	Não cointegra	3	Não Cointegra
Transporte x serviço de informação	EG - trend	Cointegra	5	Cointegra
Transporte x serviço financeiro	EG - trend	Cointegra	3	Cointegra
Transporte x outros serviços	EG - trend	Cointegra	2	Cointegra
Transporte x atividades imobiliárias	EG - trend	Não cointegra	5	Cointegra
Transporte x serviços públicos	EG - trend	Não cointegra	3	Cointegra
Serviço de informação x serviço financeiro	EG - trend	Não cointegra	5	Não Cointegra
Serviço informação x outros serviços	EG - trend	Não cointegra	5	Cointegra
Serviço de informação x atividades imobiliárias	EG - trend	Não cointegra	3	Cointegra
Serviço de informação x serviços públicos	EG - trend	Não cointegra	4	Não Cointegra
Serviço financeiro x outros serviços	EG - trend	Não cointegra	3	Cointegra
Serviço financeiro x atividades imobiliárias	EG - trend	Não cointegra	4	Cointegra
Serviço financeiro x serviços públicos	EG - trend	Não cointegra	5	Não Cointegra
Outros serviços x atividades imobiliárias	EG - trend	Não cointegra	3	Não Cointegra
Outros serviços x serviços públicos	EG - trend	Não cointegra	3	Não Cointegra
Serviços públicos x atividades imobiliárias	EG - trend	Não cointegra	5	Cointegra

FONTE DOS DADOS BRUTOS: IBGE (2008).

4 Mudanças estruturais

A presença de quebras estruturais foi identificada tanto pelos testes de raiz unitária quanto pelos de cointegração. Para a série do PIB real trimestral, ambos os testes de raiz unitária apontaram uma, e somente uma, mudança estrutural na inclinação da tendência log-linear (modelo B de Perron) no primeiro trimestre de 2003. É notória, nos resultados dos testes, a ausência de qualquer quebra após a deflagração da crise internacional. Como a crise é relativamente próxima do final da amostra do período em estudo, esse resultado é, de certa forma, esperado, isto porque a identificação des-

sas possíveis quebras é prejudicada pela própria metodologia dos testes, que não considera valores extremos da amostra (ver seção 2).

Na atividade de comércio, ambos os testes de raiz unitária indicam uma alteração na tendência na mesma data que na série de PIB do primeiro trimestre de 2013. Percebe-se que, no caso da indústria de transformação, a mudança ocorreu no final de 2003, e, na indústria extrativa, também em algum ponto entre o final de 2003 e o início de 2004.

No caso da atividade de eletricidade, notam-se datas próximas do período em que houve o apagão na provisão de energia elétrica. Já para os serviços de informação, os testes apontam mudanças nos anos 1999 e 2000, período imediatamente posterior à privatização do sistema de telefonia no Brasil (ocorrida em 1998). A série de serviços financeiros apresenta uma radical mudança de padrão, com redução da variância e aumento no ritmo de crescimento, a partir de 2004, o que foi captado pelo Teste de Lee e Strazicich (2003), que indicou quebra no nível e na tendência a partir do primeiro trimestre de 2004, como mostra o Quadro 2.

Quadro 2

Resultados dos testes de cointegração, por setores e atividades, da economia do Brasil — 1996-2012

DISCRIMINAÇÃO	ZIVOT E ANDREWS	LEE-STRAZICICH (1 QUEBRA)
PIBpm	2003q1	2003q1
Agropecuária	2008q3	2000q3
Indústria	2003q4	2003q2
Serviços	2003q1	2002q1
Extrativa	2003q2	2004q3
Transformação	2003q4	2003q3
Construção	2002q4	2003q1
Eletricidade	2001q1	2002q4
Comércio	2003q1	2003q1
Transporte	2002q4	2004q1
Serviços de informação	1999q4	2000q4
Serviços financeiros	2002q4	2004q1
Outros serviços	2000q4	2001q1
Imobiliárias	2006q2	2004q1
Saúde e educação	2002q1	2004q4

FONTE DOS DADOS BRUTOS: IBGE (2008).

NOTA: q1, q2, q3 e q4 representam os quatro trimestres do ano.

