

## Mudança Estrutural e a Evolução da Dinâmica Intersectorial na Economia Brasileira no Período de Baixa Inflação.

Julia de Medeiros Braga<sup>1</sup>

Palavras chave: desindustrialização, quebra estrutural, cointegração, matriz insumo-produto.  
JEL: 011, 013, 014

### Resumo

Este artigo explora as relações intersectoriais da economia brasileira no período de 1996 a 2012. São utilizados testes de cointegração que inserem a possibilidade de quebras estruturais, estimadas endogenamente, nas equações. O teste multivariado para os três grandes setores da economia (Agropecuária, Indústria e Serviços) aponta para a ausência de cointegração entre as séries, reforçando a tese de desindustrialização. Testes bivariados entre as doze atividades das Contas Nacionais Trimestrais, contudo, apontam para relações de cointegração em vários casos, desde que levada em consideração a presença de *dummies* de mudanças estruturais. Os testes indicam que a mudança principal ocorreu no ano de 2003, momento coincidente com o início do crescimento acelerado dos preços das commodities nos mercados mundiais. Os resultados apontam ainda: 1) A dominância do setor da Agropecuária, que cointegra com todas as demais atividades da economia; 2) A importância da relação entre duas atividades baseadas em Infraestrutura (Eletricidade e Transporte) com o setor de Serviços; 3) Que a relação de longo prazo entre Comércio e Indústria da Transformação foi preservada após a mudança estrutural, porém houve um enfraquecimento deste elo. Uma análise exploratória da Matriz de Leontief para os anos de 2000 e 2005 corroboram os resultados dos testes de cointegração.

### Abstract

This article explores the inter-sectoral linkages of the Brazilian economy in the period of 1996 to 2012. We use Cointegration tests with the possibility of structural breaks, endogenously estimated, in the equations. A multivariate test for the three major sectors of the economy (Agriculture, Industry and Services) points to the absence of Cointegration vector, reinforcing the thesis of deindustrialization. Bivariate testing between twelve activities of the Quarterly National Accounts, however, is in favor of Cointegration relationships in several cases, as long as *dummies* of structural changes since are taken into account. The tests indicate that the main change occurred in the year of 2003, moment when commodities price upsurged in international markets. The results also show: 1) the dominance of Agricultural sector, which cointegrates with all other economic activities; 2) the importance of the relationship between two activities based on infrastructure (Electricity and transportation) with the Service sector; 3) that the long-term relationship between trade and the manufacturing industry, which has been preserved after the structural change, in spite of the weakening of this link. An exploratory analysis of Leontief Matrix for the years 2000 and 2005 corroborates the results of Cointegration tests.

---

<sup>1</sup> Professora Adjunta da Faculdade de Economia da UFF. A autora agradece o apoio do IPEA para a realização desta pesquisa, a Claudio Hamilton Matos dos Santos (sem implicar responsabilidade pelas opiniões emitidas), que idealizou esta pesquisa, à Prof. Carmem Feijó, ao Técnico 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 cointegração utilizados neste trabalho.

## I - Introdução

Os efeitos para o crescimento econômico da perda de importância da Indústria na estrutura produtiva brasileira têm renovado o debate sobre o processo de desindustrialização no país. O objetivo deste trabalho é contribuir para este debate através do estudo das relações intersetoriais da economia brasileira no período de 1996 a 2012, incluindo a possibilidade de mudanças estruturais nestas relações.

A análise é ampliada para a relação entre as doze atividades que compõem o Valor Adicionado das Contas Nacionais Trimestrais do 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 Enders-Granger para as doze 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 variantes dos testes de cointegração, que permitem a existência de mudanças estruturais. Estas 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 (1996a) 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 identificar as atividades que ganharam importância nas relações de consumo intermediário, seja como indutoras seja como atividades induzidas pelas demais.

Além desta introdução, o trabalho está organizado em oito seções. A seção II é destinada à metodologia econométrica escolhida, com descrição detalhada dos testes de cointegração. Na seção III é relatada os resultados dos testes de raiz unitária e cointegração. Na seção IV identifica-se o período das mudanças estruturais apontadas pelos testes de raiz unitária e cointegração. Na seção V o debate acerca do processo de desindustrialização na economia brasileira na década de 2000 é revisitado e relacionado com alguns dos resultados da análise econométrica. Na seção VI 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. Finalmente, a seção VII traz as conclusões, o que é seguido pelas referências (seção VIII), além de dois Anexos.

## II – 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 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 (1987), quais sejam a especificação “crash”, isto é, de mudança no intercepto (modelo A), a de “changing growth” (modelo B), isto é, de mudança na inclinação da tendência, e, finalmente a de “combo”, onde existem mudanças em ambos os parâmetros (modelo C).

É importante destacar a regra de escolha da quebra: a data é selecionada no ponto em que a estatística  $t$  do teste DF modificado é mínima. A consequência é que a quebra será escolhida no ponto menos favorável à hipótese nula de raiz unitária.<sup>2</sup> A equação de teste é (da mesma maneira que em Perron, 1987) 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 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 uma alternativa interessante. Definido pelos autores como um teste de “duas quebras de Multiplicador de Lagrange mínimo”, apresenta a vantagem de

<sup>2</sup> Esse é também o procedimento de outros autores como Christiano (1992, apud Stock, 1994).

possibilitam 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 neste 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 (1987).

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 apresentam padrão de acordo com os modelos A ou C. Esta omissão, contudo, é cara ao objetivo deste trabalho uma vez que o modelo apropriado para o PIB trimestral tipicamente encontrado na literatura de raiz unitária é justamente o modelo B (ver por exemplo Perron, 1987, e Zivot e Andrews, 1992).

Seguimos aqui a sugestão de Ghysels e Perron (1993) de não dessazonalizar os dados, devido à possibilidade de redução do poder do tradicional teste de raiz unitária ADF.<sup>3</sup> Nos apoiamos no resultado de Ghysels, Lee e Noh (1994) que demonstram que a estatística t de Dickey e Fuller é válida mesmo quando existem raízes unitárias sazonais, contanto que o polinômio AR da equação de teste esteja bem especificado. Por isso, a escolha do lag máximo foi bastante alta para permitir a correta modelagem da sazonalidade a partir de um AR sazonal.

O conceito de cointegração, por sua vez, na sua formulação mais simples, sugerido inicialmente por Granger (1981) e explorada por Engle e Granger (1987), significa uma combinação linear *invariante no tempo* de variáveis não estacionárias, que resulta em um vetor com distribuição estacionária. Este 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. Este teste foi estendido por Gregory e Hansen (1996a), relaxando a hipótese de *invariância no tempo* na relação de cointegração entre duas variáveis. Dessa forma, este tipo de teste permite identificar 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 (1996a) parece ser a vasta popularidade que a abordagem de cointegração ganhou na pesquisa aplicada, especialmente na área da Macroeconomia. Essa estratégia de modelagem pode 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-Granger, 1987) é drasticamente reduzido na presença de mudanças estruturais. Isso implica em um viés para a não rejeição da hipótese nula de raiz unitária, isto é, um viés 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 (1996a) e mais uma alternativa em Gregory e Hansen (1996b). O primeiro modelo representa uma relação de cointegração invariante no tempo (modelo 1):

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

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  $[ \ ]$  representa uma 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:

<sup>3</sup> Isto porque, embora a dessazonalização reduza a autocorrelação dos dados nas frequências sazonais ela provoca um viés nas funções de autocorrelação de ordens menores que a defasagem sazonal.

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

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 (1996b), 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. Desta forma, este modelo representa uma mudança de nível, 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 aquele utilizado em Zivot e Andrews (1992).

Com base nos testes apresentados por Phillips e Ouliaris (1990), são utilizados três diferentes estatísticas de testes, que são versões das estatísticas ADF, e as estatísticas  $Z_\alpha$  e  $Z_t$  de Phillips (1987). Em cada caso, a estatística de teste é computada para cada possível valor de  $\tau$  tal que  $\tau \in (0.15, 0.85)$ , isto é, 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 rejeição da hipótese nula, que é de não cointegração. Portanto a estatística escolhida é aquela que maximiza a hipótese alternativa de **cointegração com quebra**.

