

IJSN - Instituto Jones dos Santos Neves

2011

05

COLETÂNEA IJSN

CRESCIMENTO

05

COLETÂNEA IJSN

CRESCIMENTO

Vitória I 2011

GOVERNO DO ESTADO DO ESPÍRITO SANTO
Renato Casagrande

VICE-GOVERNADOR
Givaldo Vieira

SECRETARIA DE ESTADO DE ECONOMIA E PLANEJAMENTO
Guilherme Henrique Pereira

INSTITUTO JONES DOS SANTOS NEVES

DIRETORA-PRESIDENTE
Ana Paula Vitali Janes Vescovi

DIRETORIA DE ESTUDOS E PESQUISAS
Mirta Noemi Sataka Bugarin

DIRETORIA DE TECNOLOGIA E INFORMAÇÃO
Ernani Gaspar Martins Cordeiro dos Santos

DIRETORIA ADMINISTRATIVA E FINANCEIRA
Andréa Figueiredo Nascimento

COORDENAÇÃO DE ESTUDOS ECONÔMICOS
Matheus Albergaria de Magalhães

COORDENAÇÃO DE ECONOMIA DO SETOR PÚBLICO E DO BEM-ESTAR
Magnus William de Castro

EQUIPE TÉCNICA
Victor Nunes Toscano

COLABORADORES
Estêvão Kopschitz Xavier Bastos
Maria Helena Machado Rocha Lima
Patrícia Cardoso de Abreu
Regis Bonelli

GEOPROCESSAMENTO
Rodrigo Bettim Bergamaschi

EDITORAÇÃO
Arthur Ceruti Quintanilha
João Vítor André
Lastênio João Scopel (*projeto gráfico e capa*)

FOTOGRAFIA DA CAPA
Assessoria Sedes
(Porto de Vitória – *Acervo Codesa*; CST, Serra – *Acervo ADERES*)

BIBLIOTECÁRIA
Andreza Ferreira Tovar

www.ijsn.es.gov.br

Instituto Jones dos Santos Neves
Coletânea IJSN. Vitória, ES, 2011.

5v.
Conteúdo: v.1.Pobreza e política social.
v.2.Segurança. v.3.Educação. v.4.Desenvolvimento regional e urbano.
v.5.Crescimento.

1.Pobreza. 2.Política Social. 3.Segurança Pública. 4.Desenvolvimento Regional. 5.Desenvolvimento Urbano. 6.Desenvolvimento Econômico. 7.Espírito Santo (Estado). I.Título. II.Série.

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e de inteira responsabilidade do(s) autor(es), não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto Jones dos Santos Neves ou da Secretaria de Estado de Economia e Planejamento do Governo do Estado do Espírito Santo.

Apresentação

A série "coletâneas do IJSN", que ora apresentamos, tem como proposta o agrupamento das publicações recentes da Instituição em cinco temas distintos: Pobreza e política social; Segurança; Educação; Desenvolvimento regional e urbano e Crescimento econômico.

Todos os textos que participam da série já foram publicados e circularam, principalmente, por meio de mídia eletrônica. Com essa iniciativa, pretende-se tornar a acumulação técnico-cienfífica dos nossos pesquisadores mais próxima ao seu público de maior interesse: os atores envolvidos e comprometidos com o desenvolvimento sustentável do estado do Espírito Santo.

Esperamos que a abordagem aqui presente, com análises aplicadas às políticas públicas e aos fenômenos econômicos e sociais locais, seja útil para a formação de diagnósticos, para a formulação de políticas públicas e, enfim, para o planejamento estadual.

Ana Paula Vitali Janes Vescovi
DIRETORA-PRESIDENTE

Sumário

1 . Texto para Discussão nº 01
Um Modelo de Previsão para o Crescimento Anual do PIB do Estado do Espírito Santo

2 . Nota Técnica nº 06
Evolução da Produtividade no Estado do Espírito Santo: uma análise comparativa

3 . Texto para Discussão nº 06
Impactos Macroeconômicos da Incerteza e da Taxa de Juros: uma comparação empírica entre Brasil e Espírito Santo

4 . Texto para Discussão nº 07
Metodologia e Sistema de Cálculo do Indicador do Produto Interno Bruto (PIB) em Bases Trimestrais para o Estado do Espírito Santo

5 . Nota Técnica nº 08
Estimativas de Grau de Abertura para a Economia do Espírito Santo

6 . Texto para Discussão nº 09
Ciclos de Negócios no Espírito Santo

7 . Texto para Discussão nº 13
Preços de *Commodities* e Nível de Atividade no Espírito Santo: um estudo econométrico

8 . Nota Técnica nº 15
Um Estudo Estatístico da Distribuição de Investimentos Previstos para o Espírito Santo, 2009 - 2014

9 . Texto para Discussão nº 15
Crescimento Econômico e Bem-Estar nos Municípios do Espírito Santo

Introdução

A coletânea “Crescimento”, publicada pelo Instituto Jones dos Santos Neves (IJSN), tem como principal objetivo fornecer informações relacionadas à realidade sócio-econômica do estado do Espírito Santo, gerando subsídios suficientes a políticas públicas voltadas especialmente para os cenários estadual e municipal. Este volume apresenta nove estudos produzidos pelos técnicos da Rede de Estudos Macroeconômicos (MACRO) do IJSN ao longo do biênio 2009-2010.

O primeiro estudo apresenta uma proposta para a construção de um modelo de previsão para o crescimento do PIB estadual, tendo em vista a defasagem de divulgação dos indicadores oficiais produzidos pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A principal vantagem associada a esse empreendimento equivale à possibilidade de se antecipar oscilações no nível de atividade local com certo grau de confiança, com o indicador considerado podendo servir como importante instrumento para o planejamento e possível implementação de políticas econômicas.

O segundo estudo objetiva analisar a evolução de medidas de produtividade industrial no estado do Espírito Santo ao longo do período 2001/2009, bem como realizar uma comparação com outras Unidades da Federação (UFs) da região Sudeste. A comparação da produtividade do Espírito Santo com medidas de outros estados considerados na análise revela que, anteriormente ao período da crise financeira mundial de 2007-2008, a indústria local apresentou um desempenho nitidamente superior às demais UFs, ao passo que, quando se considera o período posterior, o estado registrou o pior desempenho relativo. Dada a importância do fator produtividade para o crescimento econômico, os resultados apresentados apontam para um cenário positivo em termos do desempenho da economia do Estado no longo prazo, no sentido de que ainda restam ganhos de eficiência e produtividade a serem aproveitados pela indústria estadual.

O terceiro estudo verifica o efeito quantitativo de eventos que tendem a acentuar o grau de incerteza na economia nacional. Para tanto, criou-se um índice de incerteza agregada, para estimar o impacto de variações nesse índice e nas taxas de juros sobre o nível de atividade das economias brasileira e espírito santense. Os resultados obtidos a partir desse exercício empírico apontam para a necessidade de formulação de políticas econômicas específicas para o combate dos efeitos adversos de eventos que tendem a aumentar o grau de incerteza na economia, tanto em nível nacional, quanto estadual e setorial.

O quarto estudo apresenta a metodologia de cálculo e estimativas iniciais relacionadas ao Indicador Antecedente de PIB trimestral do Espírito Santo, calculado pelo IJSN. A construção desse indicador possibilita o acompanhamento da conjuntura econômica local de forma sistemática, com a vantagem de permitir uma análise dos movimentos de curto prazo da economia estadual em tempo hábil.

O quinto estudo apresenta estimativas sobre o grau de abertura do Espírito Santo para o exterior. Em particular, este estudo quantifica a parcela da economia local voltada para o comércio internacional. O resultado básico desse esforço de pesquisa demonstra que, a cada R$ 100,00 reais produzidos internamente, aproximadamente R$ 50,00 (metade), são destinados às transações com o exterior, seja sob a forma de exportações ou importações. De forma geral, o estudo apresenta uma informação condensada da importância do comércio exterior na economia local.

O sexto estudo analisa as propriedades quantitativas dos ciclos de negócios ocorridos no estado do Espírito Santo desde a década de 90, com ênfase na documentação dos principais fatos estilizados relacionados às flutuações da economia local. Um importante resultado derivado desse estudo equivale ao fato de que, em média, as oscilações ocorridas no Espírito Santo tendem a ser duas vezes mais voláteis em comparação às oscilações ocorridas no Brasil. Em última instância, esses resultados são importantes no sentido de auxiliar na formulação de políticas econômicas capazes de mitigar possíveis efeitos adversos das flutuações ocorridas na economia estadual.

O sétimo estudo propõe-se a mensurar empiricamente os efeitos de variações nos preços de commodities sobre o nível de atividade do estado do Espírito Santo ao longo do tempo, assim como comparar os impactos desses preços sobre a economia estadual vis-à-vis a economia nacional e demais estados brasileiros. Os resultados desse exercício econométrico demonstram que, em média, a economia local tende a sentir com maior intensidade os efeitos de oscilações nos preços de *commodities*, quando comparada com outras UFs.

O oitavo estudo tem como objetivo realizar um estudo estatístico da distribuição de investimentos previstos para o estado do Espírito Santo ao longo do período 2009-2014. A análise conduzida ao longo do trabalho permite concluir que a distribuição empírica de projetos de investimento no Estado apresenta um formato nitidamente assimétrico, em consonância com distribuições de cauda longa. Adicionalmente, o estudo conclui que os 100 maiores projetos respondem por uma parcela superior a 80% da distribuição.

Finalmente, o nono estudo desta coletânea equivale à identificação de padrões empíricos relacionados aos fenômenos de crescimento econômico e convergência de renda nos municípios do Espírito Santo ao longo do período 1999-2007. Os resultados obtidos apontam para a ocorrência de nítidas disparidades entre os municípios, assim como a ausência de padrões de redução da desigualdade durante o período analisado. Esses resultados apontam para a necessidade de formulação e implementação de políticas públicas específicas à realidade de cada município, de modo a se evitar armadilhas de pobreza e alavancar o crescimento dessas localidades.

Matheus Albergaria de Magalhães
COORDENAÇÃO DE ESTUDOS ECONÔMICOS

Victor Nunes Toscano
COORDENAÇÃO DE ESTUDOS ECONÔMICOS

05

1

Texto para Discussão nº 01

Um Modelo de Previsão Para o Crescimento Anual do PIB do Estado do Espírito Santo

GOVERNO DO ESTADO DO ESPÍRITO SANTO
SECRETARIA DE ESTADO DE ECONOMIA E PLANEJAMENTO – SEP
INSTITUTO JONES DOS SANTOS NEVES – IJSN

UM MODELO DE PREVISÃO PARA O CRESCIMENTO ANUAL DO PIB DO ESTADO DO ESPÍRITO SANTO

Maria Helena Machado Rocha Lima

ECONSUL - Consultoria e Assessoria Ltda.

Vitória, 2009

Sumário

1. **INTRODUÇÃO..... 4**
2. **A ABORDAGEM GERAL QUE PERMITE A UTILIZAÇÃO DE UM PAINEL NÃO-BALANCEADO DE DADOS MENSAIS PARA SE PREVER O PIB ANUAL..... 5**
3. **O MODELO E O MÉTODO DE ESTIMAÇÃO PROPOSTO..... 6**
4. **REFERÊNCIA..... 9**

METODOLOGIA:
UM MODELO DE PREVISÃO PARA O CRESCIMENTO ANUAL DO PIB DO ESTADO DO ESPÍRITO SANTO [1]

1. INTRODUÇÃO.

As políticas governamentais são em grande parte baseadas em uma avaliação de qual é a evolução passada, corrente e futura do nível de atividade — em geral representado pelo PIB — em determinada região ou estado da federação. Infelizmente os dados do PIB anual do estado do Espírito Santo, parte do sistema de Contas Regionais do IBGE, só estão disponíveis com uma defasagem de dois anos.

A metodologia apresentada a seguir propõe um modelo de previsão para o PIB anual do Espírito Santo capaz de permitir obter uma boa estimativa para o crescimento do PIB do estado para os dois anos anteriores ao ano corrente (de referência), para o ano corrente e para o ano seguinte ao ano corrente. Assim, ela pode permitir a divulgação de uma previsão para o crescimento do PIB estadual do ano em curso em meados do terceiro trimestre de cada ano.

Um conjunto de variáveis mensais relacionadas com componentes do PIB do estado do Espírito Santo, cujos valores estão disponíveis com diferentes defasagens no tempo, pode auxiliar na previsão do PIB anual do estado. Há ainda um pequeno número de anos para os quais existe informação sobre o PIB anual estadual. O modelo que será proposto em seguida permite utilizar as informações contidas em um **painel não balanceado**, composto por diversas variáveis que apresentam periodicidade mensal, com informações disponíveis do início da amostra até diferentes momentos do tempo (até o mês corrente, até o mês passado, etc.). Essas informações contidas no **painel não balanceado** e os valores observados do PIB anual estadual serão utilizados pelo modelo para se prever o PIB anual para os dois anos anteriores ao ano corrente, para o ano corrente e para o ano posterior ao ano corrente. Nas previsões para o PIB anual, de cada um dos dois anos anteriores ao ano corrente, serão utilizadas informações mensais até dezembro do respectivo ano. As previsões para o ano corrente e para o ano seguinte ao ano corrente podem ser efetuadas, em cada mês do ano corrente, utilizando toda a informação disponível do início da amostra até o respectivo mês.

---

1 Proposta de metodologia preparada por Maria Helena Machado Rocha Lima, da ECONSUL - CONSULTORIA E ASSESSORIA LTDA.

Dado o pequeno número de observações para o PIB anual torna-se necessária a utilização de um modelo parcimonioso (com um número restrito de parâmetros a serem estimados) para que se tenha uma boa habilidade preditiva. No modelo proposto a parcimônia será obtida estimando-se um pequeno número de fatores comuns que irão sumariar toda a informação contida no **painel de dados não balanceados**. Os modelos de fatores têm sido empregados com bastante sucesso nas previsões de variáveis macroeconômicas. Este sucesso tem sido documentado por diversos autores. [2]

2. A ABORDAGEM GERAL QUE PERMITE A UTILIZAÇÃO DE UM PAINEL NÃO-BALANCEADO DE DADOS MENSAIS PARA SE PREVER O PIB ANUAL[3]

Através de um exemplo simples ilustraremos qual é a abordagem geral que permite utilizar um painel não-balanceado de dados mensais para se prever o PIB anual.

Seja Ω_v^n o conjunto das informações relevantes que contém todas as observações disponíveis até o mês **v** de todas as **n** variáveis relevantes. Então desejamos computar a seguinte projeção:

$$\text{Proj}[Y_q/\Omega_v^n], \qquad \textbf{(1)}$$

onde: Y_q é o PIB estadual no ano **q.**

Admita-se agora que Ω_v^n seja composto por dois blocos $[\Omega_v^{n1}, \Omega_v^{n2}]$ e que os valores para o mês **v** das variáveis contidas em Ω_v^{n1} estejam disponíveis no mesmo mês **v** e que os valores para o mês **v** das variáveis contidas em Ω_v^{n2} só estejam disponíveis com um mês de defasagem (ou seja, só no mês **v**+1 serão conhecidos os valores das variáveis contidas em Ω_v^{n2}). Estamos, portanto, admitindo que o conjunto das informações contidas em Ω_v^n é um **painel de dados não balanceados** (com o formato de uma aresta dentada).

2 Como exemplos citem-se: Boivin e Ng (2005); Forni, Hallin, Lippi, e Reichlin (2005); D'Agostino e Giannone (2006); Giannone, Reichlin, e Sala (2004); Marcellino, Stock, e Watson (2003); Stock e Watson (2002a); Stock and Watson (2002b).

3 Esta e a próxima seção seguem de perto a metodologia exposta no artigo de Giannone, D., L. Reichlin and D. Small (2008).

De uma maneira alternativa, mais sintética, o conjunto informação anterior pode ser representado pela seguinte notação:

$$\Omega_v = \{X_{it|v} ; i = 1, ..., n; t = 1, ..., T_{iv}\} \qquad (2)$$

O conjunto de dados é composto por **n** variáveis, $X_{it|v}$, onde o **i** (i = 1,...,n) identifica a série de tempo e t (t = 1,..., T_{iv}) indica, admitindo-se que se está no mês v, cada mês para o qual há observação para a variável **i** (t vai do início da amostra até a última observação disponível).

Como as informações para o PIB estadual são anuais e as informações do painel de dados não balanceados é mensal, é necessário que se introduza uma notação adicional. Há valores para o PIB acumulado nos últimos 12 meses apenas no último mês do ano para o qual há estimativas do PIB. Se k (k=1,2,3,....) indica os anos com informação sobre o PIB estadual anual, então q = 12k indica os meses (dezembro de cada ano) para os quais há informação sobre o PIB acumulado nos últimos 12 meses.

Ao invés do índice do PIB anual estadual, o modelo irá projetar a taxa de crescimento do PIB anual. Seja Y_{12k} a taxa anual de crescimento do PIB estadual no mês 12k. Então

$$\hat{Y}_{12k/v} = E(Y_{12k}/\Omega_v ; M), \; v = 12k\text{-}h. \qquad (3)$$

onde M indica o modelo utilizado para se obter a esperança de Y_{12k} e h indica que a previsão foi feita h passos à frente.

A equação (3) acima é denominada “equação ponte” pois utiliza informação mensal para se obter previsões para o PIB anual. A incerteza a respeito das previsões é obtida por:

$$VY_{12k} = E[(\hat{Y}_{12k/v} - Y_{12k})^2 ; M] \qquad (4)$$

3. O MODELO E O MÉTODO DE ESTIMAÇÃO PROPOSTO

A idéia fundamental subjacente ao modelo proposto é a de explorar a colinearidade das séries de tempo mensais, que compõem o nosso painel com dados mensais, sumariando toda a informação disponível através da estimação de poucos

fatores comuns. Ou seja, especificaremos um modelo com fatores comuns.

Seja X_{itv} uma observação disponível para o mês t, para a série de tempo i, quando se está no mês **v**. Admita ainda que a série de tempo foi transformada de forma a mensurar valores (ou taxa de crescimento) acumulados nos últimos 12 meses. Vamos admitir a seguinte estrutura dos fatores para as séries de tempo mensais transformadas:

$$X_{it/v} = \mu_i + \lambda_{i1} f_{1,t} + ... + \lambda_{ir} f_{r,t} + \xi_{i,t/v} \text{ , } i = 1..., n \qquad (5)$$

onde μ_i é uma constante; $\chi_{it} \equiv \lambda_{i1} f_{1t} + ... + \lambda_{ir} f_{rt}$ e $\xi_{i,t/v}$ são dois processos estocásticos estacionários e ortogonais.

Admitiremos que os processos $\chi_{it/v}$ (os componentes comuns) são funções lineares de poucos r << n fatores comuns não-observáveis (f_{it}) que capturam quase todos os co-movimentos na economia, enquanto que os processos $\xi_{i,t/v}$ (os componentes idiossincráticos) são afetados por choques específicos das variáveis.

O modelo acima pode ser reescrito adotando-se uma notação matricial:

$$X_{t/v} = \mu + \Lambda F_t + \xi_{t/v} = \mu + \chi_t + \xi_{t/v} \qquad (6)$$

onde $X_{t/v} = (X_{1t|v} , ..., X_{nt|v})'$, $\xi_{t/v} = (\xi_{1t|v} , ..., \xi_{nt|v})'$, $F_t = (f_{1t}, ..., f_{rt})'$ e Λ é uma matriz n x r dos pesos dos fatores com entrada genérica dada por λ_{ij} .

Sob a hipótese adicional de que a taxa de crescimento do PIB e os indicadores mensais têm uma distribuição normal conjunta, é possível se obter previsões da taxa de crescimento do PIB através da seguinte função linear nos fatores comuns esperados:

$$\hat{Y}_{12k/v} = \alpha + \beta' \hat{F}_{12k/v} \qquad (7)$$

onde $\hat{F}_{12k/v} = E[F_{12k}/\Omega_v ; M)$, para v = 12k.

O método de estimação proposto aqui é o do estimador em dois passos estudado por Doz, Giannone, e Reichlin (2006) e aplicado por Giannone, Reichlin, e Sala (2004) na identificação de choques macroeconômicos. A abordagem combina a técnica de componentes principais com o filtro de Kalman. O suavizador de Kalman é usado para computar, recursivamente, o valor esperado dos fatores

comuns estimados.

Para aplicar a técnica do Filtro de Kalman para extrair os fatores comuns é necessária uma melhor explicitação da estrutura do modelo. Primeiramente, a dinâmica dos fatores comuns é parametrizada como um vetor auto-regressivo:

$$F_t = AF_{t-1} + Bu_t;\ u_t \sim WN\ (0, I_q) \qquad (8)$$

onde: B é um matriz rxq de posto q , A é uma matriz rxr com todas as raízes do det(I_r – Az) fora do círculo unitário e u_t é um processo ruído branco com os choques dos fatores comuns.

Em um modelo como este, um número de fatores comuns (r) maior do que o número de choques comuns (q) pretende capturar as relações antecedentes e defasadas entre as variáveis ao longo do ciclo de negócios.

Os componentes idiossincráticos são parametrizados sob a hipótese de que sejam ruídos brancos ortogonais, em cujo caso:

$$E(\xi_{t/v}.(\xi_{t/v})') = \Psi_{t/v} = diag(\Psi_{1,t/v}\ ,\ ...\ ,\ \Psi_{n,t/v}); \qquad (9)$$

$$E(\xi_{t/v}.(\xi_{t-s/v})') = 0\ ,\ s > 0 \text{ para todo v.} \qquad (10)$$

Também se supõe que $\xi_{t/v}$ seja ortogonal ao choque comum $u_{t:}$

$$E(\xi_{t/v}.u_{t-s/v}') = 0 \text{ para todo s e v.} \qquad (11)$$

Como o painel de dados mensais não é balanceado há a necessidade de se lidar com observações faltantes. Para lidar com este problema a variância dos componentes idiossincráticos é parametrizada da seguinte forma:

$$\Psi_{it\ /\ v} = \begin{cases} \varphi_i\ ,\ se\ X_{it/v}\ \text{é observável;} \\ \infty,\ se\ X_{it/v}\ \text{não é observável.} \end{cases} \qquad (12)$$

Supondo que todos os erros sejam Gaussianos, as equações (6) – (12) caracterizam completamente o modelo. Maiores detalhes sobre a estimação do modelo podem ser obtidos no artigo de Giannone, Reichlin e Small (2007).

4. REFERÊNCIA

ALTISSIMO, F., A. BASSANETTI, R. CRISTADORO, M. FORNI, M. HALLIN, M. LIPPI AND L. REICHLIN (2001): "EuroCOIN: A Real Time Coincident Indicator of the Euro Area Business Cycle," CEPR Discussion Papers 3108.

BAFFIGI, A., GOLINELLI, AND G. PARIGI (2004): "Bridge Models to Forecast the Euro Area GDP," *International Journal of Forecasting*, 20(3), 447-460.