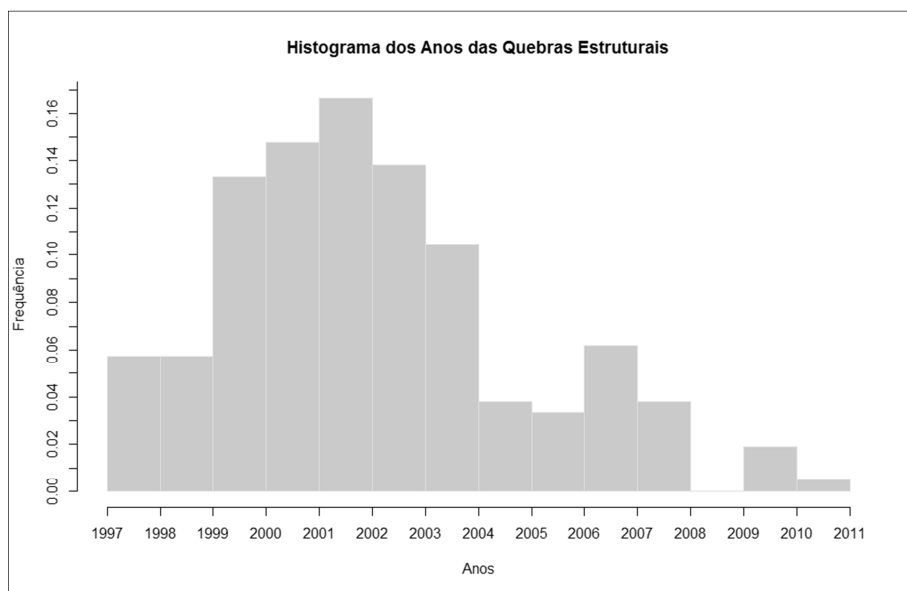
Em relação às datas das quebras estruturais nos modelos de cointegração, várias *dummies*, em diferentes datas, foram significativas nas diferentes especificações escolhidas. Uma análise através do histograma permi-

tiu visualizar-se a frequência com que cada ano foi selecionado como ano da data da quebra estrutural nas diferentes possíveis especificações do teste de GH. Como ilustra a Figura 2, apesar da dificuldade em se identificar um padrão robusto de mudança estrutural em cada uma das relações de cointegração, é possível verificar-se que as mudanças estruturais ocorreram com maior frequência entre os anos de 1999 e 2004. Esses resultados são coerentes com as datas das quebras dos testes de raiz unitária.

O fato de a quebra estrutural estar localizada nesse período permite com que a comparação entre as Matrizes de Leontief dos anos 2000 e 2005 tenham especial interesse. Esse resultado possibilita interpretar-se essas matrizes como representativas de uma estrutura setorial de um momento anterior e de um posterior à quebra estrutural.

Figura 2

Quebras estruturais nas relações de cointegração no Brasil —1997-2011



FONTE DOS DADOS BRUTOS: IBGE (2008).

No que tange especificamente à relação indústria de transformação e comércio, as mudanças ficaram localizadas no terceiro trimestre de 2003 ou no quarto trimestre de 2002, conforme o modelo adotado, cuja especificação foi descrita na seção 2. Nota-se a queda do patamar da *dummy* de inclinação da tendência no modelo mais completo (modelo 5) e do coeficiente

associado à variável de comércio no modelo sem tendência (modelo 4), como mostra a Tabela 3.

Tabela 3

Resultados dos testes de cointegração da indústria de transformação e do comércio no Brasil — 1996-2012

VARIÁVEIS	MODELO 2		MODELO 3		MODELO 4		MODELO 5	
	Coeficiente	Estatística t	Coeficiente	Estatística t	Coeficiente	Estatística t	Coeficiente	Estatística t
Constante	2,79	16,97	2,32	6,79	-0,16	-0,13	-0,40	-0,35
D2002 Q3	0,09	6,99	0,11	6,06	-	-	-	-
D2002 Q4	-	-	-	-	-	-	-0,96	-0,70
D2003 Q3	-	-	-	-	3,37	2,62	-	-
Tendência	-	-	0,00	-1,58	-	-	0,00	-0,05
DTendência	-	-	-	-	-	-	-0,01	-5,77
Comércio	0,39	11,07	0,50	6,57	1,03	3,77	1,08	4,32
D2002 Q4 x comércio	-	-	-	-	-	-	0,23	0,78
D2003 Q3 x comércio	-	-	-	-	-0,70	-2,55	-	-
Estatística do teste	-	-4,31	-	-4,34	-	-4,46	-	-6,40
R ² ajustado	0,90	-	0,90	-	0,90	-	0,94	-
Durbin-Watson ..	0,98	-	1,00	-	1,29	-	1,89	-
Valores críticos								
1%	-5,13	-	-5,45	-	-5,47	-	-6,02	-
5%	-4,61	-	-4,99	-	-4,95	-	-5,5	-
Número de defasagens selecionadas	1	-	1	-	0	-	0	-

FONTE DOS DADOS BRUTOS: IBGE (2008).