Abaixo estão formalizadas as três estatísticas alternativas. A estatística ADF é a menor das estatísticas  $t$  para o regressor  $(\hat{e}_{t-1, \tau})$ .

$$ADF(\tau) = \inf_{\tau \in T} tstat(\hat{e}_{t-1, \tau})$$

$$Z_\alpha = \inf_{\tau \in T} n(\hat{\rho}_\tau^* - 1)$$

$$Z_t = \inf_{\tau \in T} (\hat{\rho}_\tau^* - 1) / \hat{s}_\tau$$

em que

$$\hat{s}_\tau^2 = \hat{\sigma}_\tau^2 / \sum_{t=1}^{n-1} \hat{e}_{t\tau}^2 \quad \text{e} \quad \hat{\rho}_\tau^* = \sum_{t=1}^{n-1} (\hat{e}_{t\tau} \hat{e}_{t+1, \tau} - \hat{\lambda}_\tau) / \sum_{t=1}^{n-1} \hat{e}_{t\tau}^2$$

isto é, o coeficiente de autocorrelação de primeira ordem dos resíduos não-viesado. O subscrito  $\tau$  representa o fato de que a sequência de resíduos escolhida depende do ponto de quebra  $\tau$ .  $\hat{\sigma}_\tau^2$  é a variância de longo prazo da primeira diferença dos resíduos, corrigida pela autocorrelação de primeira ordem.  $\hat{\lambda}_\tau$  é a soma ponderada das autocovariâncias. Os pesos escolhidos são os de Kernel. Dessa forma, a variância de longo prazo é estimada usando a forma *prewhitened quadratit spectral Kernel* com estimador *bandwidth* automático. Como se tratam de testes unicaudais o critério de rejeição, em todos os casos, é rejeitar se a estatística de teste (negativa) for menor que o valor crítico da distribuição.

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 VAR, como apresentado em Juselius e Johansen (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 estas variáveis exógenas, é então utilizado para testar a hipótese nula de não cointegração utilizando-se do teste de traço, de razão de verossimilhança de Johansen. Os autores puderam se valer de 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 desta regressão seguem um processo VAR(p) integrado de ordem 1 e traço igual a  $r$ . A equação, já transformada para lidar com o VAR(p) dentro do sistema, é:

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

em que  $\tau$  é a parte relativa da amostra onde acontece a mudança estrutural, da mesma forma como definido anteriormente. Este ponto é estimado pelos Mínimos Quadrados Ordinários:

$$\hat{\tau} = \underset{\tau \in \Gamma}{\operatorname{argmin}} \det(\sum_{t=p+1}^{\Gamma} \hat{\varepsilon}_{t\tau} \hat{\varepsilon}'_{t\tau}).$$

Em que  $\Gamma$  é o intervalo da amostra, em termos de posição relativa, excluindo as bordas das séries de tempo. Segue-se o mesmo procedimento do teste do traço de Johansen. A hipótese nula e alternativa do teste podem ser entendidas da seguinte forma (sendo  $r$ = número de vetores cointegrantes):

$$H_0: r=\delta=0$$

$$H_1: r \geq 1 \text{ e } \delta \neq 0$$

Vale então notar que a hipótese nula do primeiro teste é de ausência de cointegração e ausência de mudança estrutural contra a hipótese alternativa de existência de **cointegração com existência de quebra estrutural**. Em seguida, são realizados sucessivos testes com as seguintes hipóteses:

$$H_0: r=q \text{ e } \delta \neq 0$$

$$H_1: r \geq q+1 \text{ e } \delta \neq 0$$

para  $q$  sucessivamente igual a 1, 2, 3, ... ,  $n-1$  , lembrando que  $n$  é igual ao número de variáveis endógenas.

### III – Dados e Análise dos resultados dos Testes Econométricos

Foram considerados os índices de volume trimestrais das Contas Nacionais Trimestrais para doze atividades produtivas para o período de 1995 a 2012. O Anexo 1 descreve uma lista das atividades que estão agrupadas e formam cada um dos doze setores analisados neste trabalho. Segundo dados do ano de 2012, cada um destes setores tem um peso significativo no valor corrente do PIB trimestral, variando entre 2,4% (Serviços da Informação) e 14,4% (Administração, Saúde, Educação e Pública), conforme mostra o Anexo 2. Algumas das características e limitações destes dados serão mencionadas ao longo da análise<sup>4</sup>.

O motivo de iniciar em 1995 é de buscar uma homogeneidade quanto ao método de cálculo dos dados, devido à mudança metodológica das Contas Nacionais implementada pelo IBGE de 2007 que não foi adaptada para compatibilização de comparações com anos anteriores a 1995. Seguindo a literatura (ver, por exemplo, Perron, 1987) as séries foram transformadas em logaritmos antes da aplicação dos testes de raiz unitária e opta-se pela inclusão de uma tendência linear nas equações de teste. Desta forma o modelo relevante é um processo com uma tendência determinística do tipo log-linear (ver o quadro I com gráficos das séries).

Os testes de raiz unitária estão dispostos na tabela 1. Para a escolha das defasagens do termo que modela a autocorrelação foi a utilizado critério de Schwarz no caso dos testes ADF e Zivot e Andrews. Para o Lee-Strazicich utilizou-se a recomendação dos autores que é o procedimento “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 defasagens (3 anos). No caso do teste de Zivot & Andrews (doravante Z&A) a estratégia foi iniciar a partir do modelo C e, no caso de quebras estatisticamente não significativas, reparametrizar para o modelo do tipo A ou B para obtenção de um modelo mais parcimonioso. No caso do teste de Lee & Strazicich (doravante L&S), como só existe a opção de modelo A ou C, optou-se pela especificação mais geral (modelo C), ressaltando na tabela a significância das quatro dummies de quebra. Tendo em vista o reduzido tamanho da amostra (72 observações), optou-se pela opção de apenas uma data de quebra estrutural, para evitar superparametrização. A seguir descrevemos o resultado para cada uma das séries temporais.

O teste ADF indicou a não rejeição da hipótese de raiz unitária. O teste de Zivot e Andrews indicou a não rejeição a 5% para nove das quinze séries temporais. Vale lembrar que, como as mudanças estruturais foram significativas, a rejeição neste caso pode ser espúria. O teste de Lee-Strazicich indicou a não rejeição para outras nove das quinze séries trabalhadas, não são necessariamente as mesmas séries. Somente no caso dos dois grandes setores indústria e Agropecuária é que ambos os testes apontam a

<sup>4</sup> Ver Contas Nacionais Trimestrais, série Relatórios Metodológicos, volume 28, 2ª edição, Rio de Janeiro, 2008.

rejeição a 5%. Para nos certificar destes resultados não são influenciados pelo curto tamanho das séries, rodamos novamente os testes com as seguintes alterações: 1) para um período mais amplo, com início no primeiro trimestre de 1991 em ambos os testes. 2) Mantendo o mesmo período mas alterando o critério de informação para com testes t de significância no caso do Zivot e Andrews. Com essas alterações, os resultados do teste de Zivot e Andrews para a Agropecuária mudam indicando a não rejeição da hipótese de raiz unitária (as estatísticas de respectivamente -3.30 e -2.54). O teste de Lee e Strazicich mantém a não rejeição da hipótese nula (estatística de -5.48 indicando rejeição a 1%). Para o setor da Indústria as estatísticas são respectivamente de -5.54 e -3.46 para o Zivot e Andrews e -3.87 para o Lee Strazicich, o que indica que todos os testes nestas novas versões indicam a não rejeição da hipótese de raiz unitária.

Vale também notar que: 1) Para a maioria das doze atividades que compõe cada setor, os testes indicam a presença da raiz unitária; 2) O teste de Lee-Strazicich ter indicado a raiz unitária para o PIB como um todo; 3) A rejeição forte (a 1%) ocorreu em apenas dois casos com o Zivot e Andrews e dois casos, com séries diferentes, com Lee- Strazicich.

Essas características foram consideradas como indicadores da presença da tendência estocástica no processo gerador de dados destas séries.