BAI, J. (2003): "Inferential Theory for Factor Models of Large Dimensions, *Econometrica*, 71(1), 135-171.

BAI, J. , AND S. NG (2002): "Determining the Number of Factors in Approximate Factor
Models," *Econometrica*, 70(1), 191-221.

BOIVIN, J., AND S. NG (2005): "Understanding and Comparing Factor-Based Forecasts," *International Journal of Central Banking*, 3, 117-151.

CHOW, G. C., AND A.-L. LIN (1971): "Best Linear Unbiased Interpolation, Distribution, and Extrapolation of Time Series by Related Series," *The Review of Economics and Statistics*, 53(4), 372-75.

CROUSHORE, D., AND T. STARK (2001): "A Real-Time Data Set for Macroeconomists," *Journal of Econometrics*, 105(1), 111-130.

D'AGOSTINO, A., AND D. GIANNONE (2006): "Comparing Alternative Predictors Based on Large-Panel Dynamic Factor Models," Working Paper Series 680, European Central Bank.

D'AGOSTINO, A., D. GIANNONE, AND P. SURICO (2006): "(Un) Predictability and Macroeconomic Stability," Working Paper Series 605, European Central Bank.

DOZ, C., D. GIANNONE, AND L. REICHLIN (2006): "A Two-Step Estimator for Large Approximate Dynamic Factor Models Based on Kalman Filtering," Unpublished manuscript, Université Libre de Bruxelles.

EVANS, M. D. (2005): "Where Are We Now? Real-Time Estimates of the Macro Economy," NBER Working Paper 11064, *International Journal of Central Banking*, forthcoming.

FED, C. (2001): "CFNAI Background Release," Discussion paper, http://www.chicagofed.org/economicresearchanddata/national/pdffiles/CFNAIbga.pdf.

FORNI, M., D, GIANNONE, M. LIPPI, AND L. REICHLIN (2005): "opening the Black Box: Structural Factor Models with large Cross-Cections," Manuscript, Université Libre de Bruxelles.

FORNI, M., M. HALLIN, M. LIPPI, AND L. REICHLIN (2005): "The Generalized Dynamic Factor Model: One-Sided Estimation and Forecasting," *Journal of the American Statistical Association,* 100(471), 830-840.

GIANNONE, D., L. REICHLIN, AND L. SALA (2004): "Monetary Policy in Real Time," in NBER Macroeconomics Annual, ed. by M. Gertler, and K. Rogoff, pp. 161-200. MIT Press.

GIANNONE, D., L. REICHLIN AND D. SMALL (2008). Nowcasting: The Real – Time Information Content of Macroeconomic Data. *Journal of Monetary Economics*, vol. 55, issue 4, pages 665-676.

KITCHEN, J., AND R. M. MONACO (2003): "Real-Times Forecasting in Practice: The U.S. Treasury Staff's Real-Time GDP forecast System.," *Business Economics*, pp. 10-19.

KOENIG, E. F., S. DOLMAS, AND J. PIGER (2003): "The Use and abuse of Real-Time Data in Economic Forecasting," *The Review of Economics and Statistic,* 85(3), 618-628.

MARCELLINO, M., J. H. STOCK, AND M. W. WATSON (2003): "Macroeconomic Forecasting in the Euro Area: Country Specific versus Area-Wide Information," *European Economic Review,* 47(1), 1-18.

ORPHANIDES, A. (2002): "Monetary-Polity Rules and Great Inflation," *American Economic Review*, 92(2), 115-120

RUNSTLER, G., AND F. SÉDILLOT (2003): "Short-Term Estimates Of Euro Area Real Gdp By Means Of Monthly Data," Working Paper Series 276, European Central Bank.

STOCK, J. H., AND M. W. WATSON (2002a): "Forecasting Using Principal Components from a Large Number of Predictors," *Journal of the American Statistical association*, 97(460), 147-162.

_____ (2002b): "Macroeconomic Forecasting Using Diffusion Indexes," Journal of Business and Economic Statistics, 20(2), 147-162.__

Editoração:
Alexandre de Oliveira André
Bruna Peixoto Siqueira (capa)
Maria de Fátima Pessoti de Oliveira

05

2

Nota Técnica nº 06

Evolução da Produtividade no Estado do Espírito Santo: uma análise comparativa

GOVERNO DO ESTADO DO ESPÍRITO SANTO
SECRETARIA DE ESTADO DE ECONOMIA E PLANEJAMENTO - SEP
INSTITUTO JONES DOS SANTOS NEVES - IJSN

NOTA TÉCNICA 06

EVOLUÇÃO DA PRODUTIVIDADE NO ESTADO DO ESPÍRITO SANTO: UMA ANÁLISE COMPARATIVA

Matheus Albergaria de Magalhães
Economista,
Coordenador de Estudos Econômicos
do Instituto Jones dos Santos Neves

Anna Paula Lage Ribeiro
Estagiária do Instituto Jones dos Santos Neves

Vitória I 2009

Sumário

Introdução..... 3

1. Base de Dados e Metodologia..... 4

2. Resultados..... 6

3. Conclusões..... 16

4. Referências Bibliográficas..... 17

5. Apêndice A..... 18

6. Apêndice B..... 22

Introdução

Entender a evolução da produtividade ao longo do tempo sempre constituiu uma das principais preocupações entre economistas e formuladores de politica econômica. Em particular, uma compreensão acurada desse fenômeno pode constituir a resposta a uma das questões mais básicas em Economia: como aproveitar da melhor maneira os recursos escassos disponíveis? Recursos mais produtivos são, em geral, recursos que podem ser usados em menor montante, gerando maior economia em seu uso. Por conta disso, identificar focos de produtividade em uma economia pode equivaler a um uso mais eficiente dos recursos existentes.

Esta nota técnica tem o objetivo de estudar a evolução de medidas de produtividade no estado do Espirito Santo. Para tanto, será realizada uma análise comparativa de medidas de produtividade entre estados, com o objetivo de avaliar o desempenho da economia capixaba vis-à-vis as economias de outros estados brasileiros. A partir deste estudo inicial, queremos apenas registrar alguns dos principais fatos empíricos relacionados à produtividade no estado, tendo como pano de fundo a produtividade do País como um todo.[1] Nesse sentido, o presente estudo possui um caráter eminentemente descritivo. A exploração das possíveis causas e explicações para os padrões aqui descritos deve constituir objeto de estudos futuros.

Os resultados obtidos demonstram que a economia do estado apresentou um desempenho consideravelmente acima da média nacional ao longo do período amostral considerado. Apesar da produtividade ter apresentado uma queda pronunciada no período compreendido entre o final do ano de 2008 e o início do ano de 2009, seu desempenho esteve acima da média durante a maior parte do ano de 2008. Por conta desses ganhos de produtividade verificados até recentemente, espera-se que a economia capixaba possa apresentar uma capacidade de recuperação mais rápida do que as demais economias estaduais, no caso de uma reversão no cenário econômico mundial.

Esta nota está dividida da seguinte maneira: na segunda seção, são descritas a base de dados e a metodologia empregada na construção de medidas de produtividade. A terceira seção contém os principais resultados empíricos obtidos, com ênfase na comparação do estado do Espírito Santo com o Brasil e alguns estados brasileiros. Finalmente, na quarta seção, são apresentadas as conclusões.

[1] Os objetivos desta nota são semelhantes aos de Bonelli e Fonseca (1998), que constroem diversas medidas de produtividade para distintos setores da economia brasileira, tentando identificar os principais padrões inerentes a essas medidas.

1. Base de Dados e Metodologia

As variáveis utilizadas nesta nota equivalem a dados referentes à produção e insumos industriais, basicamente. Em particular, optou-se pelo uso de dados da indústria, por conta da facilidade de obtenção dos mesmos[2].

No caso, foram utilizadas as séries históricas de produção industrial, consumo industrial de energia elétrica e horas pagas na indústria para os estados da região Sudeste e para o Brasil. A fonte dos dados de produção industrial equivale à Pesquisa Industrial Mensal – Produção Física (PIM-PF), enquanto que os dados referentes a horas pagas na indústria são oriundos da Pesquisa Industrial Mensal de Emprego e Salários (PIMES), com ambas as pesquisas sendo elaboradas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). As série de consumo industrial de energia elétrica utilizadas são provenientes da Agência de Serviços Públicos de Energia do Estado do Espírito Santo (ASPE) e da Espírito Santo Centrais Elétricas S.A. (ESCELSA)[3].

Nesta nota, utilizamos duas medidas alternativas para representar a produtividade: uma medida de produtividade do trabalho, que leva em conta a produtividade média por trabalhador na indústria; e uma medida de produtividade total dos fatores (PTF), que considera a produtividade como uma parcela residual da produção, uma vez que são descontadas as participações relativas dos insumos capital (medido via consumo industrial de energia elétrica) e trabalho (medido via horas pagas na indústria). Essas medidas alternativas são utilizadas no sentido de fornecerem resultados robustos à análise presente.

As medidas de produtividade (média) do trabalho (PM) foram calculadas a partir da seguinte equação:

$$PM = P/H \qquad (1),$$

onde o termo P representa o índice de produção industrial do IBGE, enquanto que o termo H representa a medida de horas pagas na indústria.
Por sua vez, as medidas de produtividade total dos fatores foram calculadas a partir da metodologia proposta originalmente por Solow (1957):

$$a_t \quad p_t \quad ee_t \quad 1 \quad h_t \qquad (2),$$

onde o termo Ä denota o operador de primeiras-diferenças, enquanto que letras minúsculas equivalem aos logaritmos naturais das séries em questão.

[2] Exemplos de outros estudos que também fazem uso de dados industriais para analisar a evolução da produtividade no curto prazo são Burnside, Eichenbaum e Rebelo (1995), Bonelli e Fonseca (1998) e Kanczuk e Faria (2000).

[3] O Apêndice A desta nota apresenta as estatisticas descritivas (Tabela A1) e os padrões gráficos (Gráficos A1-A3) das principais variáveis empregadas na análise.

De acordo com a fórmula acima, os termos *p* e *h* representam os logaritmos das variáveis produção industrial e horas pagas, ao passo que o termo *ee* denota o consumo industrial de energia elétrica. Por sua vez, o termo è equivale à participação do fator capital na renda, ao passo que o termo (1 - è) equivale à participação do fator trabalho (assume-se retornos constantes à escala, no caso).

Conforme citado acima, neste caso, a produtividade é vista como a parte residual de uma função de produção; ou seja, taxas de variação da PTF equivalem à diferença entre taxas de variação da produção industrial e taxas de variação dos insumos de produção, com esses insumos sendo ponderados por suas respectivas participações na renda[4]. No caso, a medida de horas pagas na indústria representa o fator trabalho, ao passo que a medida de consumo industrial de energia elétrica representa o fator capital[5].

As séries históricas de PTF foram obtidas a partir de um processo de integração das taxas de variação dessa variável, onde supõe-se que o período inicial equivale a um número índice com valor igual a 100.

[4] Seguindo as recomendações de Kanczuk e Faria (2000) para o setor industrial brasileiro, consideramos um valor de participação relativa do capital correspondente a 0,66, o que faz com que a participação relativa do fator trabalho equivalha a 0,34, assumindo-se uma função de produção com retornos constantes de escala (onde a quantidade produzida aumenta/diminui na mesma proporção que os insumos).

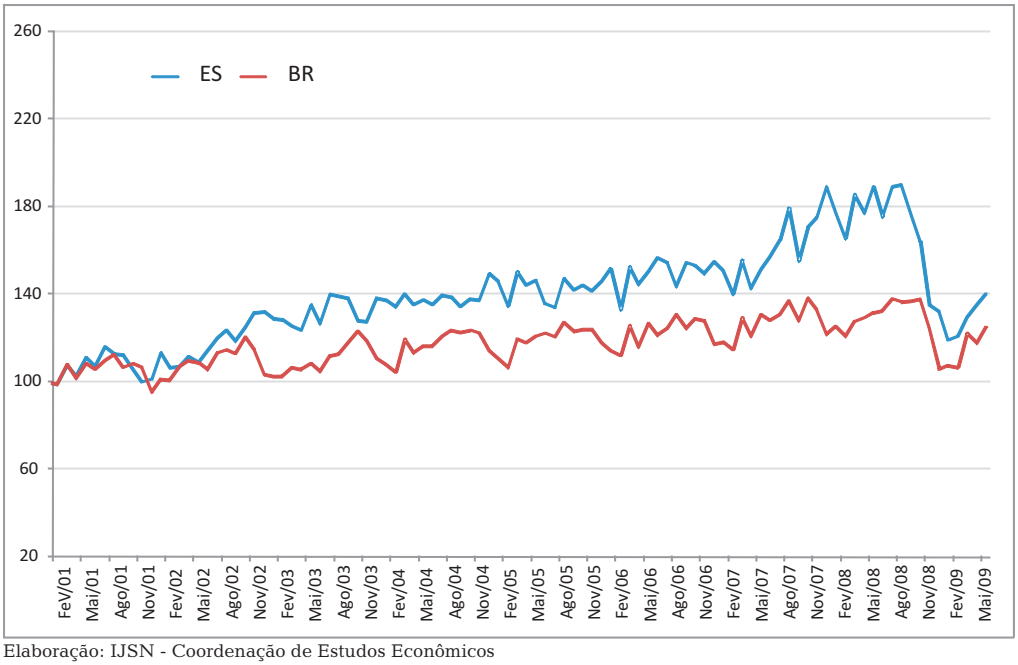
[5] Devido ao fato de não existirem medidas equivalentes a estoques de capital para os setores industriais de distintos estados, optamos pelo uso de séries de consumo industrial de energia elétrica para representar os serviços do fator capital, em consonância com outros estudos aplicados, conforme é o caso de Burnside, Eichenbaum e Rebelo (1995), por exemplo. Adicionalmente, vale ressaltar que todas as séries de produtividade foram dessazonalizadas a partir do método ARIMA X-12.

2. Resultados

Os gráficos 1 e 2 mostram a evolução das medidas de produtividade construídas para o estado do Espírito Santo ao longo do período compreendido entre os meses de fevereiro de 2001 e maio de 2009, assim como medidas similares construídas para o Brasil para fins de comparação (séries expressas em números índice, com fevereiro de 2001 = 100). O gráfico 1 apresenta a evolução temporal de medidas de produtividade do trabalho, enquanto que o gráfico 2 apresenta a evolução de medidas de produtividade total dos fatores.

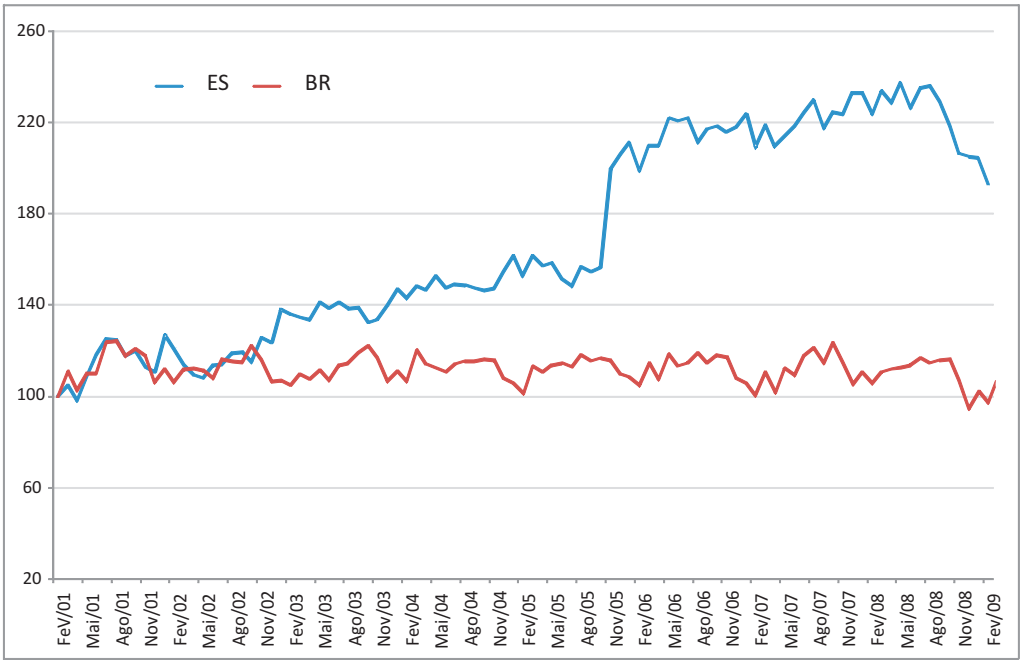
De acordo com o gráfico 1, em termos de produtividade do trabalho, o estado do Espírito Santo manteve-se acima do Brasil durante a maior parte do período de análise considerado, embora tenha apresentado oscilações nesse período. A partir do final de 2008, a produtividade do trabalho caiu tanto no Espírito Santo quanto no Brasil. Apesar dessa queda ter sido mais pronunciada no Estado em comparação ao país (quedas de -37,4% e -21,4%, respectivamente, para o estado e para o país), vale notar que houve uma recuperação em ambos os casos a partir do ano de 2009 (+17,7% e +16,3%, respectivamente para o estado e o País), com o Espírito Santo continuando com uma trajetória superior em relação ao caso nacional.

Gráfico 1 - Produtividade do Trabalho - Brasil e Espírito Santo
Fev.2001/ Mai.2009



Elaboração: IJSN - Coordenação de Estudos Econômicos

Gráfico 2 - Produtividade Total dos Fatores - Brasil e Espírito Santo
Fev.2001/ Mai.2009



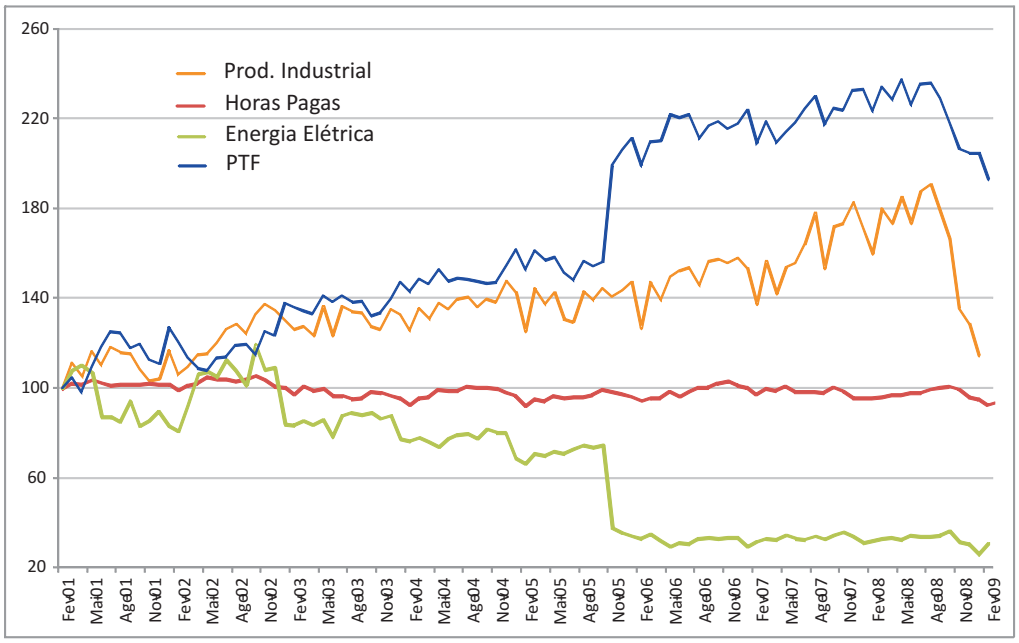
Elaboração: IJSN - Coordenação de Estudos Econômicos

No caso do gráfico 2, que exibe a evolução da produtividade total dos fatores (PTF) para o Espírito Santo e o Brasil, o estado ainda apresenta um padrão superior em relação ao país durante a maior parte do período analisado, embora as diferenças sejam mais marcantes. No caso dessa medida de produtividade específica, o estado do Espírito Santo apresenta um nítido descolamento em relação à trajetória nacional, chegando a apresentar um desempenho cerca de mais de duas vezes superior em relação ao país, no caso de certos períodos, conforme é o caso do período compreendido entre agosto de 2007 e agosto de 2008, por exemplo.

Em particular, vale à pena notar que, em termos de PTF, o estado não apenas apresenta uma trajetória ascendente ao longo do tempo, assim como ocorre uma nítida mudança de patamar na trajetória dessa variável a partir do final do ano de 2005. Quando da análise da evolução temporal das medidas componentes da PTF estadual, é possível notar uma nítida queda no consumo industrial de energia elétrica nesse período, fato que pode ser tido, a princípio, como responsável por esse aumento de produtividade.

O gráfico 3 abaixo demonstra esse ponto de maneira mais clara, ao descrever as trajetórias da PTF e dos insumos de produção ao longo do período considerado (fev.2001 = 100).

Gráfico 3 - Produtividade Total dos Fatores - Espírito Santo Fev.2001/Mai.2009



Elaboração: IJSN - Coordenação de Estudos Econômicos

Conforme é possível notar, a trajetória da PTF estadual segue, de maneira aproximada, a trajetória da produção industrial. Por sua vez, o índice de horas pagas apresenta uma trajetória relativamente constante ao longo do período considerado, enquanto que o consumo industrial de energia elétrica apresenta um padrão descendente, com uma queda substancial a partir do final do ano de 2005[6].

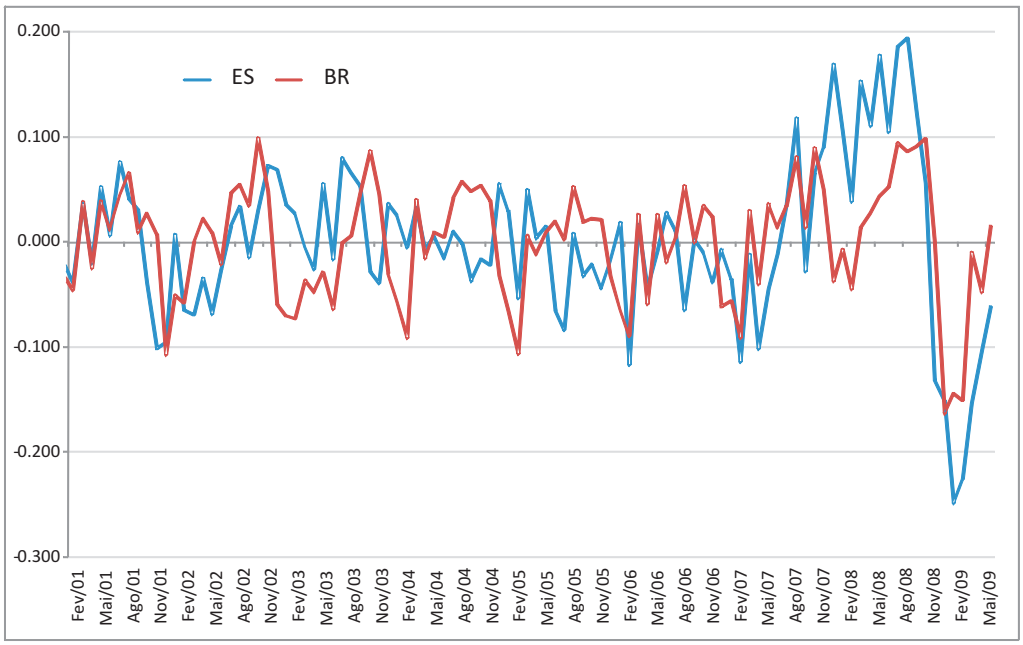
Os gráficos 4 e 5 apresentam as taxas de variação percentual dos componentes cíclicos das medidas[7] de produtividade consideradas, tanto para o caso estadual quanto para o caso nacional .