NOTA: A H_0 de não cointegração é aceita nos modelos 2, 3 e 4 e é rejeitada no modelo 5. A letra D representa a variável Dummy e Q o trimestre.

5 Comparação dos dados segundo o modelo insumo-produto

A vantagem do modelo insumo-produto, *vis-à-vis* a análise de cointegração aqui proposta, é a diferenciação entre consumo intermediário e demanda final. As relações de cointegração não fazem essa diferenciação e, na verdade, podem captar um vetor de demanda final comum às duas atividades econômicas.

As últimas matrizes de Leontief disponíveis no sítio do IBGE foram construídas com dados das Contas Nacionais anuais dos anos 2000 e 2005. Para o presente trabalho, esses anos podem ser considerados representativos, uma vez que foi entre 2000 e 2004 que se encontrou maior frequência de *dummies* significativas, segundo as diversas especificações do Teste de Gregory Hansen. Dessa forma, o ano 2000 foi interpretado como representativo de uma estrutura anterior à quebra estrutural, e 2005, de uma estrutura posterior à quebra estrutural.

Essas matrizes estão dispostas, respectivamente, nas Tabelas 4 e 5. Na última linha e na última coluna de cada uma delas, dispõe-se a soma dos coeficientes técnicos de Leontief, exceto do próprio setor. Os indicadores foram construídos segundo a seguinte fórmula:

$$w_n = \sum_{n \neq i} z_{in} + \sum_{n \neq j} z_{nj}$$

Os coeficientes z_{ij} de Z representam o impacto direto e indireto de um aumento unitário na demanda pela atividade j (na coluna) sobre a produção da atividade i (na linha) e forma a matriz $Z = (I - A)^{-1}$, Z é matriz de Leontief ou matriz de coeficientes técnicos diretos e indiretos, e A é a matriz dos coeficientes técnicos diretos.

Interpreta-se, aqui, o somatório, apontado na última linha do indicador, da importância do setor como atividade indutora das demais atividades; já o somatório disposto na última coluna é interpretado como indicador da importância da atividade como aquela que é induzida pelas demais.

Pode-se observar a influência da indústria de transformação na economia, pois se trata da atividade que sofre o maior efeito da demanda das outras atividades. Em seguida, nota-se a importância da atividade “outros serviços”, que, apesar do nome, inclui uma gama bastante extensa e heterogênea de atividades mercantis.

Tabela 4

Coeficientes técnicos diretos e indiretos da matriz de impacto intersetorial no Brasil — 2000

MATRIZ DE IMPACTO INTERSETORIAL (MATRIZ DE LEONTIEF) — 2000														
DISCRIMINAÇÃO	Insumo (atividade sob efeito)	Produto (atividade indutora)												Soma dos Coeficientes Exceto Seu Próprio
		01	02	03	04	05	06	07	08	09	10	11	12	
01= Agropecuária	01	1,12	0,03	0,13	0,01	0,04	0,01	0,03	0,02	0,01	0,00	0,03	0,01	0,33
02= Extrativa	02	0,02	1,06	0,06	0,02	0,03	0,00	0,01	0,01	0,01	0,00	0,01	0,01	0,18
03= Transformação	03	0,33	0,28	1,52	0,14	0,41	0,10	0,29	0,15	0,13	0,02	0,25	0,12	2,22
04= Eletricidade	04	0,02	0,06	0,06	1,33	0,03	0,03	0,02	0,02	0,02	0,00	0,03	0,03	0,32
05= Construção	05	0,00	0,01	0,00	0,00	1,04	0,00	0,00	0,01	0,01	0,02	0,01	0,03	0,11
06= Comércio	06	0,06	0,05	0,08	0,03	0,08	1,03	0,07	0,03	0,03	0,00	0,05	0,03	0,50
07= Transporte	07	0,05	0,12	0,07	0,03	0,04	0,05	1,09	0,04	0,03	0,00	0,04	0,02	0,50
08= Serviços de informação	08	0,01	0,04	0,03	0,03	0,02	0,03	0,03	1,16	0,07	0,00	0,08	0,07	0,42
09= Serviços financeiros	09	0,03	0,05	0,06	0,03	0,03	0,03	0,04	0,04	1,20	0,00	0,03	0,08	0,42
10= Atividades imobiliárias	10	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,04	0,02	0,04	0,02	1,00	0,02	0,01	0,20
11= Outros serviços	11	0,03	0,10	0,07	0,08	0,06	0,08	0,13	0,18	0,15	0,01	1,10	0,10	1,00
12= Serviços públicos	12	0,00	0,01	0,01	0,01	0,00	0,00	0,01	0,01	0,00	0,00	0,00	1,00	0,05
Soma dos coeficientes ex- ceto seu próprio		0,55	0,76	0,59	0,39	0,76	0,38	0,65	0,54	0,48	0,07	0,56	0,50	