**Tabela 1**

Testes de Raiz Unitária	ADF	Zivot e Andrews	Lee-Strazicich (1 quebra)
PIBpm	-1.85	-4.88 **	-3.49
Agropecuaria	-1.85	0.18 **	-6.31 ***
Industria	-2.88	-5.53 **	-5.27 ***
Servicos	-1.95	-3.09	-3.06
Extrativa	-2.93	-4.31	-3.77
Transformacao	-2.89	-4.14	-4.56 **
Construcao	-0.92	-4.90 *	-4.57 **
Eletricidade	-2.55	-6.89 ***	-4.26 *
Comercio	-1.64	-4.23	-4.62 **
Transporte	-3.48	-6.71 ***	-3.65
Servicosinformacao	-1.35	-5.49 **	-4.13
Servicosfinanceiros	-1.91	-3.80	-4.66 **
Outrosservicos	-1.96	-3.66	-4.10
Imobiliarias	-1.83	-4.02	-3.90
Saudeeducacao	-2.85	-4.53	-4.08

Rejeita a 1% (\*\*\*), a 5% (\*\*) ou a 10% (\*)

Fonte e Elaboração Próprias

Foram realizadas duas estratégias diferentes para aferição das relações intersetoriais ao longo do período de 1996 a 2012. A primeira estratégia consiste na análise dos três grandes setores da economia, segundo as Contas Nacionais Trimestrais, quais sejam, a Agropecuária, a Indústria e o setor de Serviços. 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 II. A segunda estratégia consiste na aplicação às doze atividades das Contas Nacionais Trimestrais descritas no Anexo 1 dos testes de Engle e Granger (doravante EG) e das quatro especificações possíveis do teste de Gregory Hansen (doravante GH), descritas na seção III. 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 método utilizado pelo próprio IBGE.

A tabela 1 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 GH. Devido ao problema de desempenho dos testes de raiz unitária com séries de frequência diferente de zero, os mesmos testes foram realizados com

dados sem ajuste sazonal (exibidos na Tabela 2). Para modelar a sazonalidade foi incluído *dummies* sazonais trimestrais e mantido o número de defasagens do VAR igual a seis.

**Tabela 2: Resultados dos testes de Cointegração**

**Teste de Cointegração Multivariado**

Dados ajustados sazonalmente

**$\lambda$ Max (máximo autovalor)**

Tendência linear no vetor de cointegração

	Estatística	Valores Críticos		
		10pct	5pct	1pct
$r \leq 2$	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

**$\lambda$ Traço**

Tendência linear no vetor de cointegração

	Estatística	Valores Críticos		
		10pct	5pct	1pct
$r \leq 2$	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

**$\lambda$ Traço**

Tendência linear quebrada

	Estatística	Valores Críticos		
		10pct	5pct	1pct
$r \leq 2$	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

**Tabela 3: Resultados dos testes de Cointegração**

**Teste de Cointegração Multivariado**

Dados originais (sem ajuste sazonal)

**$\lambda$ Max (máximo autovalor)**

Tendência linear no vetor de cointegração

Dummies sazonais

	Estatística	Valores Críticos		
		10pct	5pct	1pct
$r \leq 2$	5,23	10,49	12,25	16,26
$r \leq 1$	11,58	16,85	18,96	23,65
$r = 0$	17,18	23,11	25,54	30,34

**$\lambda$ Traço**

Tendência linear no vetor de cointegração

Dummies sazonais

	Estatística	Valores Críticos		
		10pct	5pct	1pct
$r \leq 2$	5,23	10,49	12,25	16,26
$r \leq 1$	16,8	22,76	25,32	30,45
$r = 0$	33,98	39,06	42,44	48,45

**$\lambda$ Traço**

Tendência linear quebrada

Dummies sazonais

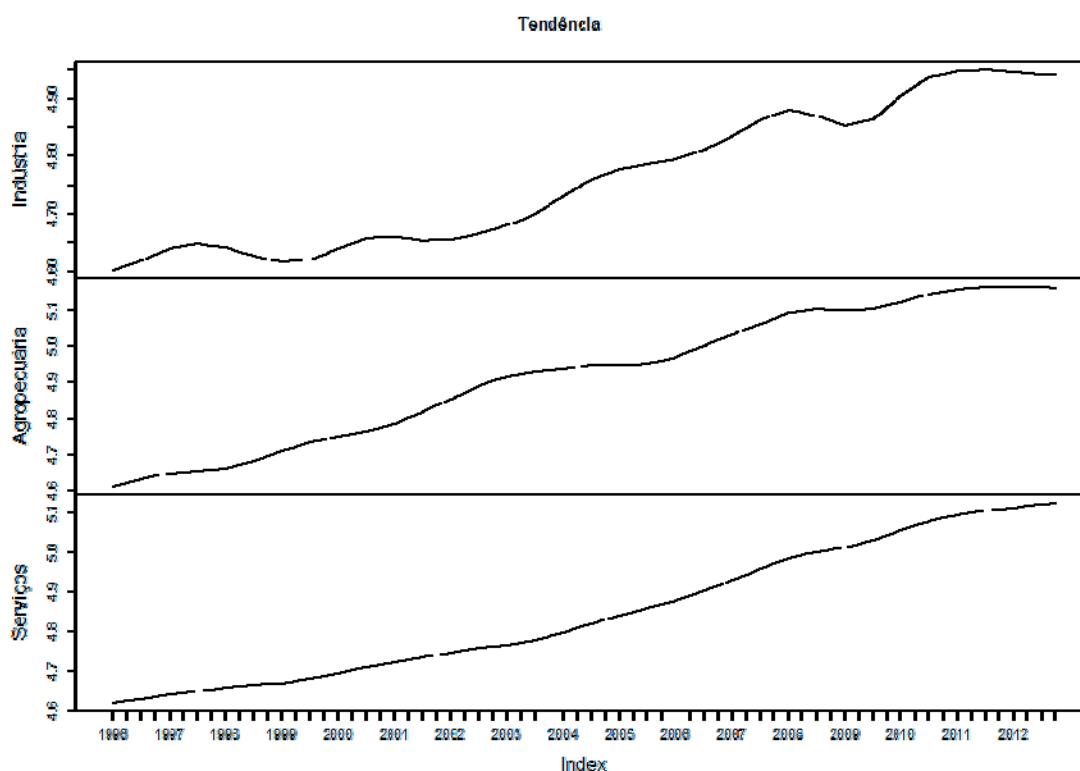
	Estatística	Valores Críticos		
		10pct	5pct	1pct
$r \leq 2$	4,83	5,42	6,79	10,04
$r \leq 1$	12,67	13,78	15,83	19,85
$r = 0$	26,67	25,93	28,45	33,76

Fonte e Elaboração Próprias

A hipótese nula de não cointegração não é rejeitada em todos os três testes, a 5% de significância (Tabela 1). Dessa forma, os testes indicam que os três grandes setores da economia brasileira não compartilham de uma combinação linear estacionária, ao contrário do esperado. As dinâmicas setoriais deste 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. Os testes com as séries não ajustadas sazonalmente que consideram a inclusão de *dummies* sazonais (Tabela 2) também indicam a ausência de cointegração entre os três grandes setores da economia.

O Gráfico 1 expõe a componente de tendência de cada um dos três grandes setores extraída de uma decomposição sazonal baseado no Loess (ver Cleveland et ali, 1990). A percepção visual é de trajetórias distintas, cujo elemento em comum é apenas uma tendência de crescimento linear.

**Gráfico 1**



Fonte e Elaboração Próprias, com dados do IBGE.

No caso do teste de GH, seguindo a sugestão dos autores (Gregory e Hansen, 1996a), o critério de seleção utilizado foi o do geral para o específico – 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 de seis.