[6] Embora não seja o objetivo da presente nota explorar de forma detalhada as possíveis causas dessa mudança, fica a sugestão de que outros estudos venham a fazê-lo no futuro próximo.

[7] Os componentes cíclicos das séries de produtividade foram obtidas a partir do filtro Hodrick-Prescott, com o parâmetro de suavização desse filtro sendo fixado no valor de 14.400, conforme prática usual no caso de estudos envolvendo dados mensais. Maiores detalhes sobre esse filtro podem ser encontrados no Apêndice B da presente nota.

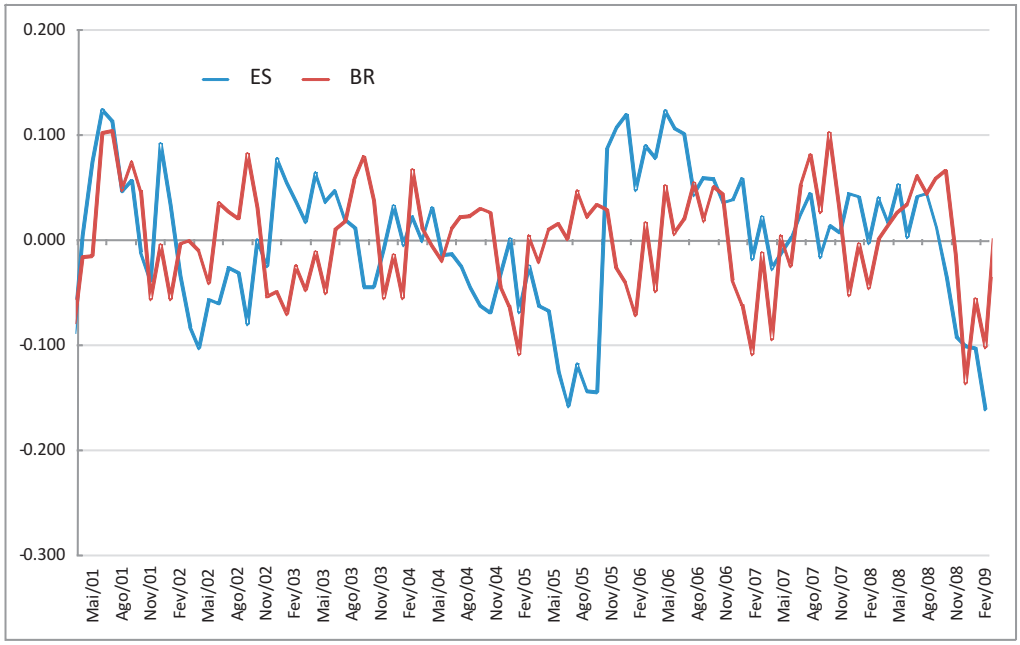
Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

Gráfico 4 - Produtividade do Trabalho - Brasil e Espírito Santo
Componentes Cíclicos



Elaboração: IJSN - Coordenação de Estudos Econômicos

Gráfico 5 - Produtividade Total dos Fatores - Brasil e Espírito Santo
Componentes Cíclicos



Elaboração: IJSN - Coordenação de Estudos Econômicos

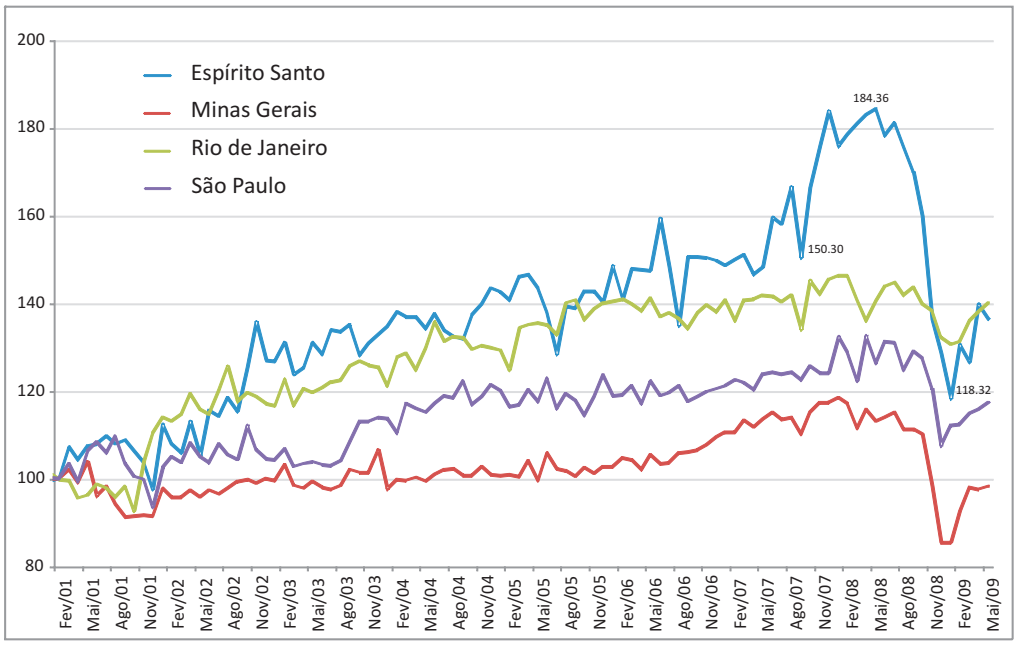
Dois fatos básicos emergem a partir da inspeção dos gráficos acima. Em primeiro lugar, a amplitude das flutuações cíclicas das medidas de produtividade estadual é nitidamente maior do que no caso das medidas de produtividade nacional (os desvios padrão das medidas de produtividade do trabalho e PTF para o Espírito Santo são 7,6% e 6,6%, enquanto que, para o Brasil, esses valores são 5,6% e 5,1%). Tanto as variações positivas quanto as variações negativas das medidas de produtividade consideradas são maiores no caso estadual do que no caso nacional. Se, por um lado, isso demonstra que as contrações de produtividade são mais sentidas no estado do que no país, por outro revela a possibilidade de uma recuperação mais rápida dessas medidas, no caso de uma retomada do crescimento. Esse último ponto fica especialmente evidenciado no caso do gráfico 4, referente à produtividade do trabalho. Nesse caso, é possível notar que, apesar do estado do Espírito Santo ter sofrido uma queda mais severa de produtividade, sua recuperação também foi mais intensa durante os primeiros meses do ano de 2009.

Em segundo lugar, há um certo grau de associação linear entre movimentos cíclicos de medidas de produtividade do estado e do país como um todo. Em particular, coeficientes de correlação calculados para cada par de medidas de produtividade (trabalho ou PTF) revelam um grau de associação positivo (coeficientes de correlação de 0,64 para séries de produtividade do trabalho e de 0,34 para séries de PTF), o que demonstra a ocorrência de um padrão temporal comum às séries de produtividade estaduais e nacionais.

Em termos de comparação com os demais estados da região Sudeste, apresentamos alguns resultados abaixo. No gráfico 6, é exposta a evolução temporal de medidas de produtividade do trabalho para os quatro estados dessa região (fev.2001 = 100)[8]. De acordo com os resultados contidos nesse gráfico, é possível notar que a economia do estado do Espírito Santo apresenta, a partir do final do ano de 2002, um resultado superior em relação aos demais estados da região, mantendo esse desempenho positivo até o final do ano de 2008. Ou seja, em um período de aproximadamente dez anos, o Espírito Santo ultrapassou os demais estados da região Sudeste, em termos de produtividade. Este fato confirma a lei de Kaldor-Verdoorn, segundo a qual, ocorre uma tendência de crescimento da produtividade de um país ou região à medida em que aumenta sua produção.

[8] A análise aqui ficou restrita a medidas de produtividade do trabalho, apenas, por conta de limitações na obtenção de dados de consumo industrial de energia elétrica para São Paulo, Rio de Janeiro e Minas Gerais, o que impossibilitou a construção de medidas de PTF para esses estados, no caso.

Gráfico 6 - Produtividade do Trabalho - Região Sudeste
Dez.2000/Mai.2009



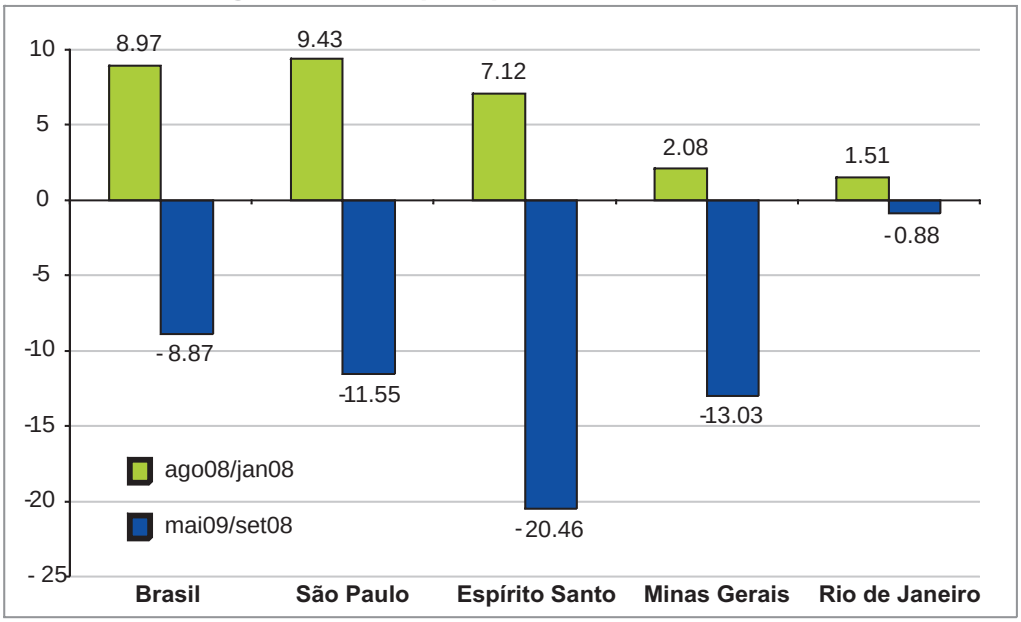
Elaboração: IJSN - Coordenação de Estudos Econômicos

Por exemplo, o maior valor registrado para o índice de produtividade do trabalho do estado ocorre no mês de maio de 2008, quando esse índice atingiu o valor de 184,36, equivalente a um aumento de 0,75% em relação ao mês anterior. Por outro lado, no período compreendido entre os meses de julho de 2008 e janeiro de 2009, a produtividade estadual apresentou uma queda de -34,69% (nesse período ocorreram quedas de -9,77%, -14,4% e -25,9% nos estados do Rio de Janeiro, São Paulo e Minas Gerais, respectivamente). Esse último resultado decorre provavelmente dos efeitos adversos da crise financeira recente sobre a economia mundial, que acabaram impactando sobre o índice de produção industrial dos estados brasileiros, conforme ilustrado nos gráficos A2 e A3, contidos no Apêndice A.

O gráfico 7 exibe taxas de variação percentual da produtividade do trabalho para os estados da região Sudeste, assim como para o Brasil, no caso de dois períodos amostrais específicos: janeiro a agosto de 2008 e setembro de 2008 a maio de 2009. O objetivo básico desse gráfico é verificar os possíveis impactos da crise recente sobre a produtividade do país e dos estados selecionados.

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

Gráfico 7 - Variação Percentual da Produtividade do Trabalho dos Estados da Região Sudeste para períodos selecionados



Elaboração: IJSN - Coordenação de Estudos Econômicos

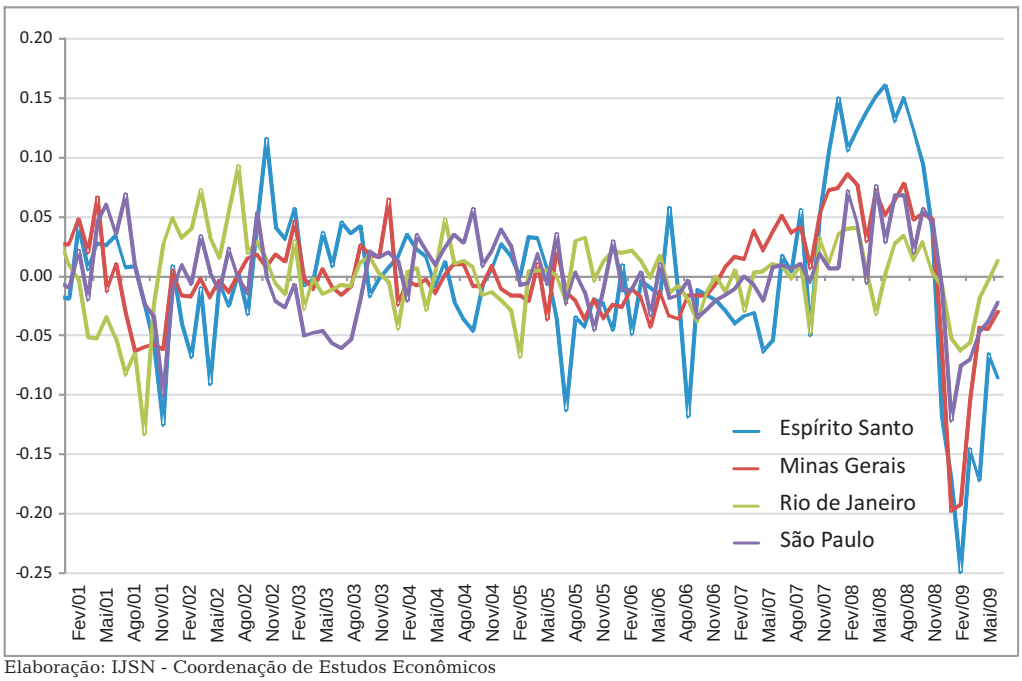
No caso desse gráfico, é possível notar que, no período anterior à eclosão da crise no país (janeiro-agosto de 2008), tanto o Brasil quanto os estados da região Sudeste vinham apresentando taxas positivas de crescimento da produtividade do trabalho. Em particular, o estado do Espírito Santo apresentou, ao longo desse período, o segundo melhor desempenho na região Sudeste, com uma taxa de crescimento de 7,12% no período, ficando atrás do estado de São Paulo apenas, que apresentou nesse período um crescimento da produtividade do trabalho de 9,43%, um valor acima daquele verificado para o Brasil (crescimento de 8,97%).

Por outro lado, durante o período compreendido entre os meses de setembro de 2008 e maio de 2009, todos os estados, bem como o país, apresentaram taxas negativas de crescimento da produtividade industrial. Assim, enquanto o Brasil apresentou um decréscimo de -8,87% no período, verifica-se a ocorrência de decréscimos de -0,88%, -11,55%, -13,03% para os estados do Rio de Janeiro, São Paulo e Minas Gerais.

O estado do Espírito Santo, por sua vez, apresenta o pior desempenho nesse período: uma variação negativa de -20,46%. Esse fato, juntamente com os dados relacionados ao gráfico 6, demonstram que, apesar do Espírito Santo ter apresentado um desempenho acima da média ao longo da maior parte dos períodos amostrais considerados, o estado também tende a apresentar um desempenho acima da média durante períodos de contração econômica, com a produtividade do trabalho caindo em um ritmo mais acentuado do que os demais estados da região Sudeste.

Esse último ponto é confirmado pelo gráfico 8, que apresenta a evolução dos componentes cíclicos das séries de produtividade do trabalho consideradas. Neste gráfico, são enfatizadas as oscilações de curto prazo das séries consideradas. Conforme é possível notar, o Estado apresenta a maior volatilidade dentre todas as séries consideradas, com um desvio-padrão de 7% , um valor cerca de duas vezes superior aos desvios-padrão dos estados de São Paulo e Rio de Janeiro, por exemplo (desvios padrão de 3,6% e 3,3%, respectivamente).

Gráfico 8 - Produtividade do Trabalho - Região Sudeste
Componentes cíclicos



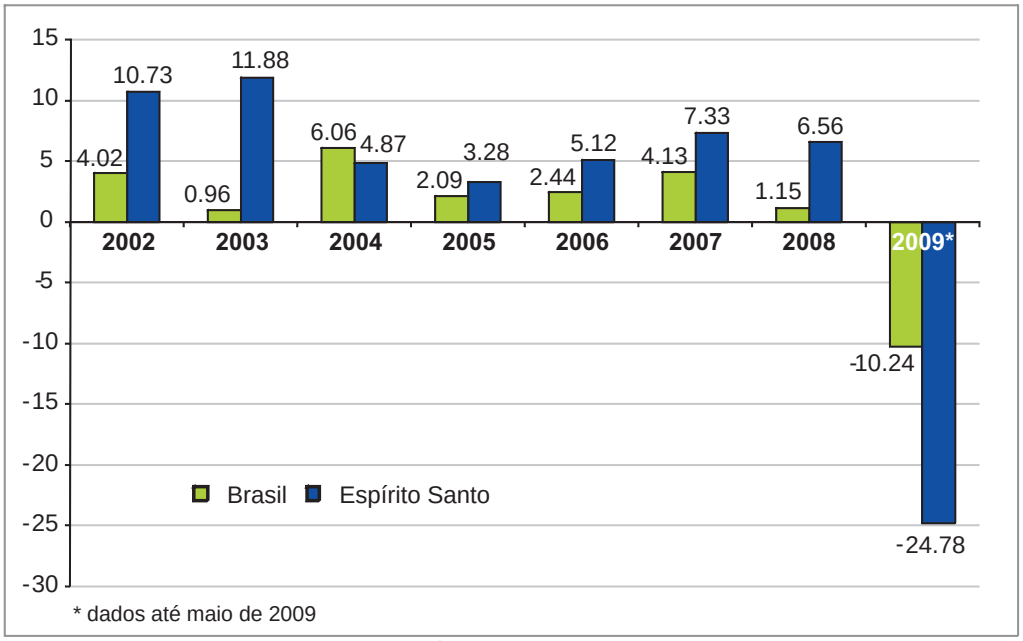
Elaboração: IJSN - Coordenação de Estudos Econômicos

Uma questão interessante a ser respondida no presente contexto é a seguinte: quais são os fatores inerentes à queda recente da produtividade do trabalho no Estado e no País? Os gráficos 9 a 11 buscam responder essa questão. No caso do gráfico 9, é apresentada a evolução da produtividade do trabalho para o Brasil e o Espírito Santo ao longo do período compreendido entre os anos de 2002 e 2009 (dados disponíveis até maio).

Em primeiro lugar, os dados desse gráfico demonstram que, em termos anuais, a produtividade do estado esteve acima da produtividade do país para a maioria dos períodos considerados. A exceção fica por conta do período recente e do ano de 2004, onde o Estado cresceu cerca de 5%, enquanto que o país apresentou um crescimento em torno de 6%. Em segundo lugar, esses dados também demonstram que, em termos de dados anuais, o Estado apresentou uma queda na produtividade do trabalho correspondente a cerca de 2,5 vezes a queda ocorrida no caso do Brasil (quedas de -10,24% e -24,78% para Brasil e Espírito Santo, respectivamente).

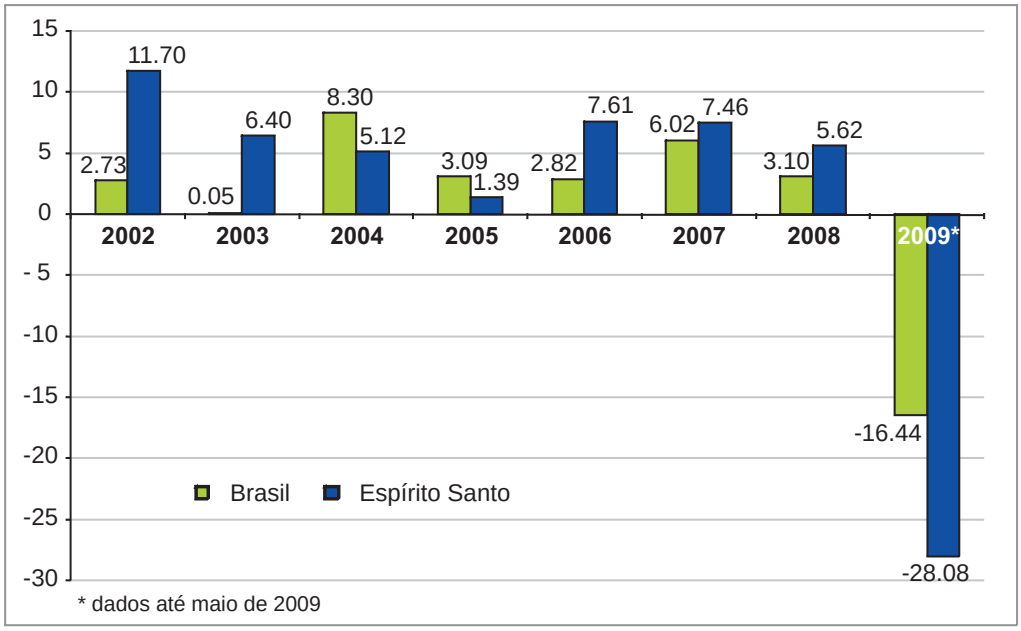
Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

Gráfico 9 - Produtividade do Trabalho
Variação percentual em relação ao período anterior



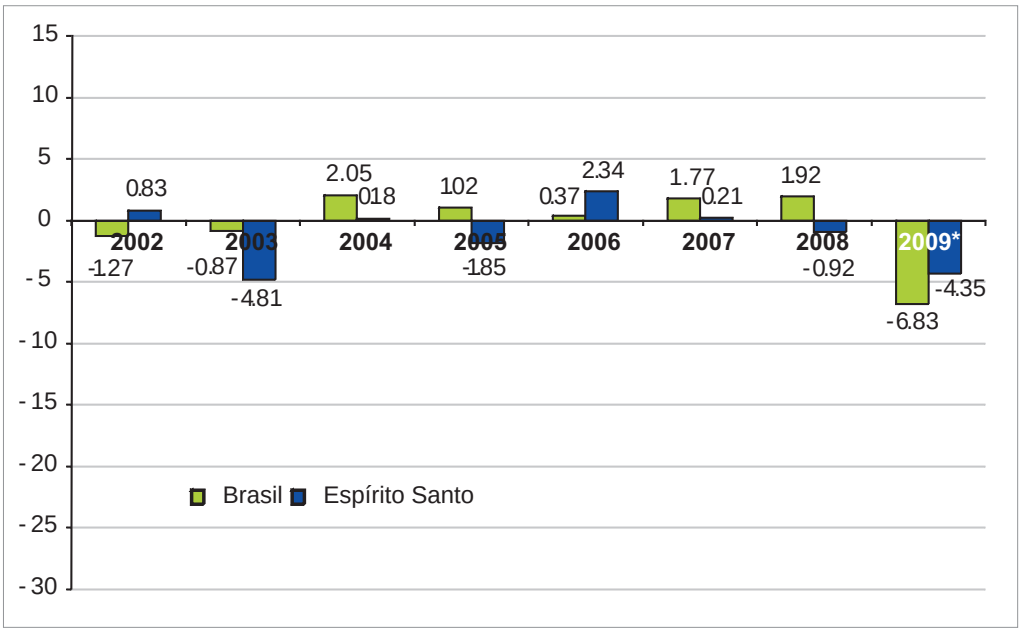
Elaboração: IJSN - Coordenação de Estudos Econômicos

Gráfico 10 - Produção Industrial
Variação percentual em relação ao período anterior



Elaboração: IJSN - Coordenação de Estudos Econômicos

Gráfico 11 - Horas Pagas
Variação percentual em relação ao período anterior



Elaboração: IJSN - Coordenação de Estudos Econômicos

No caso do gráfico 10, são expostas as taxas anuais de variação da produção industrial para Brasil e Espírito Santo. Este gráfico demonstra que os resultados relacionados ao desempenho da produtividade, expostos no gráfico 9, devem-se principalmente ao desempenho do índice de produção industrial do Estado, que também permaneceu acima do índice nacional para a grande maioria dos anos considerados, com a exceção ficando para os anos de 2004, 2005 e 2009. Por sua vez, o gráfico 11 apresenta as taxas de variação das horas pagas na indústria para o mesmo período de análise. Embora tenha havido um certo grau de variação no caso das horas pagas, essa variação é visivelmente menor do que a variação reportada para os índices de produção industrial.