FONTE DOS DADOS BRUTOS: IBGE (2008).

Tabela 5

Coeficientes técnicos diretos e indiretos para o Brasil — 2005

MATRIZ DE IMPACTO INTERSETORIAL (MATRIZ DE LEONTIEF) — 2005														
DISCRIMINAÇÃO	Insumo (atividade sob efeito)	Produto (atividade indutora)												Soma dos Coeficientes Exceto Seu Próprio
		01	02	03	04	05	06	07	08	09	10	11	12	
01= Agropecuária	01	1,14	0,03	0,14	0,02	0,04	0,01	0,04	0,02	0,01	0,00	0,03	0,01	0,36
02= Extrativa	02	0,03	1,08	0,08	0,05	0,03	0,01	0,02	0,01	0,01	0,00	0,02	0,01	0,27
03= Transformação	03	0,43	0,31	1,58	0,16	0,41	0,13	0,40	0,15	0,09	0,02	0,27	0,13	2,50
04= Eletricidade	04	0,03	0,07	0,07	1,30	0,02	0,03	0,04	0,03	0,02	0,00	0,04	0,03	0,39
05= Construção	05	0,00	0,02	0,00	0,00	1,02	0,00	0,00	0,01	0,01	0,02	0,01	0,03	0,10
06= Comércio	06	0,07	0,05	0,09	0,03	0,08	1,04	0,06	0,03	0,02	0,00	0,05	0,03	0,51
07= Transporte	07	0,05	0,14	0,08	0,04	0,04	0,06	1,12	0,04	0,02	0,00	0,04	0,02	0,54
08= Serviços de informação	08	0,02	0,06	0,03	0,03	0,02	0,03	0,03	1,21	0,06	0,00	0,08	0,07	0,43
09= Serviços financeiros	09	0,03	0,04	0,05	0,03	0,02	0,03	0,04	0,04	1,14	0,01	0,02	0,09	0,39
10= Atividades imobiliárias	10	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,02	0,01	0,03	0,01	1,00	0,01	0,02	0,15
11= Outros serviços	11	0,03	0,09	0,06	0,08	0,04	0,07	0,09	0,13	0,10	0,01	1,09	0,09	0,80
12= Serviços públicos	12	0,00	0,01	0,00	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	1,00	0,04
Soma dos coeficientes ex- ceto seu próprio		0,69	0,84	0,63	0,44	0,72	0,40	0,74	0,49	0,35	0,09	0,58	0,52	

FONTE DOS DADOS BRUTOS: IBGE (2008).

A Tabela 6 expõe a variação desses dois indicadores, isto é, a variação dos somatórios dos coeficientes técnicos dispostos nas últimas linha e coluna das Tabelas 4 e 5. A primeira coluna da Tabela 6 ressalta a variação do indicador de importância como atividade indutora entre 2000 e 2005, enquanto a segunda coluna ressalta a variação do indicador de importância como atividade induzida, no mesmo período. A última coluna é a soma dos dois efeitos.

Nota-se que, de 2000 a 2005, os setores que se destacaram em termos de aumento de importância foram a indústria extrativa, a agropecuária, a eletricidade, o transporte e a indústria de transformação.

Dessa forma, com exceção da indústria extrativa e de transformação, as atividades que tiveram aumento de importância segundo esses indicadores foram justamente aquelas que têm maior frequência de cointegração com as outras atividades da economia, segundo os resultados dos testes de cointegração de GH, quais sejam agropecuária, eletricidade e transporte.