Os testes apontam a existência de diversas relações de cointegração entre as atividades da Indústria e demais setores da economia, mostrando que é a atividade de Construção que se desagraja como atividade não cointegrante com as demais. A Indústria da Transformação, apesar de não cointegrar com todas as outras atividades, cointegra com seis das onze atividades. As tabelas 3 e 4 abaixo apresenta um resumo dos resultados dos testes bilaterais de EG e GH.<sup>5</sup> Os resultados nos permite concluir que:

- 1) 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 para a rejeição da hipótese nula de não cointegração numa frequência maior que o teste de EG.
- 2) O setor da Agropecuária cointegra com todos os outros setores segundo o teste de GH. Dessa forma, este é o setor com maior nível de correlação com o resto da economia, ainda que a forma de cointegração contenha algum tipo de quebra estrutural.
- 3) A Indústria da Transformação cointegra com a Indústria Extrativa, de forma que ambos os setores industriais são correlacionados, segundo ambos os testes de EG e de GH. Porém, ao contrário do esperado, a Indústria da Transformação não cointegra com as outras atividades da Indústria (Construção e Eletricidade).
- 4) A cointegração é verificada, como era de se esperar, entre a Indústria da 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 (ver seção II),

<sup>5</sup> 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.



representam uma variável com características de demanda. Desta forma, a cointegração entre Indústria da Transformação e Comércio pode sugerir uma relação entre demanda e oferta.

- 5) A Indústria da 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.
- 6) Além da já citada relação intersetorial com a Indústria da 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).
- 7) A Indústria Extrativa também tem baixa frequência de cointegração com atividades de Serviços (Serviços da Informação, Serviços Financeiros, Outros Serviços e Atividades Imobiliárias), além de não cointegração com a Construção.
- 8) 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).
- 9) A atividade de Comércio cointegra com as atividades da Indústria, com exceção da Construção.
- 10) As outras duas atividades com alta correlação (alta frequência de cointegração) com o resto da economia são a atividade industrial de produção e distribuição de energia elétrica, e os Serviços de Transporte.
- 11) Os dados de distribuição de energia elétrica, gás, água, esgoto e limpeza urbana, pela forma de cálculo das Contas Nacionais Trimestrais, são ditados predominantemente pela dinâmica do setor elétrico (ver seção II). Ao contrário do esperado, essa atividade de Eletricidade não cointegra com a Indústria da Transformação e 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.
- 12) O setor de Transporte é cointegra com todas as outras atividades de Serviços, enquanto não cointegra com duas importantes atividades industriais (Transformação e Construção).
- 13) A outra atividade dos Serviços que com (relativamente) alta frequência de cointegração são os Outros Serviços que não cointegram somente com as seguintes atividades: Extrativa, Atividades Imobiliárias e Serviços Públicos.

**Tabela 4: Resultados dos testes de Cointegração**

	Engle Granger		Gregory Hansen	
	Modelo	Resultado	Modelo	Resultado
AgropecuáriaXExtrativa	EG - trend	Não cointegra	GH - C/T	Cointegra
AgropecuáriaXTransformação	EG - trend	Não cointegra	GH - C/S/T	Cointegra
AgropecuáriaXConstrução	EG - trend	Cointegra	GH - C/S/T	Cointegra
AgropecuáriaXEletricidade	EG - trend	Não cointegra	GH - C/S/T	Cointegra
AgropecuáriaXComércio	EG - trend	Cointegra	GH - C/S/T	Cointegra
AgropecuáriaXTransporte	EG - trend	Cointegra	GH - C/S/T	Cointegra
AgropecuáriaXServiços Informação	EG - trend	Não cointegra	GH - C/S/T	Cointegra
AgropecuáriaXServiço Financeiro	EG - trend	Cointegra	GH - C/S/T	Cointegra
AgropecuáriaXOutros Serviços	EG - trend	Cointegra	GH - C/S/T	Cointegra
AgropecuáriaXAtividades Imobiliárias	EG - drift	Cointegra	GH - C/S	Cointegra
AgropecuáriaXSaúde e Educação	EG - drift	Cointegra	GH - C/S	Cointegra
TransformaçãoXExtrativa	EG - drift	Cointegra	GH - C/T	Cointegra
TransformaçãoXConstrução	EG - trend	Não cointegra	GH - C/S/T	Não Cointegra
TransformaçãoXEletricidade	EG - trend	Não cointegra	GH - C/S/T	Não Cointegra
TransformaçãoXComércio	EG - trend	Não cointegra	GH - C/S/T	Cointegra
TransformaçãoXTransporte	EG - drift	Não cointegra	GH - C	Não Cointegra
TransformaçãoXServiços Informação	EG - trend	Não cointegra	GH - C/T	Não Cointegra
TransformaçãoXServiço Financeiro	EG - trend	Não cointegra	GH - C/T	Não Cointegra
TransformaçãoXOutros Serviços	EG - drift	Não cointegra	GH - C	Cointegra
TransformaçãoXAtividades Imobiliárias	EG - drift	Cointegra	GH - C/S	Cointegra
TransformaçãoXServiços Públicos	EG - drift	Cointegra	GH - C	Cointegra
ExtrativaXConstrução	EG - trend	Não cointegra	GH - C/S/T	Não Cointegra
ExtrativaXEletricidade	EG - trend	Não cointegra	GH - C	Cointegra
ExtrativaXComércio	EG - trend	Não cointegra	GH - C/S	Cointegra
ExtrativaXTransporte	EG - trend	Não cointegra	GH - C/T	Cointegra
ExtrativaXServiço Informação	EG - trend	Não cointegra	GH - C/T	Não Cointegra
ExtrativaXServiço Financeiro	EG - trend	Não cointegra	GH - C/T	Não Cointegra
ExtrativaXOutros Serviços	EG - trend	Não cointegra	GH - C/T	Não Cointegra
ExtrativaXAtividades Imobiliárias	EG - drift	Cointegra	GH - C	Não Cointegra
ExtrativaXServiços Públicos	EG - drift	Cointegra	GH - C/S	Cointegra
ConstruçãoXEletricidade	EG - trend	Não cointegra	GH - C/S	Não Cointegra
ConstruçãoXComércio	EG - trend	Não cointegra	GH - C	Não Cointegra
ConstruçãoXTransporte	EG - trend	Não cointegra	GH - C/T	Não Cointegra
ConstruçãoXServiço Informação	EG - trend	Não cointegra	GH - C/T	Cointegra
ConstruçãoXServiço Financeiro	EG - drift	Não cointegra	GH - C	Não Cointegra
ConstruçãoXOutros Serviços	EG - trend	Não cointegra	GH - C/S/T	Cointegra
ConstruçãoXAtividades Imobiliárias	EG - trend	Não cointegra	GH - C/T	Não Cointegra
ConstruçãoXServiços Públicos	EG - trend	Não cointegra	GH - C/S/T	Cointegra

Fonte e Elaboração Próprias

**Tabela 5: Resultados dos testes de Cointegração**

	Engle Granger		Gregory Hansen	
	Modelo	Resultado	Modelo	Resultado
EletricidadeXComércio	EG - trend	Não cointegra	GH - C/T	Cointegra
EletricidadeXTransporte	EG - trend	Não cointegra	GH - T	Cointegra
EletricidadeXServiço Informação	EG - trend	Cointegra	GH - C/T	Cointegra
EletricidadeXServiço Financeiro	EG - trend	Não cointegra	GH - C/T	Cointegra
EletricidadeXOutros Serviços	EG - drift	Não cointegra	GH - C	Cointegra
EletricidadeXAtividades Imobiliárias	EG - trend	Não cointegra	GH - C/T	Cointegra
EletricidadeXServiços Públicos	EG - trend	Não cointegra	GH - C/T	Cointegra
ComércioXTransporte	EG - drift	Não cointegra	GH - C/S	Cointegra
ComércioXServiço Informação	EG - trend	Não cointegra	GH - C/T	Não Cointegra
ComércioXServiço Financeiro	EG - trend	Não cointegra	GH - C/T	Não Cointegra
ComércioXOutros Serviços	EG - trend	Não cointegra	GH - C/S	Cointegra
ComércioXAtividades Imobiliárias	EG - trend	Não cointegra	GH - C/T	Não Cointegra
ComércioXServiços Públicos	EG - trend	Não cointegra	GH - C/T	Não Cointegra
TransporteXServiço Informação	EG - trend	Cointegra	GH - C/S/T	Cointegra
TransporteXServiço Financeiro	EG - trend	Cointegra	GH - C/T	Cointegra
TransporteXOutros Serviços	EG - trend	Cointegra	GH - C	Cointegra
TransporteXAtividades Imobiliárias	EG - trend	Não cointegra	GH - C/T/S	Cointegra
TransporteXServiços Públicos	EG - trend	Não cointegra	GH - C/T	Cointegra
Serviço InformaçãoXServiço Financeiro	EG - trend	Não cointegra	GH - C/S/T	Não Cointegra
Serviço InformaçãoXOutros Serviços	EG - trend	Não cointegra	GH - C/S/T	Cointegra
Serviço InformaçãoXAtividades Imobiliárias	EG - trend	Não cointegra	GH - C/T	Cointegra
Serviço InformaçãoXServiços Públicos	EG - trend	Não cointegra	GH - C/S	Não Cointegra
Serviço FinanceiroXOutros Serviços	EG - trend	Não cointegra	GH - C/T	Cointegra
Serviço FinanceiroXAtividades Imobiliárias	EG - trend	Não cointegra	GH - C/S	Cointegra
Serviço FinanceiroXServiços Públicos	EG - trend	Não cointegra	GH - C/S/T	Não Cointegra
Outros ServiçosXAtividades Imobiliárias	EG - trend	Não cointegra	GH - C/T	Não Cointegra
Outros ServiçosXServiços Públicos	EG - trend	Não cointegra	GH - C/T	Não Cointegra
Serviços PúblicosXAtividades Imobiliárias	EG - trend	Não cointegra	GH - C/S/T	Cointegra