Assim, é possível concluir que, ao longo do perído amostral considerado (2002-2009), o desempenho da produtividade do trabalho, tanto no caso estadual quanto nacional, foi afetado principalmente por conta do desempenho do índice de produção industrial. Logo, fatores que afetem os índices de produção industrial tenderão a afetar a produtividade do trabalho no país e no Estado.

3. Conclusões

Esta nota técnica buscou apresentar uma caracterização empírica inicial de medidas de produtividade no estado do Espírito Santo, bem como realizar uma comparação dessas medidas com medidas relacionadas a outras unidades da federação e ao Brasil como um todo.

Os resultados obtidos revelam os seguintes padrões empíricos:

i. Em termos de medidas expressas em números índice, o estado do Espírito Santo apresentou um desempenho superior ao Brasil ao longo do período 2003/2009, independentemente da medida de produtividade considerada (produtividade do trabalho ou PTF).

ii. Em termos de variações percentuais de componentes cíclicos, as séries de produtividade do estado do Espírito Santo, apesar de apresentarem um padrão positivo de comovimento com as séries referentes ao caso nacional, também apresentam oscilações mais amplas no curto prazo. Se, por um lado, esse fato ressalta um padrão mais volátil da produtividade estadual, por outro lado, também revela a possibilidade de uma retomada mais intensa do crescimento no curto prazo.

iii. Quando da comparação do Espírito Santo com outros estados da região Sudeste, é possível notar que, em termos de produtividade do trabalho, o estado apresentou um desempenho nitidamente superior durante o período anterior à crise financeira de 2008 (janeiro a agosto de 2008). Entretanto, quando se considera o período pós-crise (setembro de 2008 a maio de 2009), o Espírito Santo apresenta o pior desempenho dentre os estados analisados.

iv. No caso do período recente (2008/2009), o desempenho da produtividade do trabalho parece estar condicionado principalmente ao desempenho da produção industrial, tanto no caso estadual quanto no caso nacional.

Esses resultados devem ser vistos como uma primeira tentativa de compreensão da dinâmica inerente à produtividade do estado. Estudos futuros poderão vir a confirmar alguns dos resultados aqui reportados, assim como propor explicações detalhadas para os principais padrões empíricos descritos nesta nota técnica.

Dada a importância fundamental da produtividade para o crescimento e o desenvolvimento de uma economia, espera-se que uma compreensão detalhada da evolução dessa variável possa constituir um fundamento básico para a formulação de políticas públicas que visem aumentar o bem-estar da sociedade.

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

4. Referências Bibliográficas

BONELLI, Regis; FONSECA, Renato. Ganhos de produtividade e eficiência: novos resultados para a economia brasileira. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v.28, n.2, p.273-314, ago.1998.

BURNSIDE, Craig; EICHENBAUM, Martin and REBELO, Sergio. Capital utilization and returns to scale. *NBER Macroeconomics Annual*, p.67-110, 1995.

HODRICK, Robert e PRESCOTT, Edward C. Post-War U.S. business cycles: a descriptive empirical investigation. *Journal of Money, Credit and Banking,* v.29, n.1, p.1-16, 1997.

KANCZUK, Fábio; FARIA, Francisco, Jr. Ciclos reais para a indústria brasileira? *Estudos Econômicos*, v.47, n.4, p.335-350, 200.

SOLOW, Robert M. Technical change and the aggregate production function. *The Review of Economics and Statistics,* v.39, n.3, p.312-320, Aug.1957.

Apêndice A: Estatísticas Descritivas e Gráficos das Variáveis Utilizadas na Análise

Tabela A1 - Estatísticas Descritivas das Variáveis Analisadas

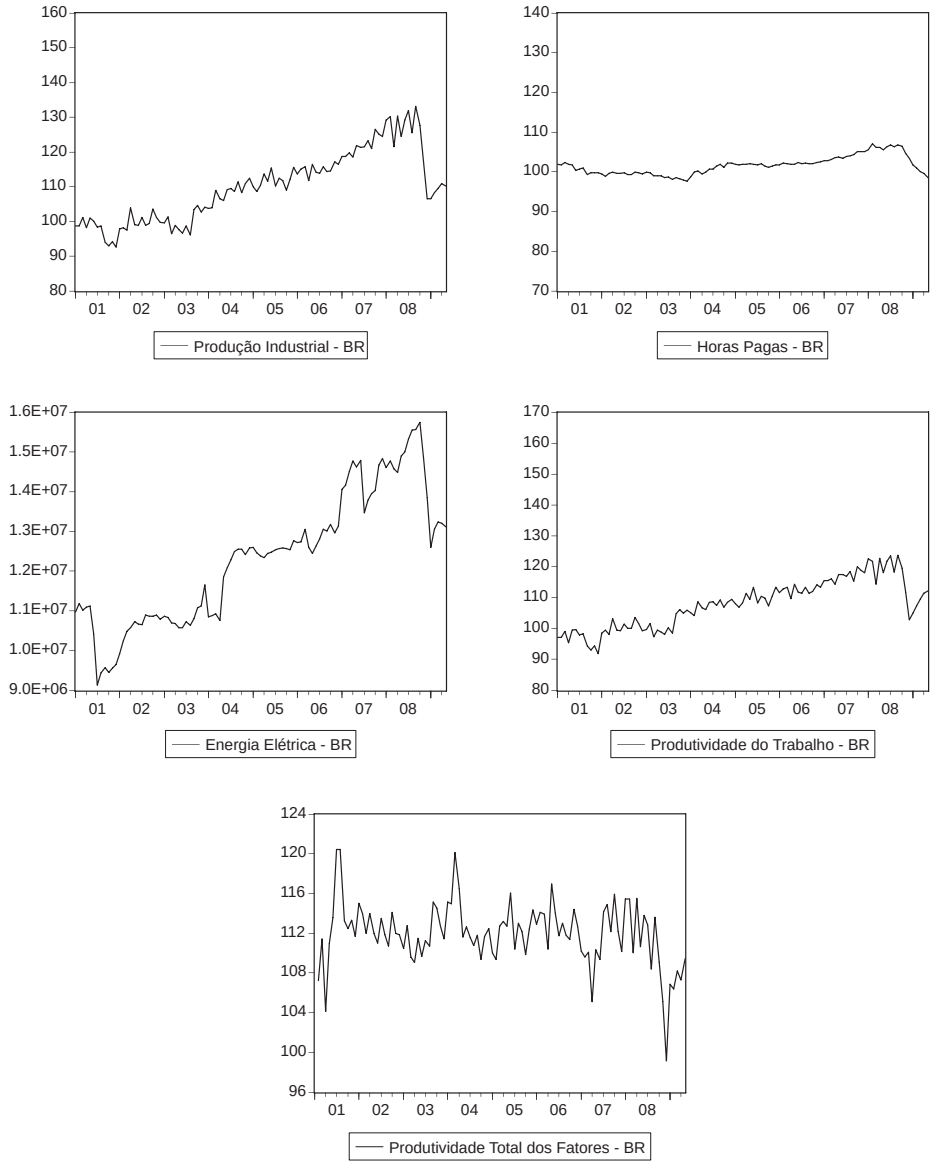
		Média	Mediana	Desv. Padrão	Máximo	Mínimo
Brasil	Prod. Industrial	109.70	108.90	12.43	138.29	86.69
	Horas Pagas	101.53	101.08	2.91	109.25	95.02
	Energia Elétrica	12306425.74	12526000.00	1681748.74	15765000.00	9178000.00
	Prod. Trabalho	107.82	108.21	9.46	126.98	87.52
	Prod. Total dos Fatores	111.83	112.22	5.87	124.19	94.52
Espírito Santo	Prod. Industrial	113.38	111.57	17.20	156.14	81.77
	Horas Pagas	94.78	94.73	2.91	101.16	88.31
	Energia Elétrica	173303.62	197393.67	76789.62	318965.33	68993.10
	Prod. Trabalho	119.83	118.99	19.06	163.55	85.18
	Prod. Total dos Fatores	168.83	152.73	44.43	237.41	98.28
Minas Gerias	Prod. Industrial	112.48	109.78	14.61	148.35	88.10
	Horas Pagas	105.70	105.73	6.36	120.85	94.44
	Prod. Trabalho	106.09	105.33	8.50	125.29	82.89
São Paulo	Prod. Industrial	112.67	110.27	14.97	147.82	83.59
	Horas Pagas	101.84	101.18	4.65	112.60	93.33
	Prod. Trabalho	110.30	110.40	10.52	131.79	85.23
Rio de Janeiro	Prod. Industrial	101.71	102.69	7.58	116.62	84.49
	Horas Pagas	86.31	84.18	5.32	100.00	78.72
	Prod. Trabalho	118.54	122.62	13.44	140.86	87.82

Elaboração: IJSN - Coordenação de Estudos Econômicos

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

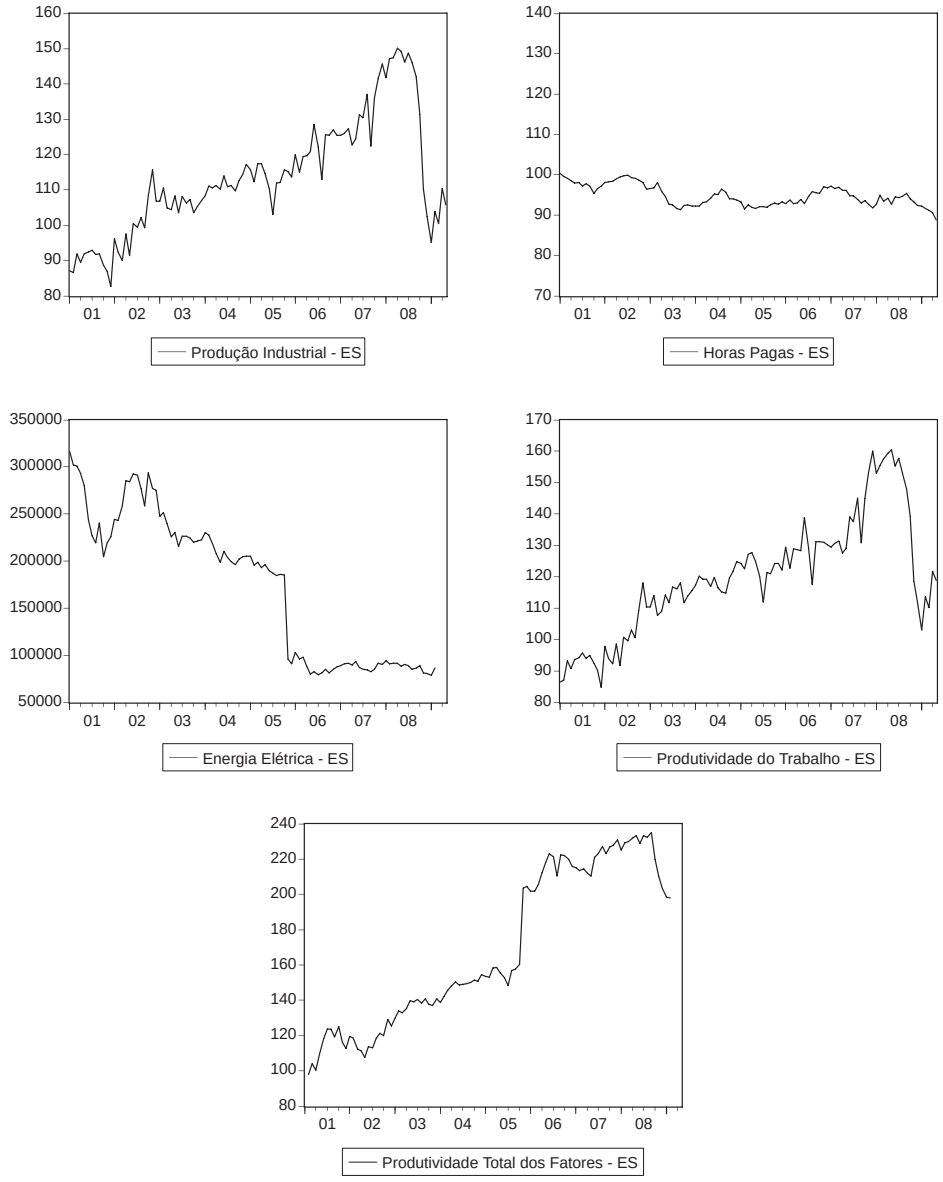
Os Gráficos A1-A3 abaixo descrevem a evolução temporal de cada uma das séries utilizadas na presente análise

Gráfico A1 - Variáveis Utilizadas - Brasil



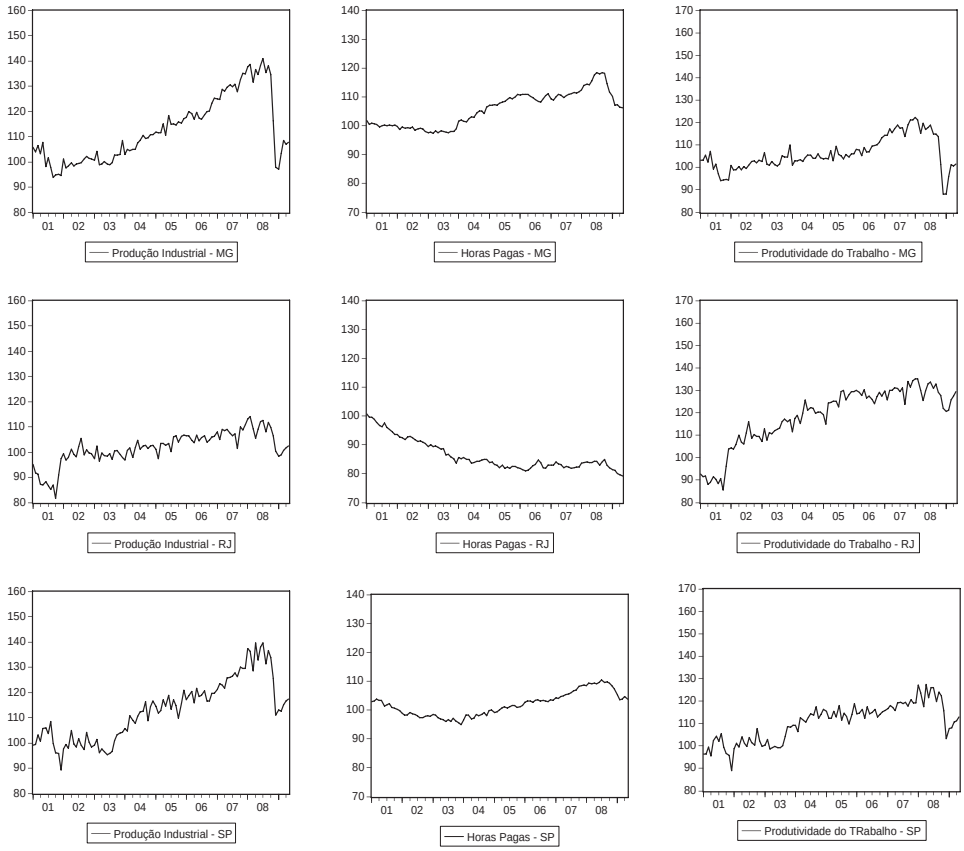
Elaboração: IJSN - Coordenação de Estudos Econômicos

Gráfico A2 - Variáveis Utilizadas - Espírito Santo



Elaboração: IJSN - Coordenação de Estudos Econômicos

Gráfico A3 - Variáveis Utilizadas - Minas Gerais, Rio de Janeiro e São Paulo



Elaboração: IJSN - Coordenação de Estudos Econômicos

Apêndice B: Filtro Hodrick-Prescott

Um dos métodos utilizados para estacionarizar as séries estudadas nesta nota foi o filtro Hodrick-Prescott (Hodrick e Prescott 1997). Este é um filtro linear usado para a extração do componente de longo prazo de uma série econômica. A partir da subtração desse componente do logaritmo natural da série é possível a obtenção de seu componente cíclico.

Em particular, seja y_t uma série temporal, com y_t^g e y_t^c correspondendo a seus componentes secular (longo prazo) e cíclico (curto prazo), respectivamente. Basicamente, o filtro Hodrick-Prescott corresponde à solução do seguinte problema de minimização:

$$\sum_{t=1}^{T}(y_t^c) + \lambda \sum_{t=1}^{T}[(y_{t+1}^g - y_t^g) - (y_t^g - y_{t-1}^g)]^2$$

onde a expressão acima representa uma função perda, enquanto que o termo λ equivale a um parâmetro que reflete a variância relativa do componente secular da série em comparação a seu componente cíclico, também conhecido como parâmetro de suavização. Na análise acima, foi empregado um valor de λ igual a 14.400, valor usualmente empregado no caso de dados mensais.

Editoração
João Vitor André

05

3

Texto para Discussão nº06

Impactos Macroeconômicos da Incerteza e da Taxa de Juros: uma comparação empírica entre Brasil e Espírito Santo

GOVERNO DO ESTADO DO ESPÍRITO SANTO
SECRETARIA DE ESTADO DE ECONOMIA E PLANEJAMENTO - SEP
INSTITUTO JONES DOS SANTOS NEVES - IJSN

TEXTO PARA DISCUSSÃO | 06

IMPACTOS MACROECONÔMICOS DA INCERTEZA E DA TAXA DE JUROS: UMA COMPARAÇÃO EMPÍRICA ENTRE BRASIL E ESPÍRITO SANTO

Matheus Albergaria de Magalhães
Economista,
Coordenador da Rede de
Estudos Macroeconômicos (MACRO)

Magnus William de Castro
Economista,
Coordenador da Rede de Estudos da
Pobreza e Inclusão Social(REPIS)

Victor Nunes Toscano
Economista,
Coordenador de Conjuntura e
Comércio Exterior

Vitória I 2009

Instituto Jones dos Santos Neves
Impactos Macroeconômicos da incerteza e da taxa de juros: uma comparação empírica entre Brasil e Espírito Santo. Vitória, ES, 2009.

44p. il. (Texto para discussão, 6)
ISBN 978-85-62509-05-6

1.Macroeconomia. 2.Ciclos de Negócios. 3.Incerteza. 4.Juros. 5.Espírito Santo (Estado). I.Título. II.Séries

Sumário

1. Introdução 6

2. Motivação Teórica 10

3. Base de Dados e Metodologia 13

4. Resultados 20

4.1. Funções Impulso - Resposta 20

4.2. Decomposição da Variância 23

5. Extensões 26

5.1. Desempenho Relativo do Estado do Espírito Santo 27

5.2. Dinâmicas Setoriais 31

6. Teste de Robustez 33

7. Conclusões 38

8. Referências Bibliográficas 40

Apêndice A: Filtro Hodrick - Prescott 42

Apêndice B: Testes de Raíz Unitária 43

RESUMO*

O objetivo do presente estudo é verificar o efeito quantitativo de eventos que tendem a acentuar o grau de incerteza na economia. Para tanto, criou-se um índice de incerteza agregada, que busca refletir o impacto de diferentes eventos que aumentaram a incerteza vigente na economia brasileira ao longo do período compreendido entre os anos de 1991 e 2008. Adicionalmente, estimou-se o impacto desse índice de incerteza e de aumentos nas taxas de juros sobre o nível de atividade das economias brasileira e capixaba. Os resultados obtidos a partir desse exercício empírico demonstram que, no caso das variáveis consideradas, aumentos na incerteza e nos juros causam um efeito contracionista sobre a atividade econômica no curto prazo, com a economia apresentando uma recuperação ao nível inicial de equilíbrio apenas após diversos meses. Os resultados obtidos revelam diferenças consideráveis nas respostas dinâmicas de distintas unidades da federação, bem como de setores específicos da economia capixaba, tanto em termos de volatilidade quanto em termos da recuperação em resposta aos choques macroeconômicos considerados. Consequentemente, esses resultados apontam para a necessidade de formulação de políticas econômicas específicas para o combate dos efeitos adversos de eventos que tendem a aumentar o grau de incerteza na economia, tanto em nível nacional, quanto estadual e setorial.

JEL Classification: C32, D80, E32, E44.
Palavras-chave: macroeconomia, ciclos de negócios, incerteza, juros.