Tabela 6

Indicadores de importância setorial no Brasil — 2005/2000

ATIVIDADES	VARIAÇÃO DO PESO COMO ATIVIDADE INDUTORA (2005/2000)	VARIAÇÃO DO PESO COMO ATIVIDADE SOB EFEITO (2005/2000)	SOMA DOS DOIS EFEITOS
Agropecuária	24,7	9,1	33,9
Extrativa	10,6	51,9	62,4
Transformação	6,8	12,6	19,4
Eletricidade	12,2	21,6	33,8
Construção	-5,1	-0,9	-6,0
Comércio	5,1	1,4	6,5
Transporte	15,0	9,5	24,5
Serviços de informação	-9,8	4,0	-5,8
Serviços financeiros	-27,7	-7,2	-34,9
Atividades imobiliárias	18,5	-24,0	-5,5
Outros serviços	4,3	-20,0	-15,7
Serviços públicos	4,5	-13,0	-8,5

FONTE DOS DADOS BRUTOS: IBGE (2008).

Uma vez que os resultados dos testes de cointegração apontaram que as atividades da indústria extrativa e de transformação não cointegram com algumas das outras atividades da economia, vale investigar-se um pouco mais a respeito desses dois casos. Pode-se notar que a alteração no indicador da indústria extrativa — o seu aumento como atividade mais importante (33,9 pontos percentuais) — foi fortemente induzido pelo aumento do peso da eletricidade (179%), do transporte (86%) e do comércio (74%). É

importante lembrar-se que a indústria extrativa cointegra com essas três atividades.

No caso da indústria de transformação, o aumento de importância (19,4 pontos percentuais) é explicado, em grande parte, pelo aumento do peso das atividades de transporte (37,5%), de agropecuária (29,9%) e de comércio (26%) como indutoras, isto é, que demandam da indústria de transformação. Novamente, transporte e agropecuária aparecem como atividades importantes. Vale lembrar-se, ainda, que a indústria da transformação cointegra com a atividade de comércio (Quadro 1).

A comparação dos resultados dos testes bilaterais de cointegração foi compatível com uma aferição da dinâmica intersetorial, segundo o modelo de insumo-produto, mesmo considerando as hipóteses restritas do modelo, que não foi corrigido pelas mudanças de preços relativos.⁸ Nota-se, portanto, que, de 2000 a 2005, os setores que se destacaram em termos de aumento de importância, considerando-se seu papel tanto como indutoras das outras atividades quanto como induzidas pelas demais, segundo a variação dos coeficientes técnicos, foram a indústria extrativa, a agropecuária, a eletricidade, o transporte e a indústria de transformação. Dessa forma, as atividades de agropecuária, de eletricidade e de transporte também se destacaram como de alta frequência de cointegração com as demais. As atividades indústria de transformação e extrativa tiveram destaque mais como induzidas do que como indutoras. Essas foram induzidas pela atividade de comércio e pelas três já mencionadas.

6 Interpretação dos resultados à luz do debate sobre desindustrialização: atividades complementares ou substitutas?

O fenômeno da “desindustrialização” é apontado por diversos trabalhos da literatura empírica sobre a economia brasileira (ver Feijó e Oreiro (2010), para uma resenha do debate, e Mattos (2012), para uma análise dos indicadores). Uma tese que ganhou notoriedade na mídia e aceitação no meio acadêmico é a de que esse processo foi detonado pela chamada “doença

⁸ O exercício feito aqui deve ser analisado com algumas ressalvas. Apesar de os coeficientes do modelo de insumo-produto serem interpretados como indicadores de relações intersetoriais em termos de quantidades físicas, eles são, na verdade, quantificados em valores monetários. Por isso, para Messa (2012), a Matriz de Leontief não reflete uma estrutura produtiva, mas, sim, uma estrutura de custo.

holandesa" (ver Bresser-Pereira e Marconi (2008), para uma análise empírica, e Bresser-Pereira (2008), para um fundamento teórico). O processo de desindustrialização acompanhado da "doença holandesa" descreve uma relação de substituição dos setores intensivos em *commodities*, deslocando a indústria manufatureira.⁹ É nessa hipótese de desindustrialização acompanhada de "doença holandesa", um dos pilares da corrente chamada "novo desenvolvimentismo", que esta seção está focada.

Enquanto o processo de desindustrialização associado à "doença holandesa" descreve uma relação de substituição entre a indústria manufatureira e as atividades baseadas em *commodities*, as relações de cointegração, por sua vez, podem ser interpretadas como indicadores da força de complementaridade entre as diversas atividades econômicas. Nesse sentido, a falta de cointegração entre os três grandes setores da economia poderia ser interpretada, à primeira vista, como uma evidência de um processo de substituição ou de redução da relação intersetorial ao longo do período analisado, corroborando a tese de desindustrialização associada à "doença holandesa". Os resultados dos testes bilaterais, contudo, apontam para um quadro mais complexo, pois indicam que a atividade de construção civil é a que se desagrega como não cointegrante das demais.