Fonte e Elaboração Próprias

#### IV- Mudanças Estruturais

Para a série do PIB real trimestral, ambos os testes apontaram para uma, e somente uma, mudança estrutural, na inclinação da tendência log-linear (modelo B de Perron) no primeiro trimestre de 2003. O mesmo aconteceu com a série de Comércio, com ambos os testes indicando uma alteração na tendência no primeiro trimestre de 2013. Percebeu-se que no caso da Indústria da Transformação a mudança ocorreu no final de 2003, e na Indústria Extrativa também em algum ponto entre o final de 2003 e 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, anos logo posteriores 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, que indicou quebra no nível e na tendência a partir do primeiro trimestre de 2004.

A presença de uma tendência estocástica pode ser interpretada como evidência de que algumas das perturbações de curto prazo no produto são permanentes e incorporam-se na tendência de longo prazo do

PIB. Isso significa que políticas macroeconômicas de curto prazo podem influenciar, pelo menos em algum grau, o crescimento de longo prazo da economia. Interessante ainda destacar o ponto de quebra da tendência do PIB em 2013, e que tal mudança estrutural foi observada na mesma data que a atividade de Comércio que, pela metodologia de construção do dado, é calculado pelo lado do uso do produto, tendo mais características de uma série de demanda do que de oferta.<sup>6</sup>

### Tabela 6: Resultados dos testes de Cointegração

#### Datas das Mudanças Estruturais nos Testes de Raiz Unitária

	Lee-Strazicich	
	Zivot e Andrews	(1 quebra)
PIBpm	2003q1	2003q1
Agropecuaria	2008q3	2000q3
Industria	2003q4	2003q2
Servicos	2003q1	2002q1
Extrativa	2003q2	2004q3
Transformacao	2003q4	2003q3
Construcao	2002q4	2003q1
Eletricidade	2001q1	2002q4
Comercio	2003q1	2003q1
Transporte	2002q4	2004q1
Servicosinformacao	1999q4	2000q4
Servicosfinanceiros	2002q4	2004q1
Outrosservicos	2000q4	2001q1
Imobiliarias	2006q2	2004q1
Saudeeducacao	2002q1	2004q4

Rejeita a 1% (\*\*\*), a 5% (\*\*) ou a 10% (\*)

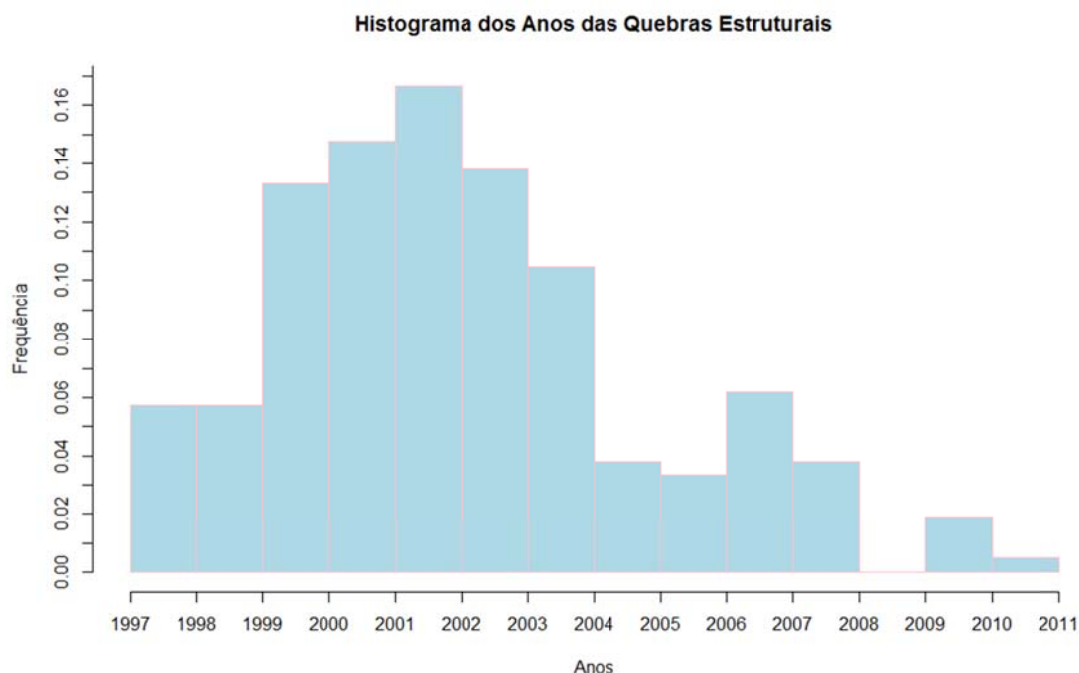
Fonte e Elaboração Próprias

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 permitiu visualizar 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 o gráfico 2, apesar da dificuldade em se identificar um padrão robusto de mudança estrutural em cada um das relações de cointegração, é possível verificar que as mudanças estruturais ocorreram com maior frequência entre os anos de 1999 a 2004. Estes resultados são coerentes com as datas das quebras dos testes de raiz unitária.

O fato da quebra estrutural estar localizada neste período permite que a comparação entre as Matrizes de Leontief do ano 2000 e 2005 tenham especial interesse. Esse resultado nos possibilita interpretar essas matrizes como representativas de uma estrutura setorial de um momento anterior à quebra estrutural e de um momento posterior à quebra estrutural.

<sup>6</sup> O índice de volume de comércio é formado primordialmente pelo índice de volume das **margens do comércio**. Este é obtido pelas margens de comércio a preços constantes do ano anterior 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.

Gráfico 2



Fonte e Elaboração Próprias

No que tange especificamente à relação Indústria da Transformação e Comércio as mudanças ficaram localizadas no terceiro trimestre de 2003 ou quarto trimestre de 2002, conforme o modelo adotado. Nota-se a queda do patamar das dummies de nível e de inclinação da tendência no modelo mais completo (GH-C/S/T) e do coeficiente associado à variável de Comércio no modelo sem tendência (GH-C/S).