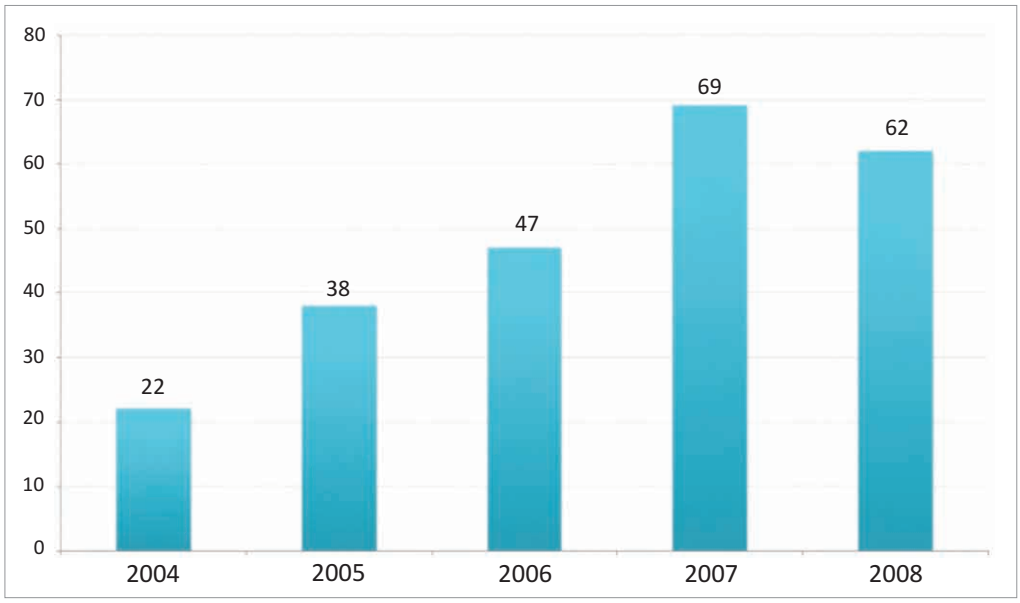
* Os autores agradecem os comentários e sugestões de Ana Paula Vescovi e Paulo Levy, assim como aos participantes de um seminário interno do IJSN, ocorrido em 17 de abril de 2009. Agradecimentos adicionais a Karoline Ferreira e Anna Paula Ribeiro pela excelente assistência de pesquisa.

1. INTRODUÇÃO

A crise financeira de 2008 foi um evento que aumentou consideravelmente a incerteza vigente em diversas economias do mundo. Em particular, o fato de uma crise iniciada no mercado imobiliário norte-americano ter se tornado uma crise sistêmica de escala mundial demonstra a importância e a atualidade do tema "incerteza" para as decisões econômicas[1].

O gráfico 1 abaixo corrobora a última afirmação. No caso desse gráfico, é exposto o número de vezes em que a palavra "incerteza" foi citada em reuniões do Conselho de Política Monetária (COPOM) ao longo do período 2004-2008 (dados anuais)[2].

Gráfico 1 - Contagem de Palavras "Incerteza" nas Atas das Reuniões do COPOM



Elaboração: Coordenação de Estudos Econômicos, IJSN.

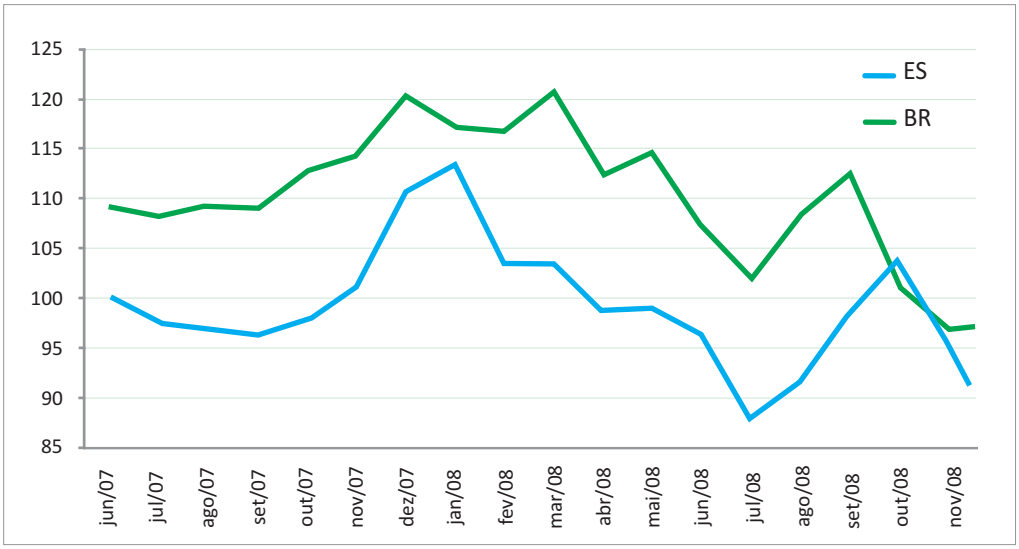
[1] Sobre interpretações da crise recente, com ênfase em choques iniciais e seus mecanismos de propagação, ver Blanchard (2008) e Brunnermeier (2009).

[2] No caso, optou-se pela contagem das palavras com a raíz "incert" como base para a construção do gráfico. Assim, o gráfico contempla não apenas a palavra "incerteza", assim como "incerto(a)" e palavras semelhantes.

De acordo com esse gráfico, pode-se notar um padrão ascendente no número de citações relacionadas ao fator incerteza. Por exemplo, entre 2004 e 2005 houve um aumento de cerca de 73% no número de citações desse termo (de 22 para 38 citações), ao passo que entre 2006 e 2007, houve um aumento de 47% (de 47 para 69 citações), aproximadamente. Ao final do período considerado, no ano de 2008, o aumento de citações do termo "incerteza" em reuniões do COPOM foi de aproximadamente 2,8 vezes em relação ao ano de 2004. Essa evidência, embora informal, demonstra a crescente importância do tema em questões econômicas recentes.

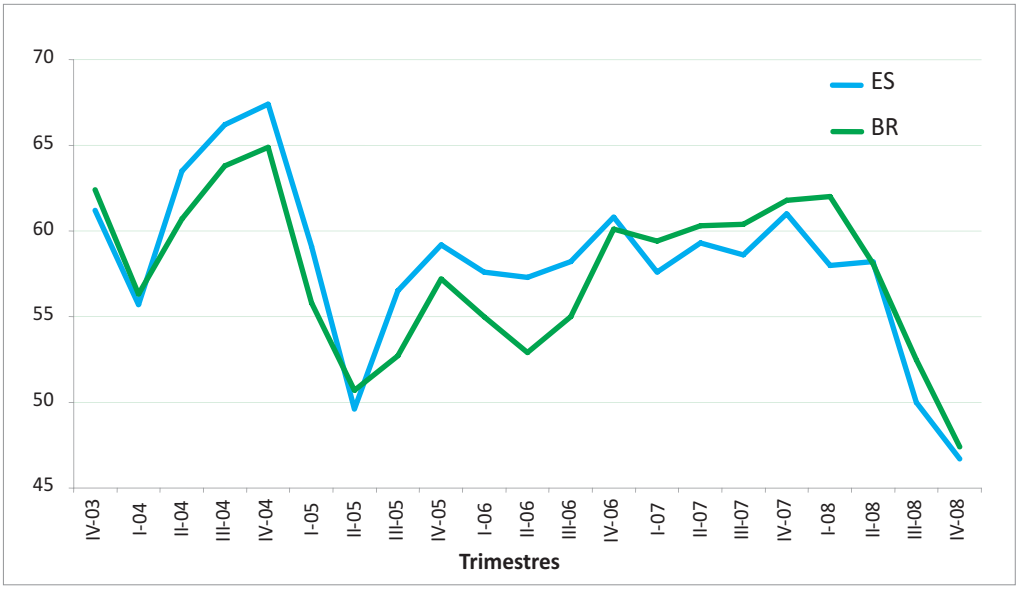
Do mesmo modo, a crise recente, além de aumentar a incerteza vigente na economia, também afetou a confiança dos agentes econômicos. Os gráficos 2 e 3 a seguir apresentam a evolução de índices de confiança para consumidores e investidores, no Brasil e no Espírito Santo.

Gráfico 2 - Evolução do Índice de Confiança do Consumidor Nacional e Capixaba: 2007:06/2008:11 (dados mensais)



Elaboração: Coordenação de Estudos Econômicos, IJSN;
com base em informações do website FGV-DADOS (www.fgvdados.fgv.br/) e do Instituto Futura (www.futuranet.ws).

Gráfico 3 - Evolução dos Índices de Confiança do Empresário Industrial Nacional e Capixaba: 2003:4/2008:4 (dados trimestrais)



Elaboração: Coordenação de Estudos Econômicos, IJSN;
com base em informações do IEL (www.iel-es.org.br).

O gráfico 2 apresenta a evolução de índices de confiança do consumidor para o Brasil e o estado do Espírito Santo ao longo do período compreendido entre junho de 2007 e dezembro de 2008 (dados mensais), respectivamente. O gráfico mostra o mesmo padrão: a confiança dos consumidores brasileiros e capixabas apresentou um padrão declinante a partir do início de 2008, voltando a crescer a partir da metade desse ano, para então voltar a contrair no final, um período onde os efeitos iniciais da crise começaram a ser sentidos com maior intensidade no país e no estado.

O gráfico 3, por sua vez, mostra a evolução do índice de confiança de empresários brasileiros e capixabas (dados trimestrais). Assim, como no caso dos consumidores, a confiança empresarial apresentou um nítido padrão de queda durante o ano de 2008, com esse padrão tendo se acentuado ao longo do ano.

Uma questão básica que poderia surgir nesse contexto é a seguinte: quais são os efeitos macroeconômicos da crise atual? Especificamente, quais são os impactos do aumento da incerteza gerada pelos eventos recentes e como isso afeta o nível agregado de atividade?

O objetivo do presente trabalho é responder à questão acima. No caso, quer-se verificar o impacto quantitativo de eventos que tendem a acentuar o grau de incerteza na economia[3]. Para tanto, foi criada uma medida que pudesse captar a evolução da incerteza em termos agregados, bem como mensurar os efeitos quantitativos de choques derivados dessa medida sobre o nível de atividade. Para essa última tarefa, fez-se uso da metodologia de Vetores Auto-regressivos (VAR), amplamente utilizada na área de Macroeconometria[4].

Adicionalmente, estudou-se os efeitos dinâmicos da taxa de juros sobre a atividade econômica do país e do estado. A partir desse último exercício, espera-se obter uma compreensão mais detalhada dos efeitos contracionistas de aumentos dos juros sobre a economia como um todo, bem como fornecer um melhor embasamento a possíveis debates sobre ajustes do patamar da taxa de juros pelo Comitê de Política Monetária (COPOM) no país, um tema amplamente debatido na mídia ao longo dos últimos anos.

Os resultados obtidos demonstram que, no caso das variáveis consideradas, aumentos na incerteza e nas taxas de juros causam ambos um efeito contracionista no curto prazo, com a economia tendendo a apresentar uma recuperação apenas após diversos meses. No caso, ocorrem diferenças consideráveis entre os efeitos de choques originados a partir de cada uma dessas variáveis. Em geral, no curto prazo, a atividade econômica apresenta uma contração mais pronunciada no caso de choques de juros do que no caso de choques de incerteza.

Como extensão da análise empírica anterior, foram estimados VARs com dados referentes a distintos estados brasileiros, bem como dados de setores específicos da economia capixaba. Os resultados daí advindos, além de confirmarem os resultados qualitativos originais (contração do nível de atividade no caso de ambos os choques), demonstram um alto grau de heterogeneidade em termos das respostas estimadas para cada estado e/ou setor. De fato, esses resultados demonstram a existência de diferenças consideráveis entre os processos de ajuste de distintas unidades da federação e setores da economia a choques macroeconômicos, podendo servir como evidência empírica favorável à implementação de políticas econômicas diferenciadas nesses casos.

O presente trabalho está dividido da seguinte maneira: na segunda seção, é feita uma breve revisão de parte da literatura relacionada ao tema, enquanto que na terceira seção são descritas a base de dados, bem como a metodologia de construção da variável utilizada para medir incerteza. A quarta seção contém a análise dos principais resultados obtidos, com a quinta seção apresentando extensões envolvendo dados estaduais e setoriais. A sexta seção, por sua vez, contém testes de robustez relacionados aos principais resultados obtidos. Finalmente, na sétima seção, são apresentadas as principais conclusões do trabalho.

[3] O termo "incerteza" aqui é usado em um sentido amplo do termo, não tendo a mesma conotação que costuma ter em estudos pós-keynesianos. Ver, a esse respeito, Harcourt (1987) e Carvalho (1992). Ver ainda Ferrari Filho e de Paula (2008), que equivale a uma coletânea de artigos de inclinação pós-keynesiana relacionados à crise recente.

[4] Para maiores detalhes a respeito dessa metodologia ver, a título de exemplo, Canova (1995), Enders (1995, cap.5) e Stock e Watson (2001).

2. MOTIVAÇÃO TEÓRICA

Para alguns autores, a crise internacional recente pode ser vista principalmente como uma crise de confiança, um fator diretamente relacionado à incerteza inerente ao contexto macroeconômico atual (Caballero 2008). Ainda assim, essa constatação não implica que os efeitos dessa crise sejam passageiros ou que desapareçam tão logo o grau de incerteza seja reduzido.

Autores como Claessens, Kose e Terrones (2008), trabalhando com uma amostra de 21 países da OCDE ao longo do período 1960-2007, tentam identificar fatos estilizados relacionados a recessões, apertos de crédito (*credit crunches*) e estouro de bolhas no setor imobiliário. De acordo com os resultados obtidos por esses autores, apertos de crédito e estouros de bolhas imobiliárias tendem a perdurar por um tempo superior a recessões. Por exemplo, segundo os autores, uma recessão típica dura aproximadamente quatro trimestres, estando associada a uma redução do produto de aproximadamente 2%, ao passo que um aperto no crédito dura dois anos e meio, estando associado a uma queda de 20% no crédito. Por outro lado, os autores ressaltam que recentemente, tem havido maior sincronia de recessões em termos internacionais.

Uma questão básica relacionada ao tema abordado neste estudo é a seguinte: como funciona o mecanismo de transmissão da incerteza para o nível de atividade econômica? De acordo com Bloom (2008a), tem-se que, inicialmente, um aumento no grau de incerteza vigente na economia pode inibir a concessão de crédito às firmas. Por conta disso, as firmas da economia passam a ter uma capacidade limitada em termos de investimento em máquinas e equipamentos, projetos de pesquisa e desenvolvimento (P&D) e contratação de trabalhadores. Como essas decisões levam tempo para ocorrer, esse primeiro efeito pode resultar em uma contração do nível de atividade apenas daqui a alguns meses no futuro.

Em segundo lugar, mesmo no caso de algumas firmas da economia terem acesso a crédito, o aumento da incerteza na economia pode levá-las a adiar decisões de investimento e emprego, o que também gera efeitos contracionistas sobre o nível de atividade. Como decisões relacionadas a investimentos e contratação de trabalhadores costumam ser muito custosas, a melhor estratégia para firmas deparando-se com um cenário extremamente incerto é adotar uma postura de espera. Caso essa estratégia seja adotada por um número significativo de firmas, a atividade econômica tende a apresentar um ritmo lento durante esses períodos. Por sua vez, esse ritmo mais lento de produção acaba tendo consequências sobre o investimento e o emprego, reforçando o efeito contracionista inicial do aumento na incerteza.

Um efeito adicional desse círculo vicioso relaciona-se à produtividade da economia como um todo. Em geral, variações na produtividade resultam do processo de destruição criativa, caracterizados por períodos onde firmas muito produtivas expandem e firmas pouco produtivas contraem ou até mesmo deixam de existir por conta de ondas de inovação que ocorrem na economia[5]. Caso as firmas parem de inovar temporariamente, firmas muito produtivas deixarão de expandir e firmas pouco produtivas deixarão de contrair. Um resultado básico advindo dessa tendência é uma redução significativa da taxa de crescimento da produtividade, o que acaba por afetar o desempenho da economia no curto e no longo prazos.

Interessado em quantificar os efeitos de eventos que tendem a aumentar o grau de incerteza na economia, Bloom (2009) construiu um indicador derivado de uma medida de volatilidade do mercado de ações americano. Basicamente, esse autor quer responder à seguinte questão: quais são os efeitos dinâmicos de choques de incerteza?[6] Em particular, o autor quer investigar empiricamente os efeitos de eventos que tendem a gerar mais incerteza na economia[7]. Por exemplo, eventos como a crise de mísseis cubana, o assasinato do presidente John F. Kennedy, os choques de petróleo da década de 70 e os ataques terroristas de Setembro de 2001 podem ser vistos como eventos que aumentaram consideravelmente o grau de incerteza vigente na economia americana durante períodos distintos de sua história.

Em sua análise, o autor emprega a metodologia VAR para avaliar os efeitos de choques de incerteza sobre variáveis reais da economia (produção industrial e emprego). De acordo com os resultados reportados por esse autor, o produto cai, em média, cerca de 1 ponto percentual em resposta a choques de incerteza (Bloom 2009). Em particular, os resultados obtidos indicam que, no caso de crises onde a incerteza é predominante, a economia tende a apresentar uma contração acentuada por cerca de dois trimestres, com esta fase contracionista sendo seguida por um período de rápido crescimento.

Adicionalmente, em outra ocasião (Bloom 2008b), o autor realiza estimações onde a taxa de juros é utilizada como uma medida de choque agregado, procurando atentar para os efeitos de um "aperto de crédito" (*credit crunch*) sobre as variáveis consideradas. Os resultados obtidos também demonstram a ocorrência de um padrão contracionista nesse caso, tanto para o produto quanto para o emprego. Em particular, o autor chega a prever que, em resposta ao aperto de crédito de 2007 - 2008, o crescimento do produto norte-americano seria reduzido em 4,5 pontos percentuais em 2009, com a economia voltando a crescer apenas ao final desse ano.

[5] Na verdade, esta é uma idéia contida na obra de Schumpeter, um dos maiores estudiosos do século XX dos efeitos da inovação e do progresso técnico sobre a atividade econômica.

[6] Uma tentativa de quantificar os impactos agregados da incerteza equivale ao estudo de Leahy e Whited (1995), onde esses autores testam diversas hipóteses relacionadas a teorias de investimento a partir de um painel de firmas americanas. Seus resultados demonstram a existência de uma relação negativa entre investimentos e incerteza, um padrão consistente com teorias que ressaltam o caráter irreversível do investimento agregado.

[7] Vale a ressalva de que a contribuição de Bloom (2009) é mais ampla do que a descrição feita aqui, estando fora do escopo do presente trabalho. Descrições didáticas dos resultados obtidos por esse autor estão contidas em Bloom (2008a) e *The Economist* (2007).

Bloom, Floetotto e Jaimovich (2009) formalizaram algumas das idéias citadas acima. Em particular, esses autores demonstram que medidas destinadas a captar a incerteza vigente na economia apresentam, em geral, um padrão contracíclico (quando ocorrem recessões, aumenta a incerteza e vice-versa). Além disso, a partir do uso da metodologia VAR, esses autores obtêm um resultado onde aumentos na incerteza geram um efeito contracionista acentuado sobre o nível de atividade econômica.

A partir desses resultados empíricos, os autores constroem um modelo de equilíbrio geral dinâmico onde introduzem a noção de choques de incerteza como um novo impulso gerador de ciclos de negócios na economia. Os principais resultados obtidos a partir desse exercício computacional demonstram que aumentos de incerteza geram quedas pronunciadas nos níveis de emprego e investimento agregados da economia. Segundo os autores, isso ocorre devido ao fato de que o aumento da incerteza torna as firmas da economia mais cautelosas, com estas retardando decisões relacionadas a investimentos e contratação de novos trabalhadores. Essa pausa nas decisões supracitadas faz com que a realocação de capital e trabalho entre firmas seja reduzida, o que acaba por gerar uma queda na produtividade agregada, também. Conjuntamente, as quedas no emprego, investimento e na produtividade acabam gerando oscilações semelhantes a ciclos de negócios.

Este resultado é importante em dois sentidos: primeiro, por formalizar os impactos macroeconômicos do fator incerteza; segundo, por gerar uma justificativa teórica para quedas de produtividade como um elemento associado a recessões em nível agregado, um fato que sempre constituiu uma fragilidade para alguns modelos de ciclos de negócios[8].

Em suma, os resultados discutidos acima são interessantes por demonstrarem a possibilidade de construção de medidas aproximadas (*proxies*) para a mensuração da incerteza, bem como a quantificação de seu impacto sobre variáveis macroeconômicas ao longo do tempo. Por conta disso, decidiu-se seguir a metodologia proposta por Bloom (2009) para os casos do Brasil e do Espírito Santo neste trabalho.

[8] No caso, é feita uma alusão a modelos do gênero *Real-Business-Cycle* (RBC). Conforme colocam King e Rebelo (2000), a associação de períodos de recessão a choques de produtividade sempre constituiu o "calcanhar de Aquiles" desses modelos.

3. BASE DE DADOS E METODOLOGIA

Este trabalho utilizou os seguintes dados econômicos para a estimação de VARs: o índice de ações da Bolsa de Valores de São Paulo (Bovespa), um índice de volatilidade desse mercado de ações, a taxa de juros Selic, o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) e os índices de produção industrial (indústria geral) para o Brasil e o Espírito Santo.

A partir do índice de volatilidade citado, foi construído um índice agregado de incerteza para a economia brasileira, seguindo a metodologia descrita em Bloom (2009) (maiores detalhes adiante). Com base nesse índice, foi criada uma variável *dummy* que refletisse a ocorrência de eventos que aumentassem o grau de incerteza na economia brasileira ao longo de períodos específicos (ver abaixo). Todos os dados estão em frequência mensal, correspondendo ao período compreendido entre janeiro de 1991 e novembro de 2008.