A evidência de que a construção civil não cointegra com as demais atividades é coerente com a baixa taxa de investimento em construções das últimas décadas e com a carência estrutural de infraestrutura do País. O fato é que, retirada a influência dessa atividade, é possível observarem-se diversas relações intersetoriais entre atividades da indústria, dos serviços e da agropecuária, no nível de agregação adotado neste estudo. Em termos técnicos, detectou-se a existência de diversas relações de cointegração entre as várias atividades da indústria (exceto a construção civil) e dos outros setores.

Outro ponto importante é que a principal mudança estrutural estimada pelos testes ocorreu em 2003, no exato momento de uma brutal inflexão dos preços das *commodities* nos mercados internacionais, que, após ficarem em patamar praticamente invariante nos anos 80 e 90, passaram a crescer em ritmo acelerado. A partir de 2003, houve uma alteração na inclinação da tendência do PIB e na relação entre as atividades de comércio e

⁹ Segundo Bresser-Pereira (2008), a "doença holandesa" é resultado de uma "falha de mercado", devido à abundância de recursos naturais que são escassos em outros países. Como o custo de produção desses recursos é menor que em outras nações, o país com abundância em recursos naturais pode se aproveitar de rendas ricardianas, que incentivam a ampliação dessas atividades. A exportação desses produtos detona um processo de valorização da taxa de câmbio real, que é prejudicial às outras atividades industriais. Dessa forma, o processo de desindustrialização é acompanhado por uma reprimarização da pauta exportadora, sintoma da "doença holandesa".

indústria. Nesse sentido, o novo cenário internacional determinou uma mudança nas relações intersetoriais e, portanto, na estrutura produtiva da economia.

Cabe ressaltar-se, contudo, que essa mudança não foi responsável por desfazer o elo entre comércio e indústria de transformação, mas, sim, por enfraquecê-lo, fato evidenciado por uma redução da constante e da elasticidade no vetor de cointegração. Essa relação intersetorial embute uma dinâmica entre demanda e oferta, uma vez que o índice de volume do comércio é contabilizado pelo uso do produto, a partir das margens do comércio.

O resultado de dominância da agropecuária, por sua vez, no sentido de ser a única atividade que cointegra com todos os demais setores da economia, é coerente com o crescimento acelerado da produtividade desse setor (de 4,3% ao ano entre 2000 e 2009)¹⁰, em contraposição a um crescimento medíocre ou até mesmo negativo da produtividade em outras atividades (ver Squeff (2012)).

De acordo com o pensamento de Carvalho, Lima e Santos (2008), a dominância da agropecuária pode ser interpretada como um indicador de que o crescimento pujante da produção e da produtividade desse setor, nas últimas décadas, além de dinamizar diretamente outras atividades econômicas no âmbito do agronegócio, ajudou a aliviar a histórica restrição externa da economia brasileira, gerando fundamento para o crescimento da demanda interna sem pressionar excessivamente o saldo total da balança comercial.

Dessa forma, encontram-se evidências de uma mudança estrutural impulsionada pelo crescimento dos preços internacionais das *commodities*, porém a existência de relações cointegrantes permite dizer-se que a complementaridade das relações intersetoriais se sobrepôs à relação de substituição descrita pela hipótese de desindustrialização associada à “doença holandesa”.

7 Conclusões

Os resultados dos testes a partir do Valor Adicionado das 12 atividades das Contas Nacionais Trimestrais permitem verificar-se que, apesar de os três grandes setores não se cointegrarem, várias atividades de cada um deles se cointegram duas a duas. Viu-se que, do setor industrial, a atividade de construção civil é a que se desagrega como não cointegrante das de-

¹⁰ Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). **Produtividade no Brasil nos anos 2000-2009: análise das Contas Nacionais**. Rio de Janeiro: IPEA, 2012. (Comunicados do IPEA, n. 133).

mais. Esse é um indicador de que é nessa atividade que está o elo mais fraco da estrutura produtiva brasileira, quando analisada no nível de agregação do presente estudo.