**Tabela 7: Resultados dos testes de Cointegração**

Teste de Cointegracao de Gregory-Hansen

Variavel dependente: Intransformacao

Variavel	GH - C		GH - C/T		GH - C/S		GH - C/S/T	
	Coeficiente	Estatistica t	Coeficiente	Estatistica t	Coeficiente	Estatistica t	Coeficiente	Estatistica 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	-	-
Tendencia	-	-	0,00	-1,58	-	-	0,00	-0,05
DTendencia	-	-	-	-	-	-	-0,01	-5,77
Incomercio	0,39	11,07	0,50	6,57	1,03	3,77	1,08	4,32
D2002 Q4 x Incomercio	-	-	-	-	-	-	0,23	0,78
D2003 Q3 x Incomercio	-	-	-	-	-0,70	-2,55	-	-
<b>Estatistica do teste</b>		<b>-4,31</b>		<b>-4,34</b>		<b>-4,46</b>		<b>-6,40</b>
R2 ajustado	0,90		0,90		0,90		0,94	
Durbin-Watson	0,98		1,00		1,29		1,89	

Fonte e Elaboração Próprias

## V – Comparação com dados segundo o Modelo Insumo-Produto

No modelo de Leontief, a relação entre os insumos consumidos em cada atividade e a produção total desta atividade, é expressa pelo **coeficiente técnico de produção**  $a_{ij}$ .

$a_{ij} = g_{ij}/g_j$ , em que,

$g_{ij}$  = valor da produção da atividade i consumido na atividade j

$g_i$  = valor total da produção na atividade j

$i, j \in \{\text{atividades}\}$

Logo  $a_{ij}$  representa o valor produzido na atividade  $i$  e consumido pela atividade  $j$  para produzir uma unidade monetária. Nota-se que os dados são medidos em unidades monetárias e que não são dados de volume, mas sim de valor da produção. A produção ( $G$ ) pode ser destinada ao consumo intermediário ou ao valor adicionado (demanda final subtraída das importações):

$G = \text{Consumo intermediário} + \text{Valor Adicionado}$

Seja  $f_i$  o valor da produção da atividade  $i$  destinado à demanda final, então:

$$G = (I - A)^{-1} f$$

$A$  é a matriz dos coeficientes técnicos diretos e  $Z$ ,  $Z = (I - A)^{-1} A$ , é matriz de Leontief ou matriz de coeficientes técnicos diretos e indiretos. 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).

A grande vantagem do Modelo Insumo-Produto é, vis a 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 a duas atividades econômicas.

As últimas matrizes de Leontief disponíveis no sitio do IBGE são construídas com dados das Contas Nacionais Anuais dos anos de 2000 e de 2005. Estas matrizes estão dispostas, respectivamente, nas tabelas 7 e 8. Na última linha e última coluna de cada matriz, dispomos a soma dos coeficientes técnicos de Leontief exceto do próprio setor. Interpretamos aqui o somatório indicado na última linha de indicador de importância do setor como atividade indutora das demais atividades. O somatório disposto na última coluna é interpretado como indicador da importância da atividade como aquela que é induzida pelas demais. Os indicadores foram construídos segundo a seguinte fórmula:

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

Pode-se observar a influência da Indústria da 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 de atividades mercantis deste setor (ver Anexo 1).

**Tabela 8: Coeficientes Técnicos Diretos e Indiretos (Matriz 2000)**

		Matriz de impacto intersetorial - Matriz de Leontief - 2000												
Produto (atividade indutora)		01	02	03	04	05	06	07	08	09	10	11	12	Soma dos coeficientes exceto seu próprio
	Insumo (atividade sob efeito)													
01= Agropecuária	01	<b>1.12</b>	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	<b>1.06</b>	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	<b>1.52</b>	0.14	0.41	0.10	0.29	0.15	0.13	0.02	0.25	0.12	<b>2.22</b>
04= Eletricidade	04	0.02	0.06	0.06	<b>1.33</b>	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	<b>1.04</b>	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	<b>1.03</b>	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	<b>1.09</b>	0.04	0.03	0.00	0.04	0.02	0.50
08= Serviços Informação	08	0.01	0.04	0.03	0.03	0.02	0.03	0.03	<b>1.16</b>	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	<b>1.20</b>	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	<b>1.00</b>	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	<b>1.10</b>	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	<b>1.00</b>	0.05
Soma dos coeficientes exceto 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: IBGE, Elaboração própria

**Tabela 9: Coeficientes Técnicos Diretos e Indiretos (Matriz 2005)**

Matriz de impacto intersetorial - Matriz de Leontief - 2005														
Produto (atividade indutora)		01	02	03	04	05	06	07	08	09	10	11	12	Soma dos coeficientes exceto seu próprio
	<b>Insumo</b> (atividade sob efeito)													
01= Agropecuária	01	<b>1.14</b>	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	<b>1.08</b>	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	<b>1.58</b>	0.16	0.41	0.13	0.40	0.15	0.09	0.02	0.27	0.13	<b>2.50</b>
04= Eletricidade	04	0.03	0.07	0.07	<b>1.30</b>	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	<b>1.02</b>	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	<b>1.04</b>	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	<b>1.12</b>	0.04	0.02	0.00	0.04	0.02	0.54
08= Serviços Informação	08	0.02	0.06	0.03	0.03	0.02	0.03	0.03	<b>1.21</b>	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	<b>1.14</b>	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	<b>1.00</b>	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	<b>1.09</b>	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	<b>1.00</b>	0.04
Soma dos coeficientes exceto 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: IBGE, Elaboração própria

A tabela 9 expõe a variação destes dois indicadores, isto é, a variação dos somatórios dos coeficientes técnicos dispostos na última linha e coluna das tabelas 7 e 8. A primeira coluna da tabela 9 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, Agropecuária, Eletricidade, Transporte e Indústria da Transformação.

Desta forma, com exceção da Indústria Extrativa e de Transformação, as atividades que tiveram aumento de importância segundo estes indicadores foram justamente aqueles 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 10: Indicadores de Importância Setorial**

	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 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: IBGE, elaboração própria

Uma vez que os resultados dos testes de cointegração apontaram que as atividades da Indústria Extrativa e Transformação não cointegram com algumas das outras atividades da economia, vale investigar um pouco mais a respeito destes 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 Comércio (74%). Vale lembrar que a Indústria Extrativa cointegra com estas três atividades.

No caso da Indústria da Transformação, o aumento de importância (19,4 pontos percentuais) é explicado, em grande parte, devido ao aumento do peso da atividade de Transporte (37.5%), Agropecuária (29.9%) e Comércio (26.0%) como atividades indutoras, isto é, que demandam da Indústria de Transformação. Novamente Transporte e Agropecuária aparecem como atividades importantes. Vale lembrar ainda que a Indústria da Transformação cointegra com a atividade de Comércio (tabela 4).

O exercício feito aqui deve ser analisado com algumas ressalvas. Apesar dos coeficientes do modelo insumo-produto serem interpretados como indicadores de relações intersetoriais em termos de quantidades físicas, 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. Para chegar às relações intersetoriais em quantidades físicas o autor opera uma transformação no modelo, de forma a corrigir as possíveis influências dos preços relativos. O autor mostra que, na década de 2000, 59% do diferencial (16,1 pontos percentuais) de crescimento entre a Indústria (que avançou 19,3% a preços constantes) e os Serviços (que avançou 35,4% na mesma base de comparação) se deveu a modificações nas relações insumo-produto, com redução dos insumos providos pela Indústria de Transformação e Construção e aumento da utilização dos insumos providos pelos Serviços.

A comparação dos resultados dos testes bilaterais de cointegração foi compatível com uma aferição da dinâmica intersetorial, segundo o modelo insumo-produto, mesmo considerando as hipóteses restritas do modelo, que não foi corrigido pelas mudanças de preços relativos. Apesar da limitação de dados, restrita aos anos de 2000 e 2005, estes podem ser considerados representativas uma vez que foi entre os anos de 2000 e 2004, que se encontrou maior frequência de *dummies* significativas, segundo as diversas especificações do teste de Gregory Hansen. Dessa forma, o ano de 2000 foi interpretado como representativa de uma estrutura anterior à quebra estrutural e o ano de 2005 a uma estrutura posterior à quebra estrutural.

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 seja como induzidas pelas demais atividades, segundo a variação dos coeficientes técnicos, foram a Indústria Extrativa, Agropecuária, Eletricidade, Transporte e Indústria da Transformação. Desta forma, as atividades de Agropecuária, Eletricidade e Transporte também se destacaram como atividades que alta frequência de cointegração com as demais. As atividades da Indústria de Transformação e Extrativa tiveram destaque mais como induzidas que indutoras. Estas atividades foram induzidas pela atividade de Comércio e pelas três acima mencionadas.