A tabela 1 abaixo contém uma descrição sucinta das principais variáveis utilizadas no trabalho:

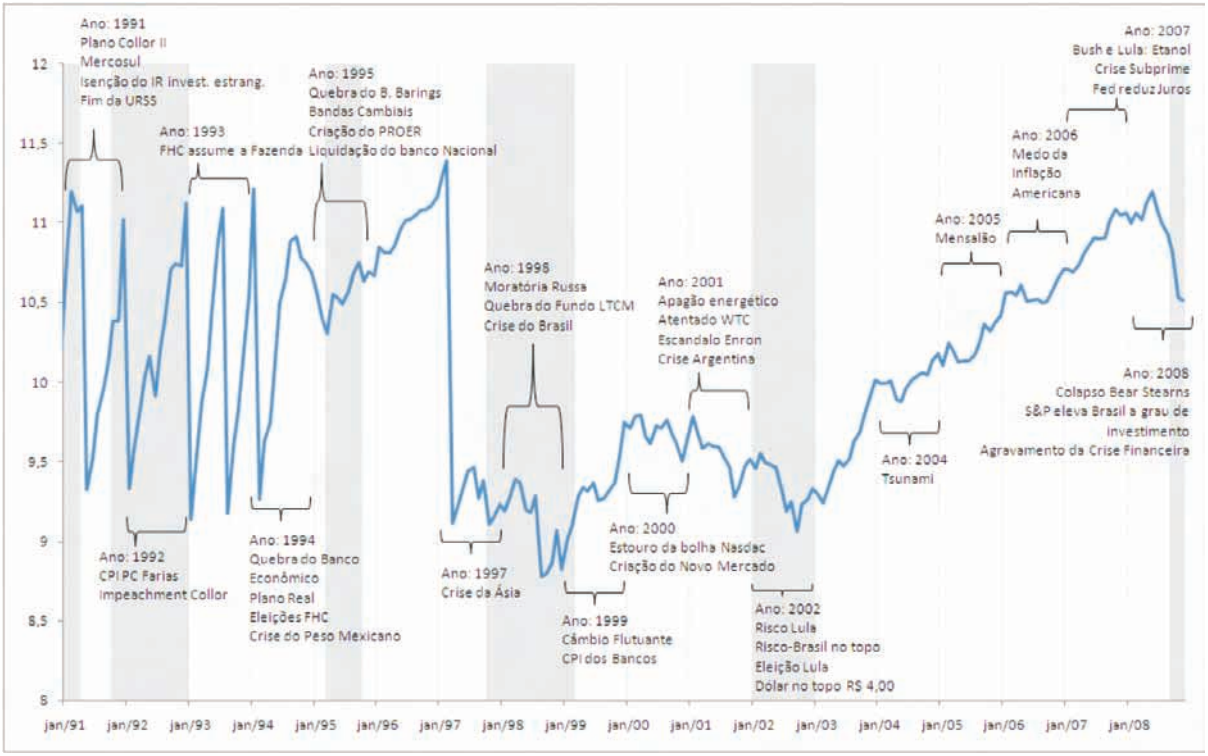
Tabela 1 - Informações Sobre a Base de Dados

Variáveis	Fonte	Unid.	Média	Mediana	Máximo	Mínimo	Desv. Pad.	Obs.
Produção Industrial - BR	IBGE - PIM-PF	índice	96,71	95,02	138,29	60,75	16,27	215
Produção Industrial - ES	IBGE - PIM-PF	índice	91,66	85,79	156,14	53,24	24,27	215
IPCA	IBGE	índice	1544,56	1588,56	2884,78	0,07	887,38	215
Taxa Selic	BCB	% a. m.	6,99	1,64	50,62	0,80	11,69	215
Ibovespa	Bovespa	índice	29567,85	22803,00	88287,00	6472,00	19420,66	215
Volatilidade	El ab. Própria	% a. m.	2,29	2,14	5,49	1,15	0,77	215

Elaboração: Coordenação de Estudos Econômicos, IJSN

O gráfico 4, por sua vez, contém um gráfico da evolução do índice Bovespa (dados em escala logarítmica natural), com destaque para alguns dos principais eventos de caráter político-econômico ocorridos tanto no Brasil quanto no resto do mundo, ao longo do período amostral considerado. As áreas em cinza expostas no gráfico correspondem à ocorrência de períodos recessivos no país, de acordo com a metodologia proposta por Duarte, Issler e Spacov (2004). A exceção ao uso dessa metodologia fica por conta do período recente, onde decidiu-se por classificá-lo como um período recessivo (a partir do mês de setembro de 2008).

Gráfico 4 - Evolução do Índice Bovespa (escala logarítmica natural), Brasil: 1991:01/2008:11



Elaboração: Coordenação de Estudos Econômicos, IJSN

De acordo com o padrão gráfico descrito acima, é possível notar que o índice Bovespa, quando expresso em níveis, apresentou amplas oscilações durante o início do período amostral considerado, entre os anos de 1991 e 1997. A partir de meados de 1997, no entanto, a volatilidade desse índice passou a ser menor, ocorrendo uma tendência ascendente a partir do final de 2002, embora esse período seja marcado por oscilações cíclicas do índice, um fenômeno comum no caso de indicadores relacionados ao mercado de ações.

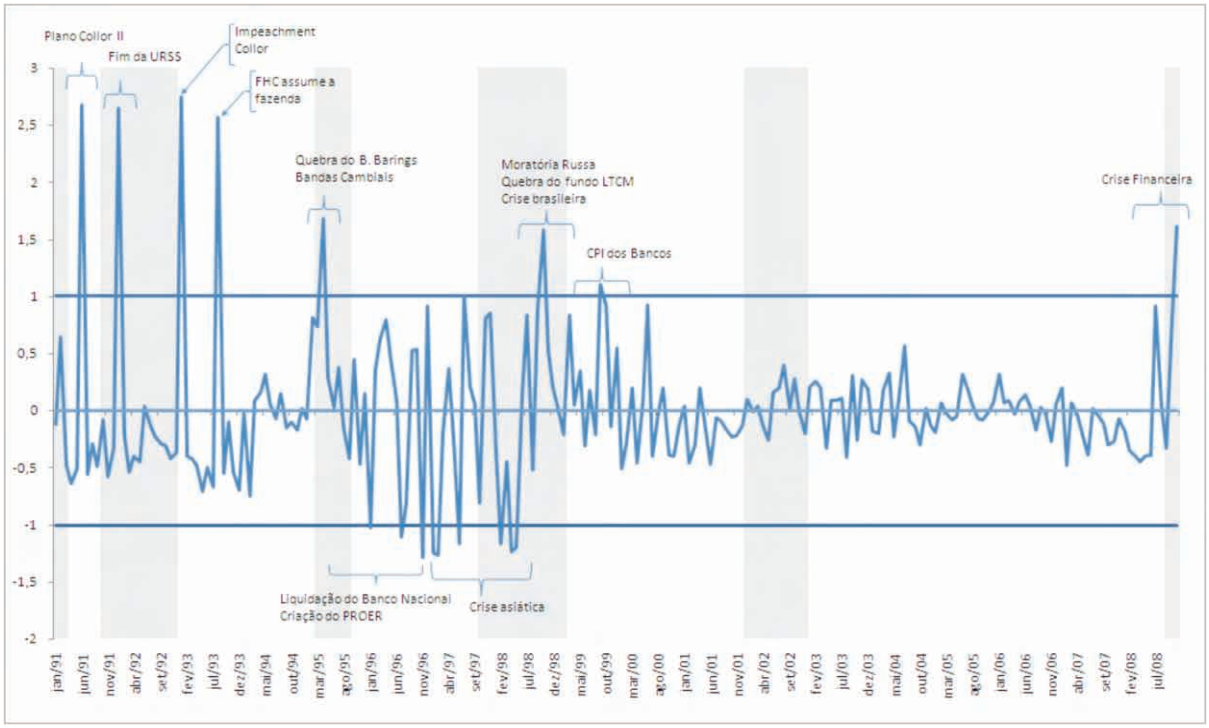
Especificamente, alguns dos eventos descritos no gráfico 4 tiveram maior importância relativa sobre o desempenho do mercado de ações brasileiro do que outros. Por exemplo, eventos como a moratória russa e a crise asiática tiveram um viés nitidamente contracionista sobre a evolução do índice supracitado. Por outro lado, mesmo eventos graves do ponto de vista mundial, como o atentado ao *World Trade Center* e a ocorrência do *Tsunami* parecem ter afetado relativamente pouco o desempenho desse índice[9].

[9] Essa tendência é especialmente marcante quando da comparação dos efeitos dos impactos desses eventos internacionais entre os índices *Dow Jones* e Bovespa. As diferenças nesses impactos podem refletir diferenças na transmissão de choques macroeconômicos em nível internacional, embora não seja o objetivo deste trabalho explorar a lógica de funcionamento desses mecanismos de transmissão.

Conforme dito acima, a medida de incerteza utilizada neste trabalho foi construída a partir de um índice de volatilidade do mercado de ações brasileiro. Seguindo a metodologia proposta por Bloom (2009), optou-se por considerar como eventos geradores de incerteza apenas aqueles eventos que estivessem localizados a 1,65 desvios-padrão da média do componente cíclico da série de volatilidade gerada a partir da série de volatilidade original[10].

A partir dessa série, criou-se uma variável *dummy* que assume o valor 1 no caso dos eventos citados e o valor 0, em caso contrário. Essa variável binária foi utilizada nas estimações VAR descritas abaixo como uma medida do grau de incerteza vigente na economia. O gráfico 5 contém a evolução da medida de incerteza construída para o Brasil, ao longo do período de análise. Esta medida foi denominada *"volatbl"*. Assim como no caso do gráfico anterior, áreas em cinza denotam períodos equivalentes a recessões.

Gráfico 5 - Medida de choques de incerteza (volatbl), Brasil: 1997:01/2008:11



Elaboração: Coordenação de Estudos Econômicos, IJSN

[10] O componente cíclico dessa série foi obtido a partir do filtro Hodrick-Prescott (Hodrick e Prescott 1997). O Apêndice A do trabalho contém uma descrição sucinta desse filtro.

Conforme é possível notar, a medida exposta acima apresenta um desempenho extremamente volátil no início do período amostral considerado, com essa volatilidade reduzindo ao longo do tempo. Adicionalmente, nesse gráfico são ressaltados os eventos localizados acima de 1,65 desvios-padrão da média do componente cíclico da série de volatilidade construída[11]. Esses eventos equivalem a acontecimentos que aumentaram a incerteza vigente na economia brasileira durante o período amostral considerado, servindo de base para a construção da variável *dummy* usada nas estimações VAR descritas abaixo. Por outro lado, vale notar que a variável *volatbl* apresenta um padrão contracíclico, uma vez que parece aumentar durante períodos recessivos, um resultado reportado anteriormente para a economia americana (Bloom, Jaimovich e Floetotto 2009, p.27, fig.8).

Em particular, vale à pena notar que a volatilidade da medida exposta no gráfico acima diminuiu consideravelmente a partir de meados do ano de 2000, tendo mantido-se relativamente constante até o período recente, quando voltou a subir novamente, por conta da crise financeira de 2008[12]. Nesse sentido, vale à pena notar que, devido à crise, a volatilidade da série considerada voltou a aumentar para níveis semelhantes aos de eventos como a instauração do sistema de bandas cambiais no país, de março de 1995 e a crise brasileira, de dezembro de 1998, por exemplo.

Em termos práticos, esse padrão gráfico equivale a dizer que houve um aumento da incerteza vigente na economia brasileira no período recente, com esse aumento sendo equivalente a variações ocorridas em períodos anteriores, como durante a ocasião de instauração do sistema de bandas cambiais, conforme citado acima. Por outro lado, é interessante notar que, ao longo do período 2000-2008, o grau de incerteza vigente na economia brasileira permaneceu relativamente constante, em comparação a outros períodos considerados.

Em termos de eventos nacionais que aumentaram o grau de incerteza na economia brasileira ao longo do período considerado, destacam-se a instauração do Plano Collor II, em janeiro de 1991; o processo de *impeachment* do presidente Collor, em setembro de 1992; o início do mandato de Fernando Henrique Cardoso como Ministro da Fazenda, em maio de 1993; a instauração do regime de bandas cambiais, em março de 1995; a liquidação do Banco Nacional e a criação do PROER, ambos em novembro de 1995; a crise brasileira, em dezembro de 1998 e a CPI dos bancos, em julho de 1999. Em termos de eventos internacionais, os destaques ficam para o fim da União Soviética, em dezembro de 1991; a quebra do Banco *Barings*, em fevereiro de 1995; a crise asiática, em julho de 1997 e a crise financeira recente, iniciada no segundo semestre de 2008.

[11] Apesar do aspecto do gráfico 5, as linhas correspondentes a 1,65 desvios-padrão de distância da média do componente cíclico da série *volatbl* localizam-se em uma posição aproximadamente igual à unidade por coincidência. Na verdade, isso se deve ao fato da média do componente cíclico ser muito próxima de zero.

[12] Especificamente, o desvio-padrão estimado para a série *volatbl* foi 0,8 para o período entre janeiro de 1991 e junho de 2000, ao passo que, para o período entre julho de 2000 e novembro de 2008, o desvio-padrão da série cai para 0,37, equivalente a metade do primeiro valor, aproximadamente. Quando essa estatística é recalculada para o segundo período amostral considerado excluindo-se o ano de 2008, obteve-se um valor menor ainda, de cerca de 0,27.

É importante lembrar que, no caso dos eventos descritos no gráfico 5, as datas consideradas não correspondem necessariamente às datas exatas de realização dos eventos considerados, por conta da ocorrência de efeitos antecedentes e defasados relacionados a cada um dos eventos citados.

A tabela 2 contém uma descrição sucinta dos principais eventos contidos no gráfico 5 e tidos como geradores de incerteza na economia brasileira, bem como as respectivas datas oficiais de cada evento e as datas exibidas no gráfico. Adicionalmente, são expostas as defasagens (em meses) entre essas datas. Em média, ocorre uma defasagem de dois meses entre as datas oficiais e as datas reportadas no gráfico, embora isso possa variar de acordo com o evento considerado[13].

Tabela 2 - Data de Ínicio dos Eventos Selecionados

Evento	Data Oficial	Data no gráfico	Defasagem (meses)
Plano Collor II	jan/91	jun/91	6
Fim da URSS	dez/91	jan/92	1
Impeachment Collor	set/92	jan/93	4
FHC assume a Fazenda	mai/93	ago/93	4
Quebra do B. Barings	fev/95	abr/95	2
Bandas Cambiais	mar/95	abr/95	1
Liquidação do Banco Nacional	nov/95	jan/96	2
Criação do PROER	nov/95	jan/96	2
Crise asiática	jul/97	jul/97	0
Moratória Russa	ago/98	out/98	2
Quebra do fundo LTCM	out/98	out/98	0
Crise brasileira	dez/98	out/98	-2
CPI dos bancos	jul/99	set/99	2
Crise financeira	set/08	nov/08	2
Defasagem Média			2
Defasagem Mediana			2

Elaboração: Coordenação de Estudos Econômicos, IJSN;
com base em informações do website Enfoque - Bovespa (www.enfoque.com.br/poster/iBovespa).

Vale notar que, a princípio, não deveria haver necessariamente uma relação direta entre o índice Bovespa (descrito no gráfico 4) e a medida de incerteza construída (gráfico 5), uma vez que cada uma dessas medidas reflete momentos distintos da distribuição dos dados. Especificamente, certos choques podem afetar o índice do mercado de ações, sem afetar sua volatilidade. Por outro lado, há choques que afetam a volatilidade desse índice, sem afetar seu nível. No caso americano, Bloom (2009, p.36) cita a crise de mísseis cubana como um choque

[13] Essas datas foram obtidas a partir do *site Enfoque-Bovespa* (www.enfoque.com.br/poster/ibovespa), que contém informações detalhadas sobre a evolução do índice de ações da Bolsa de Valores de São Paulo (Bovespa).

capaz de afetar a volatilidade do índice, sem impactar sobre o nível da série, ao mesmo tempo em que cita o furacão Katrina como um choque capaz de contrair o nível do índice, sem afetar sua volatilidade. Naturalmente, o mesmo pode acontecer no caso brasileiro[14].

A título de se verificar a adequação empírica da variável descrita no gráfico 5 como uma medida capaz de captar a incerteza vigente na economia, optou-se pelo cálculo de algumas estatísticas. Assim, as tabelas 3 e 4 contêm resultados relacionados ao padrão cíclico da variável considerada *(volatbl)*.

A tabela 3 contém coeficientes de correlação cruzada entre a medida de volatilidade construída e o índice de produção industrial brasileiro (componentes cíclicos das séries, obtidos via filtro Hodrick-Prescott). No caso, o índice de produção industrial é utilizado como um parâmetro de comparação, servindo para classificar a direção de movimento da variável em frequências cíclicas. Por exemplo, uma variável cujo componente cíclico apresente uma correlação positiva com o componente cíclico da produção industrial é denominada "procíclica", enquanto que uma variável cujo componente cíclico apresente uma correlação negativa é denominada "contracíclica". Intuitivamente, seria de se esperar que uma variável destinada a captar o fator incerteza na economia deveria ser contracíclica; isto é, aumentos na produção industrial (períodos de expansão econômica) estariam associados a uma redução no grau de incerteza e vice-versa.

Tabela 3 - Comportamento Cíclico da Variável Volatbl: Amplitude e Correlações Cruzadas com Índice de Prod. Industrial

	Desv.Pad. (%)	Correlação Cruzada		
		x(-1)	x	x(+1)
Volatbl	60,8	-0,007	-0,047	-0,025
Prod. Ind	3,5	0,479	1,000	0,479

Elaboração: Coordenação de Estudos Econômicos, IJSN.

Os resultados contidos na tabela 3 demonstram exatamente isso: a medida de incerteza construída a partir do índice de volatilidade do Bovespa é contracíclica para os horizontes de tempo considerados, um fato já ressaltado no gráfico 5, acima. Em particular, em termos de correlação contemporânea, obteve-se um coeficiente estimado de cerca de -0,05, o que

[14] Em particular, segundo Bloom (2009), o índice do mercado de ações pode ser caracterizado como um "choque de primeiro momento", enquanto que o índice de incerteza, tendo sido construído a partir de uma medida de volatilidade, pode ser tido como um "choque de segundo momento". Especificamente, no caso americano, há uma correlação negativa entre os componentes cíclicos do índice de mercado de ações e a medida de incerteza construída a partir do indicador de volatilidade. No caso brasileiro, ocorre a mesma situação, com o coeficiente de correlação estimado entre o componente cíclico do índice Bovespa e a variável *dummy* captando choques de incerteza sendo -0,1.

demonstra que a medida de incerteza considerada pode ser caracterizada como levemente contracíclica. Em termos de volatilidade, a medida de incerteza é consideravelmente mais volátil do que a medida de produção industrial, apresentando um desvio-padrão cerca de 17 vezes superior ao desvio-padrão dessa última medida (60,8 contra 3,5), o que também constitui um resultado intuitivo, no caso.

A tabela 4, por sua vez, contém os coeficientes de correlação da medida de incerteza com outras variáveis econômicas, além do índice de produção industrial propriamente dito. Em particular, são reportados resultados para as séries de horas pagas e pessoal ocupado na indústria, bem como a taxa de juros Selic (componentes cíclicos das séries).

Tabela 4 - Coeficientes de Correlação Linear em Pares dos Componentes Cíclicos entre a Taxa de Juros Selic e Séries Econômicas Selecionadas

Prod Industrial	Horas Pagas	Pessoal Ocupado	SELIC
-0,038	-0,037	-0,103	0,056

Elaboração: Coordenação de Estudos Econômicos, IJSN.

Os resultados descritos nessa tabela demonstram que a correlação da medida de incerteza com as medidas de horas pagas e pessoal ocupado na indústria é negativa (coeficientes de correlação de -0,04 e -0,1, respectivamente), o que confirma seu caráter contracíclico, conforme citado acima. Por outro lado, o coeficiente de correlação linear dessa variável com a taxa de juros Selic (0,06) também confirma o padrão acima, uma vez que a taxa de juros apresenta um padrão nitidamente contracíclico, conforme evidenciado pelas informações contidas na tabela 5, exposta abaixo.

Tabela 5 - Coeficientes de Correlação Linear em Pares dos Componentes Cíclicos entre a Medida de Incerteza Volatbl e Séries Econômicas Selecionadas

Prod Industrial	Horas Pagas	Pessoal Ocupado	Volatbl
-0,276	-0,108	-0,072	0,056

Elaboração: Coordenação de Estudos Econômicos, IJSN.

A partir dos resultados supracitados, pode-se chegar à conclusão de que a medida de incerteza construída é, de fato, uma variável contracíclica, que tende a aumentar durante períodos recessivos e vice-versa.

4. RESULTADOS

4.1 Funções Impulso-Resposta

Nesta seção, são expostos os principais resultados da análise empírica conduzida no presente trabalho. Basicamente, esses resultados correspondem a funções impulso-resposta estimadas a partir de VARs contendo as seguintes variáveis: o índice Bovespa, uma variável *dummy* construída a partir da medida de choques de incerteza *(volatbl)*, a taxa de juros Selic, o índice de preços IPCA e o índice de produção industrial.

Seguindo a metodologia proposta por Bloom (2009), as variáveis consideradas entraram no VAR nessa ordem de modo a refletir o *timing* dos acontecimentos durante uma típica crise de incerteza: segundo esse autor, em crises desse tipo, o mercado de ações é o primeiro a ser afetado, com isso aumentando a incerteza na economia, com os preços sendo afetados em seguida, para finalmente afetar o lado real da economia[15].

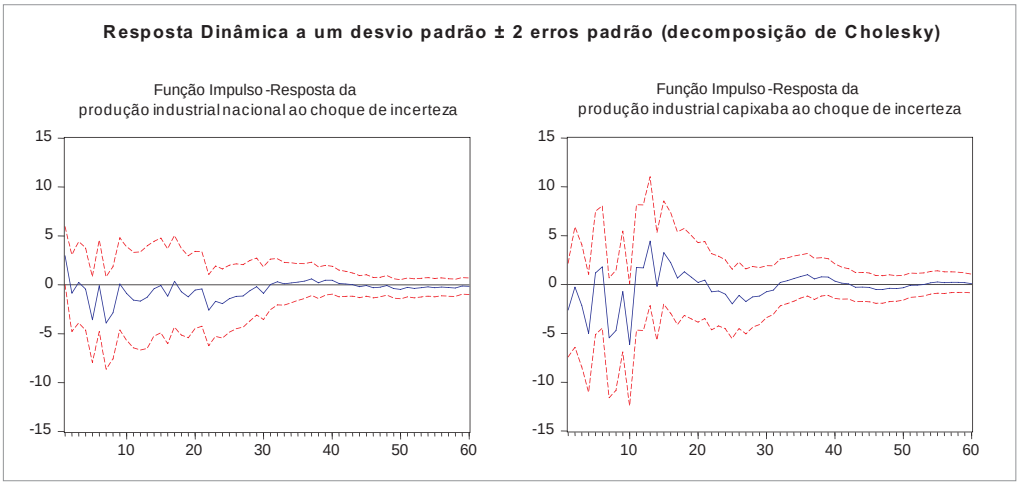
Todos os dados contidos no VAR equivalem aos componentes cíclicos das séries citadas, obtidos a partir do filtro Hodrick-Prescott[16]. Esse procedimento é justificado a partir do fato de que os VARs foram estimados pelo método de mínimos quadrados ordinários (MQO) e, portanto, optou-se pelo uso de variáveis estacionárias de forma a se evitar problemas de regressão espúria[17]. Cada VAR foi estimado com uma constante e 12 defasagens de cada uma das variáveis citadas acima, em consonância com o trabalho de Bloom (2009), além de equivaler a uma prática comum no caso de estudos envolvendo dados mensais.

Esses VARs foram estimados para variáveis relacionadas aos contextos brasileiro e capixaba. Basicamente, optou-se pelo uso do índice de produção industrial (indústria geral) para o Brasil e o Espírito Santo em cada um dos casos citados, respectivamente. A vantagem desse procedimento diz respeito à possibilidade de comparação das funções impulso-resposta em níveis nacional e estadual. Em particular, a partir desse exercício, passa a ser possível a comparação das respostas dinâmicas das medidas de produção industrial capixaba e brasileira, atentando-se para os impactos quantitativos de inovações incidentes sobre as variáveis dos VARs (também chamadas de “choques”), bem como para o tempo de recuperação de cada uma das variáveis consideradas (no caso, os índices de produção industrial considerados).

[15] Os choques no VAR foram identificados com base nesse ordenamento das variáveis e na decomposição de Cholesky (ver Enders 1995, cap.5).
[16] O parâmetro de suavização empregado foi ë = 14.400, um valor comum no caso de dados mensais.
[17] O Apêndice B do trabalho contém resultados de testes de raiz unitária para todas as séries empregadas nas estimações VAR.