A cointegração verifica-se, na maior parte das vezes, desde que se permita a existência de algum tipo de quebra estrutural, segundo as várias alternativas do teste de Gregory Hansen. As quebras estruturais ocorreram no período 2000-04. A mudança principal ocorreu em 2003, momento em que a série do PIB real trimestral teve alteração na inclinação da tendência de crescimento. O mesmo aconteceu com as atividades do comércio, da indústria de transformação e da indústria extrativa. Essa mudança estrutural impactou a inter-relação entre os setores do comércio e da indústria de transformação. Outras mudanças significativas ocorreram na atividade de eletricidade, no período após o apagão na provisão de energia elétrica, e nos serviços de informação, nos anos imediatamente posteriores à privatização do sistema de telefonia no Brasil, ocorrida em 1998.

A comparação entre as Matrizes de Leontieff de 2000 e de 2005 permitiu avaliar-se como a estrutura produtiva se modificou após as quebras estruturais detectadas nos testes. Viu-se que as atividades que se destacaram em termos de aumento de importância, considerando-se seu papel, seja como indutoras das outras atividades, seja como induzidas pelas demais atividades, foram a indústria extrativa, a agropecuária, a eletricidade, o transporte e a indústria de transformação. Três atividades que se destacaram como indutoras de mudanças nas demais foram também as que apresentaram maior frequência de cointegração, com quebra estrutural (agropecuária, eletricidade e transporte). As atividades da indústria de transformação e da extrativa tiveram destaque mais como induzidas do que como indutoras. Essas atividades foram induzidas pela atividade de comércio e pelas três recém mencionadas.

Apesar da mudança estrutural associada ao período de decolagem dos preços internacionais das *commodities*, a complementaridade entre as atividades econômicas reveladas nos vetores de cointegração se sobrepôs à de substituição descrita pela tese da “doença holandesa”. Dos dois setores baseados em *commodities* (indústria extrativa e agropecuária), isso é especialmente verdadeiro para a agropecuária, que cointegrou com todas as demais atividades estudadas. A expansão da agropecuária estimulou a indústria da transformação direta e indiretamente. Isso também se aplica, porém em menor grau, à expansão da indústria extrativa e a seus efeitos sobre a indústria de transformação, criando um ciclo virtuoso de crescimento.

A complementaridade entre as atividades de comércio e de indústria também continua válida, determinando uma dinâmica importante entre o

impulso das vendas do comércio e a resposta da indústria de transformação (que implicitamente se resume a uma dinâmica entre demanda e oferta). Porém a mudança estrutural ocasionou um enfraquecimento desse elo, provavelmente associado ao vazamento externo, com a pressão das importações.

Os resultados deste trabalho são compatíveis com a visão de que políticas econômicas de estímulo de demanda agregada devem ser acompanhadas de políticas industriais ativas, no sentido de reforçar novamente a capacidade da indústria de responder ao aumento da demanda revelada nas vendas do comércio. Dessa forma, os resultados reforçam a visão da importância de toda a agenda de medidas da área de economia industrial, da inovação e da inserção do país nas cadeias globais de valor. Naturalmente, a discussão sobre política cambial também é importante, porém a proposta monotemática de desvalorização cambial parece limitada pelas condicionalidades da política monetária à inflação interna e à política monetária internacional.

Além disso, a discussão não pode ser restrita ao papel da indústria de transformação na economia, até porque, como aponta a literatura internacional, a perda de participação da indústria na economia é esperada como um desdobramento natural do processo de desenvolvimento econômico. Nesse sentido, finalmente, destacam-se dois resultados deste trabalho: em primeiro lugar, o forte vínculo verificado entre o setor de serviços e as atividades baseadas em infraestrutura e, em segundo lugar, a característica do setor de construção civil como elo mais fraco da estrutura produtiva brasileira, no grau de agregação adotado neste trabalho.

Esses resultados são compatíveis com a proposição de que medidas de política voltadas para estimular investimentos maciços em obras de infraestrutura são uma condição *sine qua non* para o desenvolvimento econômico, não somente para fortalecer a competitividade da indústria, como normalmente apontado por análises de comércio exterior, mas também para fortalecer a produção e produtividade no próprio setor de serviços.

Referências

BRESSER-PEREIRA, L. C. The Dutch disease and its neutralization: a Ricardian approach. **Brazilian Journal of Political Economy**, São Paulo, v. 28, n. 1, p. 47-71, jan./mar. 2008.