## **VI – Interpretação dos resultados à luz do debate sobre desindustrialização**

A princípio, a falta de cointegração entre esses três grandes setores pode ser interpretada como mais uma evidência do processo de desindustrialização ao longo da década de 2000. Os resultados dos testes bilaterais, contudo, apontam para resultado mais complexo.

O processo de desindustrialização pode ser definido como a redução da participação da indústria frente os demais setores. Como argumentam Feijo e Oreiro (2010), a desindustrialização pode ser negativa ou precoce, caso seja causada por uma apreciação da taxa real de câmbio resultante da descoberta de recursos naturais escassos num determinado país. Neste caso, o processo de desindustrialização é acompanhado de uma “re-primarização” da pauta de exportações, isto é, uma reversão da pauta exportadora na direção de commodities, produtos primários ou manufaturas com baixo valor adicionado e/ou baixo conteúdo tecnológico. Bresser-Pereira (2008) defendeu que este fenômeno é um tipo de “doença holandesa”, 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 nos outros países, o país com abundância em recursos naturais pode se aproveitar de Rendas Ricardianas, que



incentivam a ampliação destas atividades. A exportação destes produtos detona um processo de valorização da taxa de câmbio real que é prejudicial às outras atividades industriais.

A queda da participação industrial é apontada por diversos trabalhos (ver Feijó e Oreiro, 2010 e Mattos, 2012 para uma resenha do debate e análise de indicadores). Já Squeff (2012), não encontra um processo de desindustrialização quando corrige as séries pela mudança dos preços relativos, mas admite um processo de “re-primarização” da pauta de exportações. Com efeito, como mostra o estudo da IEDI (2012), a participação dos produtos da Indústria da transformação classificados como de alta e média-alta tecnologia tiveram redução da participação nas exportações a partir de 2003. Ao mesmo tempo, houve aumento da participação de produtos básicos. Para Biancarelli (2012) existe uma sensibilidade inédita na história recente do saldo comercial brasileiro em relação aos preços de Commodities.

É interessante notar a quebra de tendência de crescimento do PIB e das relações intersetoriais, indicadas pelos testes exibidos neste trabalho, ocorreu no exato momento de uma brutal inflexão dos preços das Commodities nos mercados internacionais que, após ficarem em patamar praticamente invariante nos anos 1980 e 1990, passaram a crescer em ritmo acelerado. Esta mudança estrutural determinou uma alteração no ritmo de crescimento de longo prazo do PIB, na atividade do comércio e indústria, e na relação entre estas atividades. Neste sentido, o novo cenário internacional determinou uma mudança nas relações intersetoriais e, portanto, na estrutura produtiva da economia.

Cabe ressaltar que essa mudança, contudo, não foi responsável por desfazer o elo entre Comércio e Indústria da transformação, mas sim de um enfraquecimento deste elo. Os resultados apontam para uma redução do nível da constante e da elasticidade entre as duas variáveis. A interpretação desta relação intersetorial é de uma relação entre demanda e oferta. Isso porque o índice de volume do Comércio é contabilizado pelo uso do produto, a partir das margens de Comércio. Desta forma pode ser encarada, segundo o próprio IBGE, como uma série cuja natureza é de demanda. Além disto, a data da mudança temporal na atividade de Comércio precedeu temporalmente a data da mudança estrutural na atividade da Indústria da Transformação.

Vale notar também que os testes de raiz unitária apontam a existência de tendência estocástica no PIB, que significa que algumas das perturbações de curto prazo no produto são permanentes e incorporam-se na tendência de longo prazo do PIB. Isso significa que políticas macroeconômicas de estímulo à demanda de curto prazo podem influenciar, pelo menos em algum grau, o crescimento de longo prazo da economia.

O resultado de dominância da Agropecuária, no sentido de ser a única atividade que cointegra com todas as demais atividades da economia é corroborado pelo resultado de crescimento da produtividade deste setor (de 4,3% ao ano entre 2000 e 2009)<sup>7</sup>, em contraposição a um crescimento medíocre ou até mesmo negativo em outras atividades (ver também Squeff, 2012). Biancarelli (2012) vê como duradouro a condição do Brasil de fornecedor de alimentos e commodities, condição que julga favorável às contas externas. Porém, defende a importância de políticas industriais, para promover a reversão da trajetória regressiva vigente nos últimos tempos, fortalecendo a capacidade de resposta da Indústria a um possível processo de desvalorização da taxa de câmbio real para os anos posteriores a 2012.

Desta forma, encontramos evidência de um processo de desindustrialização parcial, com re-primarização da pauta exportadora, conforme a tese de Bresser-Pereira (2008), mas ainda existe uma relação virtuosa entre Indústria-Comércio que pode voltar a ser fortalecida a partir da adoção de políticas corretas.

---

<sup>7</sup> Produtividade no Brasil nos anos 2000-2009: análise das Contas Nacionais, Comunicados do IPEA n. 133, 3 de fevereiro de 2012.

## VII – Conclusões: atividades complementares ou substitutas?

Os resultados dos testes a partir do valor adicionado das doze atividades das Contas Nacionais Trimestrais permitem verificar que, apesar dos três grandes setores não cointegrarem, várias atividades de cada um destes setores cointegram duas a duas. A cointegração se verifica, 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. Esta mudança estrutural impactou o PIB no período em que ocorreu uma inflexão nos preços internacionais das commodities.

As relações de cointegração podem ser interpretadas como um indicador da força de complementaridade entre as diversas atividades econômicas. Desta forma, apesar da mudança estrutural associada à decolagem dos preços internacionais das commodities ser compatível com a tese da doença holandesa, essa complementariedade entre as atividades econômicas ainda se sobrepõe a 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 cointegra com todas as atividades estudadas. O crescimento pujante da produção e produtividade do setor da Agropecuária nas últimas décadas, além de dinamizar diretamente outras atividades econômicas no âmbito do agronegócio, aliviou a histórica restrição externa da economia brasileira, gerando fundamento para o crescimento da demanda interna sem pressionar excessivamente o saldo total da Balança Comercial. Desta forma, o “efeito-preço” induzido (ainda que parcialmente) pela doença holandesa foi mais do que compensado por um “efeito-renda” derivado do aumento da demanda. A entrada divisas decorrente da atividade da Agropecuária, apesar de ter contribuído para deslocar o preço (taxa de câmbio real) de maneira não favorável, foi condição necessária (porem não suficiente) de enorme alargamento do mercado interno. Este mercado foi impulsionado por políticas que promoveram a redistribuição de renda e estimularam a demanda interna. A expansão da agropecuária, desta forma, estimulou a Indústria da Transformação, direta e indiretamente. Isso também se aplica, porém em menor grau, à expansão da Indústria Extrativa e efeitos sobre a Indústria da Transformação.

Vimos que a complementariedade entre as atividades de Comércio e Indústria continua válida, determinando uma dinâmica importante entre o impulso das vendas do Comércio e resposta da Indústria da Transformação (que implicitamente se resume a uma dinâmica entre demanda-oferta). Porém, a mudança estrutural ocasionou um enfraquecimento deste elo.

Em termos de desdobramento de política econômica, o resultado acima, implica que políticas de expansão da demanda agregada continuam tendo um papel importante no sentido de estimular a produção industrial. Essas políticas de curto prazo afetam até mesmo (parcialmente) o longo prazo, dada a existência da tendência estocástica no PIB e suas componentes setoriais.

Porém o resultado também é compatível com a visão de que estas políticas 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 sugerem e reforçam a visão da importância de toda a agenda de medidas da área de economia industrial, inovação e desenvolvimento, conjugadas e inseridas no âmbito das necessidades macroeconômicas. Naturalmente que a discussão sobre política cambial também é importante, porém a proposta monotemática do papel da taxa de câmbio neste processo é muito limitada, pois esbarra nas condicionalidades da política monetária à inflação interna e à política monetária internacional.

Além disso, a discussão não pode ser restrita ao papel da Indústria na economia, até porque, como aponta a literatura internacional, a perda de participação da Indústria na economia é esperada, como um desdobramento do processo de desenvolvimento. Nesse sentido, o forte vínculo verificado neste estudo entre o setor de Serviços com as atividades baseadas em infraestrutura é outra pista importante. Este resultado é compatível com a proposição de que é fundamental para o desenvolvimento do país uma política voltada para investimentos maciços em obras de infraestrutura, 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.