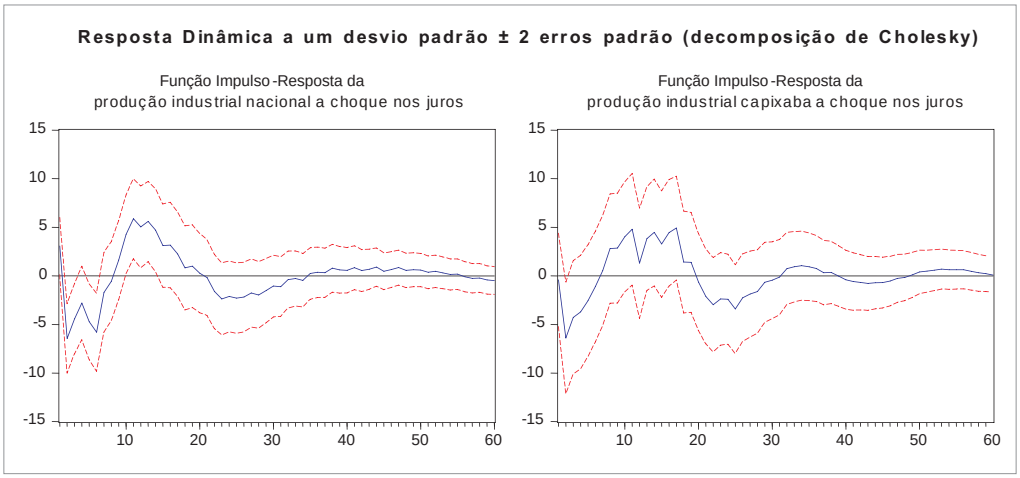
Os resultados das estimações estão contidos nos gráficos 6 e 7 abaixo. O gráfico 6 contém as funções impulso-resposta para os índices de produção industrial brasileira e capixaba ao choque de incerteza, enquanto o gráfico 7 contém as funções impulso-resposta para os mesmos índices, no caso de um choque de juros. Em ambos os gráficos, as linhas azuis contínuas equivalem às funções impulso-resposta propriamente ditas, enquanto que as linhas vermelhas tracejadas equivalem a intervalos de confiança correspondentes a dois erros-padrão. As escalas dos gráficos foram uniformizadas para o intervalo entre -15 e 15 (pontos percentuais), de modo a facilitar a comparação dos resultados.

Gráfico 6 - Funções Impulso-Resposta a choque de incerteza: Brasil e Espírito Santo



Elaboração: Coordenação de Estudos Econômicos, IJSN.

Gráfico 7 - Funções Impulso-Resposta a choque nos juros: Brasil e Espírito Santo



Elaboração: Coordenação de Estudos Econômicos, IJSN.

Ambos os gráficos contêm as respostas da produção industrial para um aumento de um desvio-padrão na medida usada para representar o choque considerado. Assim, o gráfico 6 contém as respostas das variáveis citadas a um choque de incerteza, enquanto o gráfico 7 contém respostas dinâmicas no caso de um choque de juros. A interpretação básica desse exercício é a seguinte: como os índices de produção industrial considerados reagem a "choques" (inovações nos VARs estimados) de incerteza e juros? No caso, considera-se uma situação hipotética inicial de equilíbrio (representada pela origem do gráfico), onde não ocorrem choques na economia. A partir daí, estima-se a resposta dinâmica do índice de produção industrial considerado a um choque originado a partir de uma das variáveis que compõem o VAR.

O lado esquerdo do gráfico 6 mostra que, em resposta a um choque de incerteza, a produção industrial brasileira, apesar de aumentar inicialmente, permanece abaixo do valor de equilíbrio de longo prazo (a linha correspondente à origem do gráfico) por cerca de 30 meses (dois anos e meio) para, em seguida, apresentar leves oscilações ao longo do período restante. Essa variável retorna ao nível inicial de equilíbrio após um período de aproximadamente 60 meses (cinco anos). Esse resultado demonstra o severo efeito contracionista sofrido pela produção industrial brasileira no caso de eventos que tendem a elevar o grau de incerteza vigente na economia.

O lado direito do mesmo gráfico contém os resultados para o Espírito Santo. Neste caso, optou-se por utilizar o índice de produção industrial do estado como medida de nível de atividade nas estimativas VAR. De acordo com o gráfico, a resposta inicial da produção industrial é nitidamente contracionista e cíclica, com a produção industrial permanecendo abaixo de seu valor de equilíbrio durante cerca de 11 meses após o choque, para, em seguida, ficar acima da média de longo prazo pelos próximos 10 meses, apresentando um padrão suave de convergência em direção ao equilíbrio após esse período. No total, esse processo de ajuste dura cerca de 50 meses (aproximadamente quatro anos).

É interessante notar que, no caso da função impulso-resposta estimada para a produção industrial capixaba, sua volatilidade é nitidamente superior à volatilidade da função impulso-resposta obtida no caso da produção industrial nacional. Por outro lado, a economia capixaba recupera-se do impacto contracionista inicial do choque de incerteza mais rapidamente do que a economia brasileira, o que demonstra, de certa forma, o dinamismo da economia estadual, no caso de choques de incerteza.

No gráfico 7 estão contidas as funções impulso-resposta dos índices de produção industrial nacional e estadual em resposta a um choque na taxa de juros. No caso brasileiro, pode-se notar que, apesar de um aumento de um desvio-padrão na taxa de juros Selic causar inicialmente um aumento na produção industrial, esse padrão é imediatamente revertido, ocorrendo uma contração acentuada nos dois primeiros meses após o choque. Em seguida, embora essa variável apresente um padrão cíclico até o sexto mês posterior ao choque, ocorre

um padrão expansionista a partir daí, com essa variável atingindo um "pico" em torno de 10 meses para, após isso, exibir um padrão cíclico de convergência em direção ao equilíbrio, que tende a ocorrer apenas após mais de 60 meses (cinco anos), no caso.

No caso capixaba (lado direito do gráfico), é possível notar que, em resposta a um aumento de um desvio-padrão na taxa Selic, a produção industrial capixaba apresenta um padrão nitidamente contracionista durante os dois primeiros meses após o choque, recuperando-se até o décimo primeiro mês, para exibir, após isso, um padrão oscilatório de convergência em direção ao equilíbrio que também dura cerca de 60 meses (cinco anos).

No caso dos padrões descritos nos gráficos 6 e 7, é possível observar uma maior queda inicial dos índices de produção industrial em termos percentuais no caso de um choque de juros do que no caso de um choque de incerteza. Em termos de magnitudes, a maior queda no caso de um choque de juros ultrapassa cinco pontos percentuais tanto para o Brasil quanto para o Espírito Santo.

Mais uma vez, pode-se notar que a economia capixaba apresenta um padrão de recuperação mais rápido ao choque considerado do que a economia nacional. Especificamente, a economia capixaba recupera-se do choque inicial após um período de aproximadamente sete meses, enquanto que a economia brasileira leva oito meses para exibir o mesmo padrão gráfico. Por outro lado, vale notar que, no caso de choques de juros, a economia capixaba parece convergir para o equilíbrio de longo prazo após 60 meses, embora o mesmo padrão não pareça ocorrer no caso da economia brasileira. Esses resultados iniciais parecem favoráveis à hipótese de que a economia capixaba apresentaria um maior dinamismo em comparação à economia nacional, no caso de choques de incerteza e juros ao longo do período amostral considerado.

4.2 Decomposição da Variância

Uma questão adicional que poderia ser feita no presente contexto é a seguinte: qual é a participação relativa de cada choque (incerteza e juros) na volatilidade do nível de atividade mensurado pela produção industrial? Ou ainda, quais são as magnitudes das influências recíprocas, em termos de volatilidade, entre as medidas utilizadas para captar os choques aqui descritos?

Uma forma de responder às questões acima é através de um exercício de decomposição da variância. Basicamente, esse exercício equivale a calcular a porcentagem da variância do erro de previsão de uma das variáveis do VAR em relação a outras variáveis do sistema, bem como sua evolução ao longo do tempo.

As tabelas 6 e 7 a seguir contêm resultados para o Brasil e o Espírito Santo, respectivamente.

Tabela 6 - Decomposição da Variância: VAR com Produção Industrial Brasileira

Variável	Selic	Choque Incerteza	Prod. Industrial	
Horizonte	Choque Incerteza	Selic	Choque Incerteza	Selic
1	6.24	0.00	1.89	2.01
12	3.90	5.57	5.38	22.45
24	4.58	5.82	5.66	24.72
36	5.47	6.10	5.88	25.29
48	5.37	6.19	5.88	25.37
60	5.43	6.24	5.93	25.39
Média	**5.17**	**4.99**	**5.10**	**20.87**

Elaboração: Coordenação de Estudos Econômicos, IJSN.

Tabela 7 - Decomposição da Variância: VAR com Produção Industrial Capixaba

Variável	Selic	Choque Incerteza	Prod. Industrial	
Horizonte	Choque Incerteza	Selic	Choque Incerteza	Selic
1	0.20	0.00	0.58	0.01
12	6.64	6.87	7.43	7.47
24	5.65	7.02	7.99	11.51
36	6.07	7.42	8.38	12.37
48	5.94	7.57	8.45	12.44
60	5.93	7.64	8.46	12.54
Média	**5.07**	**6.09**	**6.88**	**9.39**

Elaboração: Coordenação de Estudos Econômicos, IJSN.

No caso de cada uma dessas tabelas, a primeira coluna representa o horizonte de tempo considerado na análise: 1, 12, 24, 36, 48 ou 60 meses. Optou-se pela escolha desses períodos de modo a refletir a importância relativa de cada choque ao longo de distintos períodos. A segunda e a terceira colunas de cada tabela mostram a participação de cada choque comparativamente ao outro choque. Assim, a segunda coluna equivale, por exemplo, à porcentagem da variância do erro de previsão da taxa de juros Selic que pode ser atribuída ao choque de incerteza, com a terceira coluna equivalendo ao caso contrário. Por sua vez, as duas últimas colunas de cada tabela representam a porcentagem da variância do erro de previsão da medida de produção industrial que pode ser atribuída aos choques de incerteza e de juros, respectivamente.

De acordo com os resultados obtidos, pode-se notar que, no caso brasileiro (tabela 6), o choque de incerteza apresenta inicialmente uma participação de cerca de 6% na variância do erro de previsão da taxa Selic, com esse valor diminuindo para 4% depois de 12 meses, para começar a aumentar a partir de então, alcançando um valor próximo a 5,5%. Em média, a porcentagem da variância do erro de previsão dessa variável que pode ser atribuída ao choque de incerteza ao longo de um período de 60 meses equivale a 5,2%.

Em termos do choque de incerteza, os resultados expostos acima demonstram que, inicialmente, a taxa Selic tem um efeito nulo sobre a volatilidade do choque. Por outro lado, a partir de 12 meses, a participação relativa da taxa de juros aumenta para aproximadamente 6%, permanecendo nesse nível ao longo dos demais períodos. Em média, a participação da taxa Selic na volatilidade do choque de incerteza equivale a 5%, no caso brasileiro. Em suma, de acordo com os resultados expostos na primeira e na segunda colunas da tabela, há uma equivalência de aproximadamente 5% entre as volatilidades (definidas aqui como as variâncias dos erros de previsão) dos choques de juros e incerteza.

Conforme dito acima, as duas últimas colunas da tabela 6 apresentam resultados relacionados ao índice de produção industrial nacional. De acordo com os resultados obtidos, pode-se notar que a influência inicial da taxa Selic e do choque de incerteza sobre a volatilidade da produção industrial é aproximadamente a mesma, equivalendo a 2%, aproximadamente. Entretanto, à medida em que o tempo passa, essa influência muda consideravelmente: enquanto a participação relativa do choque de incerteza estabiliza em um valor em torno de 6%, a participação da taxa de juros Selic alcança um valor de cerca de 25%. Os valores médios das participações do choque de incerteza e da taxa de juros equivalem a 5,1% e 21%, respectivamente. Este resultado demonstra as diferenças quantitativas da participação de cada um dos choques considerados sobre o nível de atividade econômica.

Especificamente, esses resultados ressaltam um maior impacto das taxas de juros sobre o nível de atividade em relação a choques de incerteza. Neste caso, a participação relativa da taxa de juros sobre a volatilidade da produção industrial brasileira equivale a aproximadamente quatro vezes a participação relativa do choque de incerteza. Este resultado, em particular, chama atenção para os efeitos macroeconômicos de variações na taxa de juros, que são maiores do que os efeitos advindos da incerteza, no caso da amostra e do período considerados.

Os resultados expostos na tabela 7 são referentes à economia capixaba. Neste caso, pode-se notar a ocorrência de certos padrões diferenciados em relação à economia nacional. Primeiramente, apesar da contribuição relativa média do choque de incerteza para a variância do erro de previsão da taxa Selic ser aproximadamente a mesma do caso brasileiro (5%), essa participação é praticamente desprezível no primeiro período (um mês), passando a apresentar

um valor aproximadamente constante (em torno de 6%) de 12 meses em diante. Um padrão qualitativo semelhante ocorre no caso da participação relativa da taxa Selic no choque de incerteza. No caso capixaba, ocorre uma equivalência entre as volatilidades dos choques de juros e incerteza, situada entre 6 e 7%.

Por outro lado, ao se analisar os resultados referentes à produção industrial capixaba, nota-se que, no caso do choque de incerteza, sua participação é relativamente pequena no período de um mês (cerca de 0,6%), aumentando para um valor em torno de 8% e estabilizando em cerca de 8,5%. Vale à pena ressaltar que, em média, a influência relativa do choque de incerteza sobre a produção industrial capixaba é superior em comparação ao caso nacional (cerca de 7%). Em outras palavras, de acordo com esse resultado, choques de incerteza tendem a afetar mais a economia capixaba do que a economia brasileira.

Um outro resultado interessante neste caso equivale à influência relativa da taxa Selic sobre o índice de produção industrial capixaba. Neste caso, a participação relativa inicial da taxa Selic sobre a volatilidade da produção industrial do estado é praticamente desprezível (cerca de 0%), aumentando para um valor próximo a 8% em um período de 12 meses, alcançando um valor de 11,5% em 24 meses, para apresentar pequenos aumentos a partir de então, ficando em torno de 12,5%, no caso de um período correspondente a 60 meses. Em média, a contribuição da taxa de juros para a volatilidade da produção industrial capixaba fica em torno de 9,4%, um valor inferior à metade do valor correspondente à produção industrial brasileira (20,9%). Em suma, pode-se notar que a influência da taxa de juros sobre a volatilidade da produção industrial é consideravelmente maior no caso brasileiro do que no caso capixaba.

Os resultados referentes ao exercício de decomposição da variância apresentado demonstram que choques de incerteza são relativamente mais importantes no caso capixaba, ao passo que choques de juros são mais importantes no caso nacional. Embora estes sejam resultados isolados no momento, eles podem servir como guia para os prováveis impactos de aumentos de taxas de juros e/ou eventos geradores de incerteza sobre as economias nacional e estadual.

5. EXTENSÕES

Nesta seção, são expostos alguns resultados relacionados a extensões dos exercícios empíricos inicialmente realizados. São dois os objetivos desta seção: primeiro, contextualizar o desempenho da economia capixaba frente às economias de outros estados; segundo, verificar as diferenças, em termos de desempenho, de distintos setores da economia capixaba.

No caso, optou-se por uma ênfase sobre resultados relacionados a choques de incerteza apenas, uma vez que o objetivo principal desta seção é a comparação do desempenho

das unidades de análise consideradas em relação a eventos que tendem a aumentar a incerteza na economia. De qualquer forma, vale ressaltar que os resultados obtidos no caso desses choques são semelhantes qualitativamente aos resultados obtidos no caso de choques de juros[18].

5.1 Desempenho Relativo do Estado do Espírito Santo

Com o intuito de comparar o desempenho dinâmico da economia capixaba frente a outras unidades da federação, optou-se por estimar funções impulso-resposta de VARs relacionando as variáveis macroeconômicas citadas acima, bem como medidas de produção industrial de alguns estados brasileiros. Especificamente, optou-se pelo uso dos índices de produção industrial (indústria geral) dos seguintes estados brasileiros: Bahia, Ceará, Minas Gerais, Pernambuco, Paraná, Rio de Janeiro, Rio Grande do Sul, Santa Catarina e São Paulo[19]. A especificação de cada VAR estimado é a mesma de antes: inclusão de uma constante como variável exógena e doze defasagens de cada variável do sistema.

A tabela 8 apresenta valores para os coeficientes de correlação estimados para os componentes cíclicos das séries, tendo a produção industrial brasileira como valor de referência.

No caso dos valores descritos nessa tabela, é interessante notar os valores contidos na segunda e quinta colunas da tabela. A segunda coluna contém os coeficientes de correlação linear entre os componentes cíclicos de cada estado com o Brasil. Em particular, é interessante notar os resultados referentes aos estados de São Paulo, Santa Catarina e Rio Grande do Sul, cujos índices de produção industrial apresentam o maior grau de associação linear com o índice de produção industrial nacional (coeficientes de correlação de 0,92, 0,83 e 0,8, respectivamente). No caso da quinta coluna, são reportados os coeficientes de correlação entre o componente cíclico da produção industrial capixaba e os demais estados brasileiros. Neste caso, pode-se notar que a produção industrial do estado apresenta um alto grau de associação linear com o estado de Minas Gerais (coeficiente de correlação de 0,62), com valores menores para os demais estados da região Sudeste (coeficientes de 0,38 e 0,22 para São Paulo e Rio de Janeiro, respectivamente). Especificamente, este resultado demonstra a existência de uma relação de complementariedade de processos entre as economias capixaba e mineira, provavelmente por conta da proximidade geográfica entre esses dois estados.

[18] Os resultados relacionados a choques de juros não foram reportados no intuito de poupar espaço no texto.
[19] A escolha desses estados foi baseada na disponibilidade de dados do Sistema IBGE de Recuperação Automática (SIDRA).

Por outro lado, vale à pena notar que, ao longo do período amostral considerado, a produção industrial capixaba apresenta um maior grau de associação linear com a produção industrial de alguns estados da região Sul e Nordeste, como o Rio Grande do Sul, Santa Catarina e a Bahia, quando da comparação com outros estados da região Sudeste. Esse resultado pode estar indicando o surgimento de relações de complementariedade mais fortes do estado com demais estados, em detrimento do estados de Rio de Janeiro e São Paulo, embora não seja o objetivo deste trabalho explorar de forma detalhada os padrões citados. De fato, os resultados expostos na tabela 8 são interessantes por demonstrarem as interrelações entre os setores industriais de dstintos estados brasileiros[20].

Tabela 8 - Correlações entre componentes cíclicos do Índice de Produção Industrial para Estados Selecionados, 1991:01/2008:11

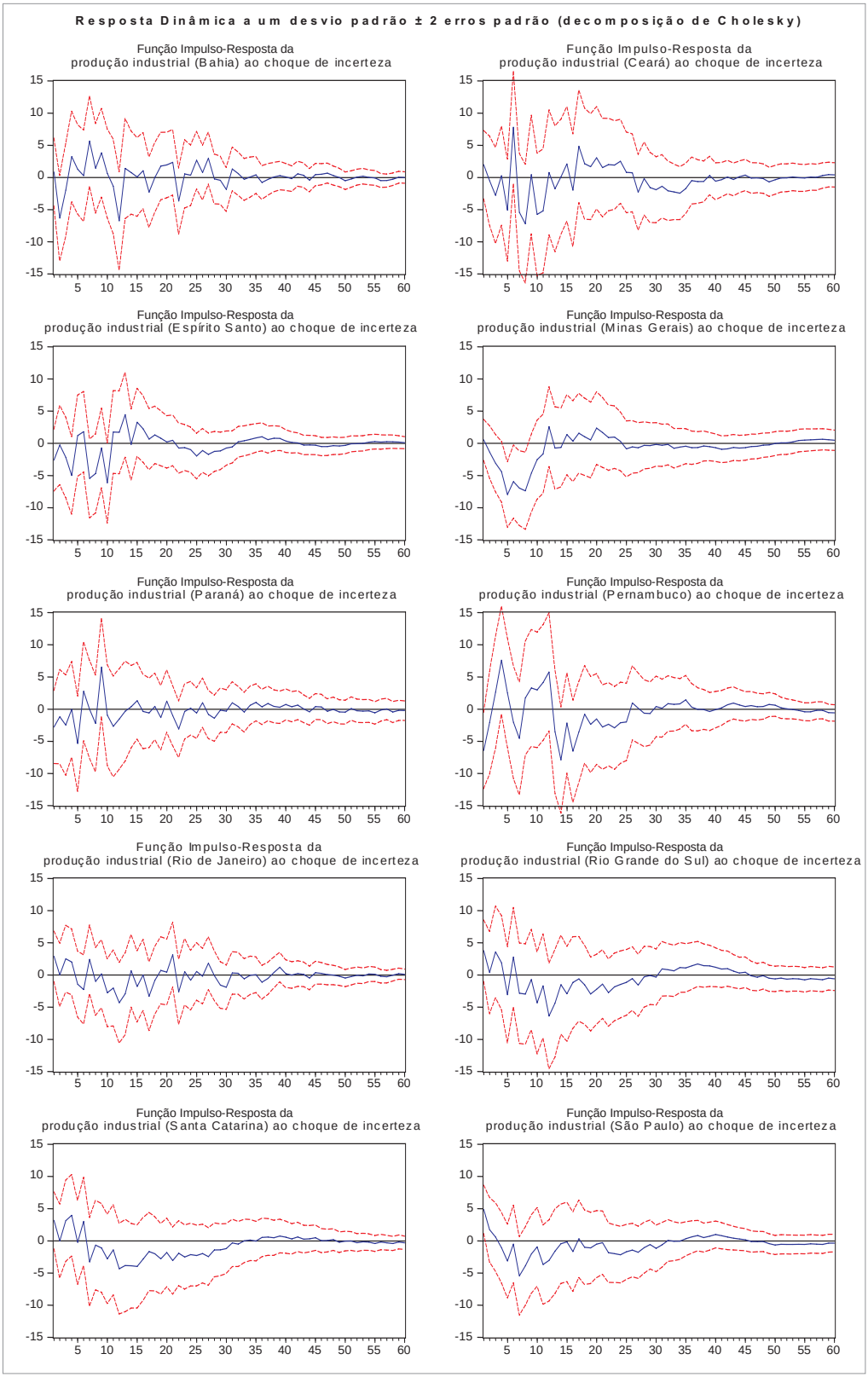
	BRASIL	BAHIA	CEARÁ	ESP. SANTO	MINAS GERAIS	PERNAM-BUCO	PARANÁ	RIO DE JANEIRO	R.GDE.DO SUL	STA. CATARINA	SÃO PAULO
BRASIL	1										
BAHIA	0,37	1									
CEARÁ	0,55	0,25	1								
ESP.SANTO	0,46	0,32	0,28	1							
MINAS GERAIS	0,77	0,29	0,33	0,62	1						
PERNAMBUCO	0,4	0,25	0,34	0,16	0,26	1					
PARANÁ	0,54	0,13	0,34	0,29	0,43	0,28	1				
RIO DE JANEIRO	0,42	0,25	0,15	0,22	0,28	0,2	0,1	1			
R.GDE.DO SUL	0,8	0,33	0,43	0,42	0,69	0,48	0,47	0,29	1		
STA.CATARINA	0,83	0,37	0,69	0,32	0,61	0,42	0,5	0,19	0,7	1	
SÃO PAULO	0,92	0,31	0,57	0,38	0,68	0,33	0,57	0,26	0,68	0,8	1

Elaboração: Coordenação de Estudos Econômicos, IJSN.