BRESSER-PEREIRA, L. C.; MARCONI, N. Existe doença holandesa no Brasil? In: Fórum de Economia da Fundação Getúlio Vargas, 4., São Paulo. **Anais...** São Paulo: Fundação Getúlio Vargas, 2008. Disponível em: <<http://www.bresserpereira.org.br/view.asp?cod=2726>>.

CARVALHO, V.; LIMA, G. T.; SANTOS, A. A restrição externa como fator limitante do crescimento econômico brasileiro: um teste empírico. **Revista EconomiA**, Brasília, DF, v. 9, n. 2, p. 285-307, maio/ago. 2008.

CLEVELAND, R. B. et al. STL: A Seasonal-Trend Decomposition Procedure Based on Loess. **Journal of Official Statistics**, Sweden, v. 6, n. 1, p. 3-73, 1990.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. **Econometrica**, New York, v. 55, n. 2, p. 251-276, 1987.

FEIJÓ, C. A.; OREIRO, J. L. Desindustrialização: conceituação, causas, efeitos e o caso brasileiro. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 30, n. 2, p. 219-232, 2010.

GRANGER, C. Some properties of time series data and their use in econometric model specification. **Journal of Econometrics**, [S.l.], v. 16, n. 1, p. 121-130, 1981.

GREGORY, A. W.; HANSEN, B. E. Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts. **Journal of Econometrics**, [S.l.], v. 70, n. 1, p. 99-126, 1996.

GREGORY, A. W.; HANSEN, B. Tests for cointegration in models with regime and trend shifts. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, [S.l.], v. 58, n. 3, p. 555-560, 1996a.

GREGORY, A. W.; NASON, J. M.; WATT, D. Testing for Structural Breaks in Cointegrated Relationships. **Journal of Econometrics**, [S.l.], v. 71, n. 1-2, p. 321-342, 1996.

Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Contas Nacionais Trimestrais. 2. ed. Rio de Janeiro: IBGE, 2008. (Série Relatórios Metodológicos, n. 28).

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Matriz de Insumo-Produto Brasil: 2000/2005**. Rio de Janeiro: IBGE, 2008.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Matriz de Insumo-Produto: 2000**. Rio de Janeiro: IBGE, [200-].

Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). **Produtividade no Brasil nos anos 2000-2009**: análise das Contas Nacionais. Rio de Janeiro: IPEA, 2012. (Comunicados do IPEA, n. 133).

JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Testing structural hypotheses in a multivariate cointegration analysis of the PPP and the UIP for UK. **Journal of Econometrics**, [S.l.], v. 53, n. 1-3, p. 211-244, 1992.

LEE, J.; STRAZICICH, M. C. Minimum LM unit root test with two structural breaks. **The Review of Economics and Statistics**, Cambridge, MA, v. 85, n. 4, p. 1082–1089, 2003.

LÜTKEPOHL, H.; SAIKKONEN, P.; TRENKLER, C. Testing for the cointegrating rank of a VAR process with level shift at unknown time. **Econometrica**, New York, v. 72, n. 2, p. 647–662, 2004.

MATTOS, F. A. M. Desindustrialização no Brasil: apontamentos para um debate em favor do desenvolvimento econômico. **Bahia Analise & Dados**, Salvador, v. 22, n. 2, p. 267-286, 2012.

MESSA, A. **Mudanças estruturais na economia brasileira ao longo da década de 2000**. Rio de Janeiro: IPEA, 2012. (Texto para Discussão, n. 1770).

PERRON, P. The Great Crash, the Oil Prices and the Unit Root Hypothesis. **Econometrica**, New York, v. 57, n. 6, p. 1361-1401, Nov. 1989.

PHILLIPS, P. C. B. Time series regression with unit roots. **Econometrica**, New York, v. 55, n. 2, p. 277-301, 1987.

PHILLIPS, P. C. B.; OULIARIS, S. Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration. **Econometrica**, New York, v. 58, n. 1, p. 165-193, jan. 1990.

SQUEFF, G. C. **Desindustrialização: Luzes e sombras no debate brasileiro**. Brasília, DF: IPEA, 2012. (Texto para Discussão, n. 1747).

STOCK, J. Unit roots, structural breaks and trends. In: ENGLE, R.; MCFADDEN, D. **Handbook of Econometrics**. Cambridge, MA: Harvard University, 1994. v. 4, cap. 46, p. 2740-2841.

ZIVOT, E.; ANDREWS, D. Further Evidence on the Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis. **Journal of Business and Economic Statistics**, Alexandria, VA, v. 10, n. 3, p. 251-270, 1992.