### VIII - Referências

- Biancarelli, A. M. (2012), Uma nova realidade do setor externo brasileiro, em meio à crise internacional. Textos para Discussão nº 13, redeD Rede Desenvolvimentista.
- Bresser-Pereira, L. C. (2008), The Dutch disease and its neutralization: a Ricardian approach. *Brazilian Journal of Political Economy*, vol. 28, nº 1 (109), pp. 47-71, January-March/2008
- Cleveland, R., Cleveland, W., McRae, J. e Terpenning, I. (1990). STL: A Seasonal-Trend Decomposition Procedure Based on Loess (1990), *Journal of Official Statistics*, vol. 6, n. 1, pp. 3-373.
- Engle, Robert F. and Granger, Clive W. J., (1987), Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing, *Econometrica*, 55, issue 2, p. 251-76.
- Ghysels, E. e Perron (1993), The effect of seasonal adjustment filters on tests for a unit root, *Journal of Econometrics*, 55, 56-99.
- Ghysels, E., Lee, H. e Noh, J. (1994), Testing for unit roots in seasonal time series: some theoretical extensions and a Monte Carlo investigation. *Journal of Econometrics*, 62, p. 415 – 442, North-Holland.
- Granger, C.(1981) "Some Properties of Time Series Data and Their Use in Econometric Model Specification", *Journal of Econometrics* 16: 121–130.
- Gregory, A. and Hansen, B. (1996), "Tests for Cointegration in Models with Regime and Trend Shifts," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 58, no 3, pp 555-560.
- Gregory, A. W., Nason, J. M. and Watt, D. (1996). Testing for Structural Breaks in Cointegrated Relationships', *Journal of Econometrics*, Vol. 71, pp. 321-42.
- Gregory, Allan W.; Hansen, Bruce E. (1996a) "Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts", *Journal of Econometrics*, 70 (1), 99–126
- IEDI (2012), Carta IEDI n. 532 - A Balança Comercial na Indústria de Transformação: Deterioração nas Quatro Faixas de Intensidade Tecnológica. Publicado em 10/08/2012.
- Lee, J. & Strazicich, M. C. (2003). Minimum LM unit root test with two structural breaks. *The Review of Economics and Statistics*, 85:1082–1089.
- Lütkepohl, H, Saikkonen, P. e Trenkler, C. (2004) "Testing for the cointegrating rank of a VAR process with level shift at unknown time". *Econometrica*, Vol. 72, No. 2, 647–662.
- Mattos, F. A. M. (2012). Desindustrialização no Brasil: apontamentos para um debate em favor do desenvolvimento econômico. *Bahia Análise & Dados*, v. 22, p. 267-286.
- Messa, A. (2012), "Mudanças estruturais na economia brasileira ao longo da década de 2000". TD IPEA 1770.
- Oreiro, J. L.; Feijó, C. A. (2010) Desindustrialização: conceituação, causas, efeitos e o caso brasileiro. *Revista de Economia Política*, v. 30, n. 2, p. 219-232, 2010.
- Perron, P., 1987. "The Great Crash, the Oil Prices and the Unit Root Hypothesis," *Cahiers de recherche* 8749, Université de Montreal, Département de sciences économiques.
- Phillips, P.C.B., (1987), Time series regression with unit roots, *Econometrica* 55, 277-301.
- Phillips, Peter C B & Ouliaris, S, (1990). "Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration," *Econometrica*, *Econometric Society*, vol. 58(1), pages 165-93, January.
- R. B. Cleveland, W. S. Cleveland, J.E. McRae, and I. Terpenning (1990) STL: A Seasonal-Trend Decomposition Procedure Based on Loess. *Journal of Official Statistics*, 6, 3–73.
- Squeff, G. C. (2012) "Desindustrialização: Luzes e sombras no debate brasileiro". TD IPEA, n. 1747,
- Stock, J. (1994), "Unit roots, structural breaks and trends" in R. Enyle and D. McFadden *Handbook of Econometrics, Volume IV*, Harvard University, Chapter 46, Elsevier Science.
- Zivot, E. e Andrews, D. (1992) "Further Evidence on the Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis", *Journal of Business and Economic Statistics*, 10.

## ANEXO 1

Setor	Atividade
Agropecuária	Agricultura, silvicultura, exploração florestal Pecuária e pesca.
Indústria Extrativa Mineral	Petróleo e gás natural, Minério de Ferro e Outros da indústria extrativa.
Transformação	Alimentos e Bebidas, Produtos do fumo, Têxteis, Artigos do vestuário e acessórios, Artefatos de couro e calçados, Produtos de madeira - exclusive móveis, Celulose e produtos de papel, Jornais, revistas, discos, Refino de petróleo e coque, Álcool, Produtos químicos, Fabricação de resina e elastômeros, Produtos farmacêuticos, Defensivos agrícolas, Perfumaria, higiene e limpeza, Tintas, vernizes, esmaltes e lacas, Produtos e preparados químicos diversos, Artigos de borracha e plástico, Cimento, Outros produtos de minerais não-metálicos, Fabricação de aço e derivados, Metalurgia de metais não-ferrosos, Produtos de metal - exclusive máquinas e equipamentos, Máquinas e equipamentos, inclusive manutenção e reparos, Eletrodomésticos, Máquinas para escritório e equipamentos de informática, Máquinas, aparelhos e materiais elétricos, Material eletrônico e equipamentos de comunicações, Aparelhos/instrumentos médico-hospitalar, medida e óptico, Automóveis, camionetas e utilitários, Caminhões e ônibus, Peças e acessórios para veículos automotores, Outros equipamentos de transporte, Móveis e produtos das indústrias diversas.
Construção	Construção Civil.
Produção e distribuição de eletricidade, gás, água, esgoto e limpeza urbana	Eletricidade (para classes industrial, residencial, comercial e outros), e gás encanado (para classes industrial, residencial, automotivo, comercial e outros), água, esgoto e limpeza urbana.
Comércio	Comércio.
Transporte, armazenagem e correio	Transporte de passageiros e de carga (modais ferroviário, rodoviário, aeroviário, aquaviários), armazenagem e correio.
Serviços de informação	Serviços de informação.
Intermediação financeira, seguros, previdência complementar e serviços relacionados	Serviços financeiros; Serviços de intermediação financeira indiretamente medidos (SIFIM); Serviços de seguro exclusive saúde; Previdência complementar; Planos de saúde; Serviços auxiliares financeiros; e Serviços auxiliares de seguro.
Outros serviços	Serviços de manutenção e reparação, Serviços de alojamento e alimentação, Serviços prestados às empresas, Educação mercantil, Saúde mercantil e Outros serviços.
Atividades imobiliárias e aluguéis	Aluguéis de imóveis, automóveis e bens móveis (outros meios de transporte, máquinas e equipamentos). Os serviços imobiliários (incorporação, comércio e administração de imóveis).
Administração, saúde e educação públicas	Educação pública, Saúde pública, Administração pública e seguridade social.

## ANEXO 2

		Participação (%) no PIB em 2012
<b>AGROPECUÁRIA</b>	Agropecuária	4.5
<b>INDÚSTRIA</b>	Indústria Extrativa Mineral	3.6
	Transformação	11.3
	Construção	4.8
	Produção e distribuição de eletricidade, gás, água, esgoto e limpeza urbana	2.6
	<b>Total</b>	<b>22.3</b>
<b>SERVIÇOS</b>	Comércio	10.8
	Transporte, armazenagem e correio	4.5
	Serviços de informação	2.4
	Intermediação financeira, seguros, previdência complementar e serviços relacionados	6.0
	Outros serviços	13.2
	Atividades imobiliárias e aluguéis	6.9
	Administração, saúde e educação públicas	14.4
<b>Total</b>	<b>58.2</b>	
<b>VA</b>		<b>85.0</b>
<b>Imposto</b>		<b>15.0</b>
<b>PIB</b>		<b>100.0</b>