O gráfico 8 contêm os resultados de estimações VAR envolvendo dados industriais estaduais. No caso, os gráficos estão dispostos em ordem alfabética. Para facilitar a comparação com os resultados anteriores, decidiu-se pelo uso da mesma escala nos gráficos, bem como do mesmo horizonte temporal de análise (60 meses). A partir dessa escolha, espera-se ressaltar de forma acurada as diferenças entre estados em termos de volatilidade e tempo de reação a choques de incerteza.

[20] Embora não seja este o objetivo da presente análise, o estudo aprofundado desses padrões empíricos pode constituir um promissor tema de pesquisa futura. Ver, a esse respeito, Cunha e Moreira (2006), que estudam o padrão cíclico de medidas estaduais de PIB *per capita* ao longo do período 1985-2002.

Gráfico 8 - Funções Impulso-Resposta a Choque de Incerteza: Estados



Elaboração: Coordenação de Estudos Econômicos, IJSN.

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

No caso dos resultados expostos nos gráficos acima, é possível notar considerável grau de heterogeneidade em termos das funções impulso-resposta estimadas para distintas unidades da federação. Por outro lado, é possível notar a existência de padrões marcantes no caso de certas regiões brasileiras. Assim, a análise das funções impulso-resposta dos índices de produção industrial de estados da região Nordeste demonstra que, no caso desta região, há um elevado grau de volatilidade nas respostas dinâmicas estimadas, qualquer que seja o estado considerado (Bahia, Ceará ou Pernambuco). No caso dos estados da Bahia e de Pernambuco, a resposta inicial a um choque de incerteza é negativa, enquanto essa resposta é positiva, no caso do estado do Ceará. Adicionalmente, a amplitude dos intervalos de confiança associados às funções impulso-resposta desses estados revela em alto grau de incerteza amostral associado às funções impulso-resposta estimadas. Em suma, os resultados expostos acima mostram respostas dinâmicas nitidamente mais cíclicas no caso desses estados, quando comparados com os demais.

Outro fato digno de nota é que, no caso de alguns estados brasileiros, a resposta inicial a um choque de incerteza é positiva, ao invés de negativa, conforme é o caso dos estados da Bahia, Ceará, Minas Gerais, Rio de Janeiro, Rio Grande do Sul, Santa Catarina e São Paulo. Nos demais casos (Espírito Santo, Paraná e Pernambuco), a resposta inicial é negativa, demonstrando a existência de nítidas diferenças entre estados no padrão de ajuste ao choque de incerteza no primeiro período em que este ocorre.

Também vale à pena notar a semelhança qualitativa das respostas dinâmicas dos estados do Espírito Santo e Minas Gerais ao choque de incerteza. Apesar de distintas, as funções impulso-resposta estimadas para esses dois estados apresentam um padrão semelhante: em ambos os casos, ocorre uma contração inicial da produção industrial estadual durante os dez primeiros meses após o choque, havendo uma recuperação acima da média de longo prazo durante os próximos 10 a 15 meses, com a produção industrial convergindo suavemente para o equilíbrio após esse período.

Por outro lado, vale ressaltar que não parece haver uma tendência de convergência ao equilíbrio de longo prazo no caso de alguns estados, conforme é o caso da maioria dos estados da região Nordeste (exceto pela Bahia), bem como no caso de outros estados (Minas Gerais, Paraná, Pernambuco, Rio Grande do Sul e São Paulo). Nesses casos, parece não haver um padrão de convergência ao final de um período de 60 meses. Por outro lado, os estados do Espírito Santo, Rio de Janeiro e Santa Catarina, apresentam um padrão de convergência em direção ao equilíbrio de aproximadamente 60 meses, o que demonstra uma capacidade de recuperação relativamente mais rápida a choques de incerteza, quando da comparação com os demais estados aqui analisados.

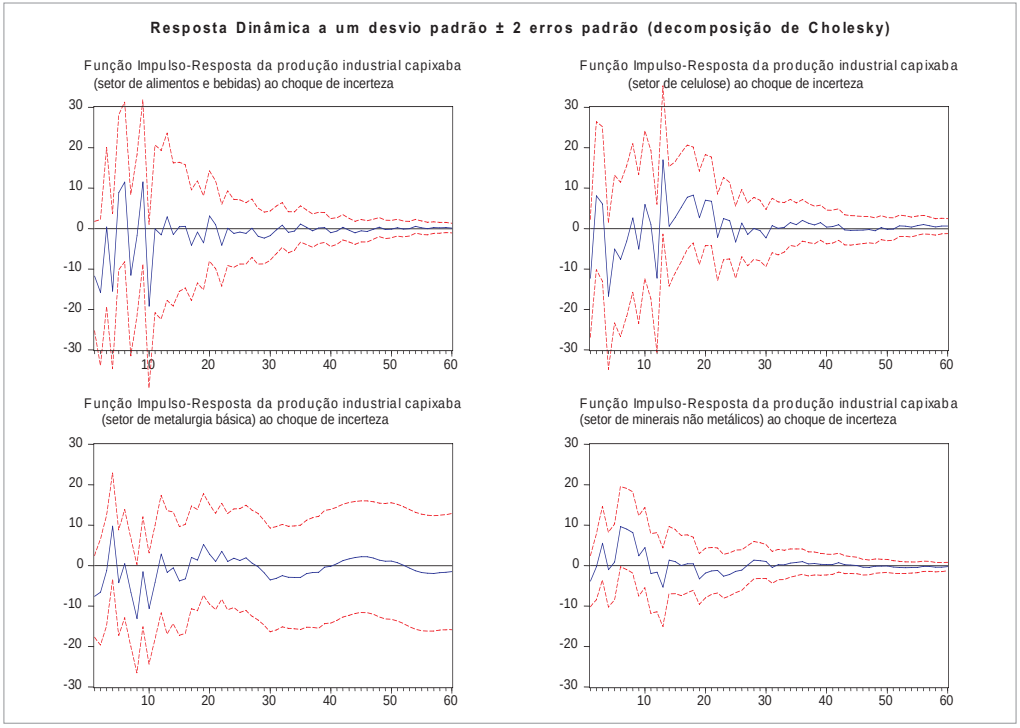
5.2 Dinâmicas Setoriais

Um exercício empírico adicional que pode ser feito no presente contexto é o seguinte: a partir do uso de índices de produção industrial referentes a setores industriais distintos, poderia-se perguntar se os padrões empíricos reportados acima continuam válidos. Especificamente, no caso do presente contexto, busca-se tentar responder à seguinte pergunta: qual é a resposta dinâmica de diferentes setores da indústria capixaba a choques de incerteza? Buscando responder a essa pergunta, as estimações VAR descritas acima foram refeitas usando-se distintos índices setoriais de produção industrial para o estado do Espírito Santo[21].

Na verdade, esse exercício pode constituir uma investigação empírica da resposta dinâmica de distintos setores da indústria estadual a choques de incerteza. De fato, os resultados daí advindos poderiam dar uma idéia mais clara a respeito da velocidade de recuperação desses setores a aumentos da incerteza vigente na economia.

Os gráficos 9 e 10 contêm os resultados em termos de funções impulso-resposta estimadas para setores industriais do estado, no caso de choques gerados a partir do índice de incerteza original.

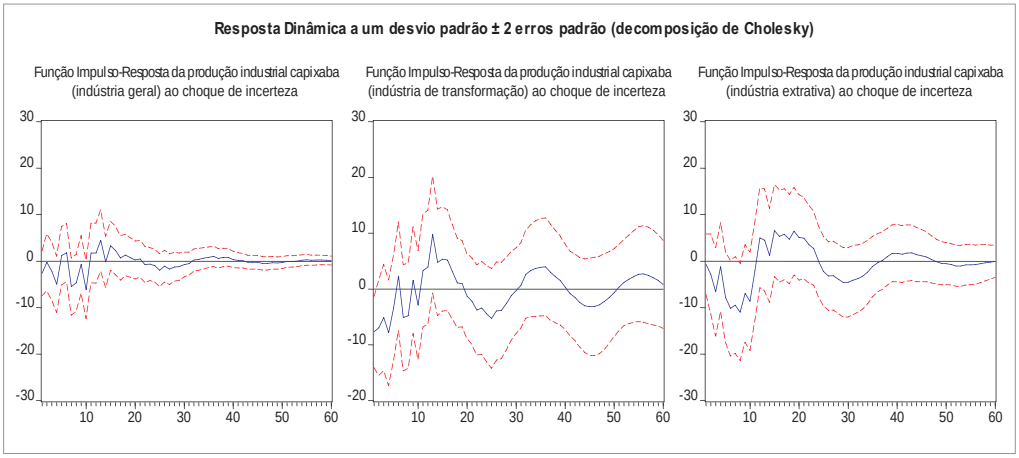
Gráfico 9 - Funções Impulso-Resposta a Choque de Incerteza: Setores Industriais



Elaboração: Coordenação de Estudos Econômicos, IJSN.
Observação: (a) A escala dos gráficos foi alterada para facilitar a análise.

[21] Vale notar que não há disponibilidade de dados referentes a todos os setores da indústria capixaba no IBGE. Por conta disso, optou-se por apresentar resultados referentes a alguns dos principais setores da indústria estadual, apenas.

Gráfico 10 - Funções Impulso-Resposta a Choque de Incerteza: Indústrias Específicas



Elaboração: Coordenação de Estudos Econômicos, IJSN.
Observação: (a) A escala dos gráficos foi alterada para facilitar a análise.

Apesar do objetivo do presente trabalho não ser uma análise pormenorizada desses resultados setoriais, pode-se inferir um padrão geral a partir dos gráficos apresentados: assim como no caso de dados industriais estaduais, também é possível verificar a ocorrência de um considerável grau de heterogeneidade entre os setores industriais analisados.

De acordo com os resultados expostos nos gráficos acima, é possível notar que alguns setores relacionados à indústria estadual apresentam padrões marcadamente cíclicos de ajuste. De fato, a volatilidade das funções impulso-resposta nestes casos é, em média, cerca de 1,5 a 2 vezes superior em relação ao caso-base, onde o índice de produção industrial (indústria geral) é usado como referência. Por conta disso, optou-se por aumentar a escala dos gráficos no caso dos setores industriais considerados[22].

No caso do gráfico 9, são expostas as funções impulso-resposta para os setores de alimentos e bebidas, celulose, metalurgia básica e minerais não-metálicos. De acordo com os resultados expostos nos gráficos, pode-se notar que os setores de alimentos e bebidas e celulose apresentam respostas dinâmicas iniciais marcadamente cíclicas, ao passo que o setor de minerais não-metálicos apresenta um padrão mais suave de ajuste, convergindo para o equilíbrio em um período entre 45 e 50 meses. Por sua vez, o setor de metalurgia básica parece não apresentar uma tendência de convergência ao equilíbrio de longo prazo em um período de 60 meses. Um padrão comum a todos esses setores equivale ao fato das respostas iniciais a choques de incerteza serem todas negativas, o que reforça o padrão contracionista desse tipo de choque sobre a produção industrial do estado, conforme citado anteriormente.

[22] Enquanto a escala dos gráficos anteriores estava compreendida entre -15 e 15 (pontos percentuais), a escala dos gráficos setoriais está entre -30 e 30 (pontos percentuais).

O gráfico 10 contém as funções impulso-resposta estimadas para os índices de produção industrial de indústrias específicas do estado. Assim, neste gráfico são expostas, da esquerda para a direita, as respostas dinâmicas das indústrias geral, de transformação e extrativa. No caso, a indústria geral foi incluída no gráfico para servir como referência em comparação às demais indústrias.

De acordo com os resultados descritos nesse gráfico, pode-se notar que a amplitude das respostas das indústrias extrativa e de transformação é nitidamente superior à resposta da indústria geral. Além disso, nota-se que a indústria de transformação não apresenta um padrão de convergência em direção ao equilíbrio ao longo de um período de 60 meses.

Apesar das diferenças existentes entre as indústrias consideradas, pode-se ressaltar dois pontos comuns aos padrões gráficos expostos acima. Primeiro, todas as indústrias sofrem um efeito contracionista inicial em resposta ao choque de incerteza. Segundo, após um período de contração inicial (que dura aproximadamente 10 meses), a produção dessas indústrias aumenta em relação à média, para então apresentar um padrão convergente em direção ao equilíbrio de longo prazo, embora haja diferenças em termos das magnitudes dessas respostas, por conta da volatilidade inerente à resposta dinâmica de cada indústria. Esse resultado demonstra uma semelhança, em termos qualitativos, das respostas de indústrias do Estado, embora esteja longe de representar um padrão uniforme, apontando para a necessidade de políticas industriais diferenciadas para esses setores.

6. TESTES DE ROBUSTEZ

No intuito de checar a robustez dos resultados descritos acima, optou-se por refazer as estimações VAR utilizando-se medidas alternativas para os choques de incerteza, uma vez que essa variável desempenha papel fundamental na análise presente. Assim, decidiu-se pela utilização de medidas construídas de acordo com metodologias alternativas à metodologia original. No caso, utilizou-se tanto um choque construído a partir de uma metodologia levemente modificada em relação à primeira metodologia adotada, bem como um choque construído a partir de uma metodologia nitidamente distinta[23].

Especificamente, a primeira medida equivale a uma variável *dummy* derivada a partir de uma medida de volatilidade construída a partir da mesma metodologia que a variável *dummy* original. A diferença, no caso, fica por conta dos eventos considerados como relevantes à construção dessa medida, que foram escolhidos como aqueles eventos que estivessem dois desvios-padrão acima da média do componente cíclico da série de volatilidade considerada (ao invés de 1,65 desvios-padrão, conforme feito anteriormente).

[23] Também foram feitas diferentes transformações estacionárias sobre o índice de incerteza, no intuito de checar se os resultados originais eram sensíveis aos métodos de estacionarização empregados. Os resultados obtidos a partir desse experimento (não reportados) são qualitativamente os mesmos que os anteriores.

Já a segunda medida empregada nas estimações equivale a uma variável *dummy* que assume valor 1 para todos os acontecimentos descritos no gráfico 5 e, valor 0 em caso contrário. Neste caso, não é feita uma distinção no sentido de se incluir apenas eventos que estejam a uma determinada distância da média do componente cíclico da medida de volatilidade mas, ao contrário, incluir todo e qualquer evento reportado no gráfico citado e verificar se os resultados obtidos continuam os mesmos de antes.

A tabela 9 contém as correlações entre essas medidas alternativas e a medida original. Essas correlações foram calculadas no intuito de se ressaltar a associação linear entre as diferentes medidas de incerteza aqui consideradas.

Tabela 9 - Correlações entre Distintas Medidas de Choques de Incerteza

	DUMMY ORIGINAL (1.65 d.p.)	*DUMMY* ALTERNATIVA (2 d.p.)	*DUMMY* (TODOS OS EVENTOS)
DUMMY ORIGINAL (1.65 d.p.)	1,000		
DUMMY ALTERNATIVA (2 d.p.)	0,709	1,000	
DUMMY (TODOS OS EVENTOS)	- 0,001	0,017	1,000

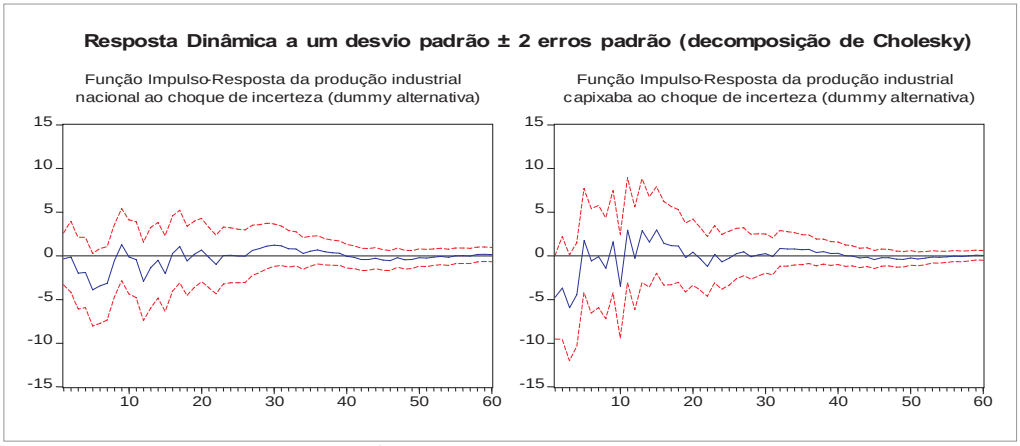
Elaboração: Coordenação de Estudos Econômicos, IJSN.

De acordo com os resultados expostos nessa tabela, é possível notar que, embora a primeira definição alternativa de incerteza apresente um alto grau de associação linear com a medida original (coeficiente de correlação de 0,71), o mesmo não pode ser dito a respeito da segunda medida, que é praticamente ortogonal a ambas as medidas consideradas (coeficientes de correlação de 0,00 e 0,02 com a primeira e a segunda medidas de incerteza, respectivamente).

O gráfico 11 apresenta as funções impulso-resposta no caso da medida de incerteza denominada "*dummy* alternativa" para o Brasil e o Espírito Santo, respectivamente. Conforme é possível notar, os padrões descritos em ambos os gráficos são basicamente os mesmos que aqueles descritos nos gráficos 6 e 7, o que tende a confirmar os resultados anteriores.

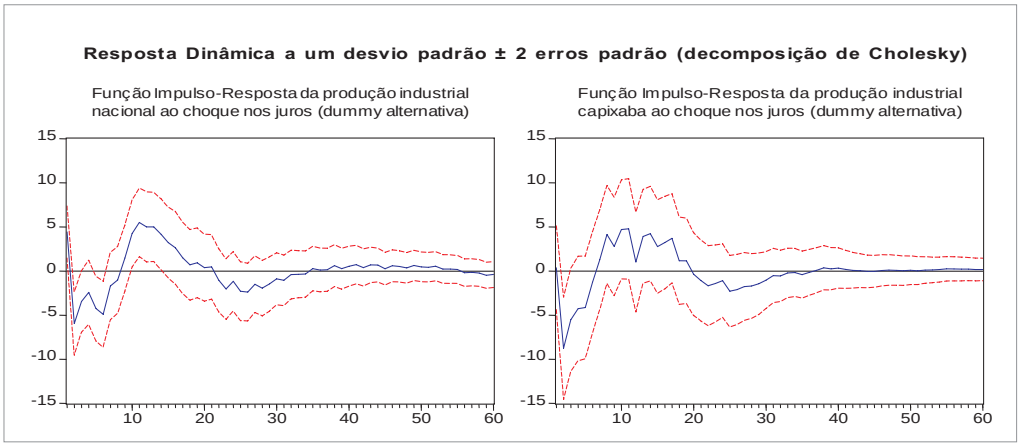
O gráfico 12 apresenta resultados relacionados ao choque de juros no caso da *dummy* alternativa. Mais uma vez, pode-se notar que os padrões descritos anteriormente permanecem praticamente os mesmos: em resposta a um choque na taxa Selic, o nível de atividade sofre inicialmente uma contração acentuada, apresentando uma recuperação em seguida, para então convergir em direção ao equilíbrio.

Gráfico 11 - Funções Impulso-Respostas a Choques de Incerteza: Dummy Alternativa



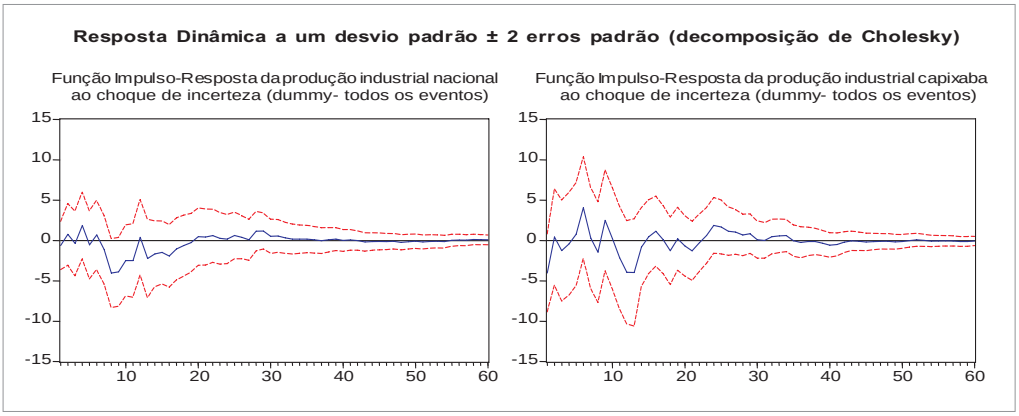
Elaboração: Coordenação de Estudos Econômicos, IJSN.

Gráfico 12 - Funções Impulso-Resposta a Choques nos Juros: Dummy Alternativa



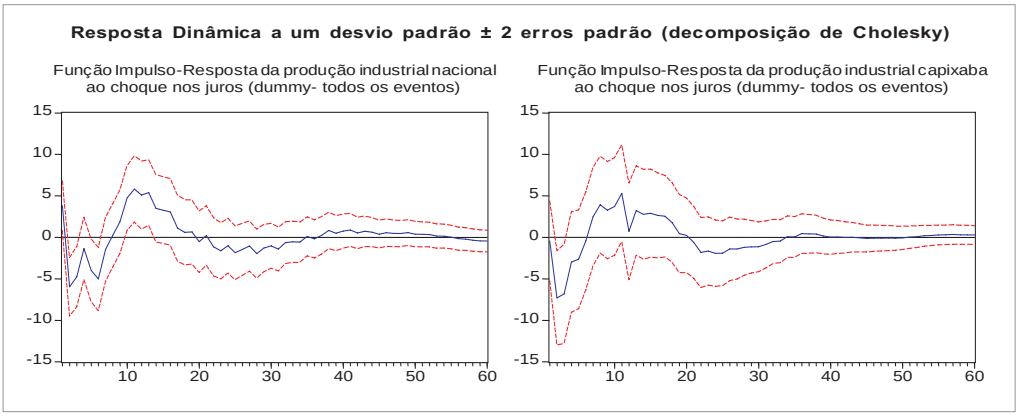
Elaboração: Coordenação de Estudos Econômicos, IJSN.

Gráfico 13 - Funções Impulso-Resposta a Choques de Incerteza: Dummy – Todos os Eventos



Elaboração: Coordenação de Estudos Econômicos, IJSN.

Gráfico 14 - Funções Impuso-Respostas a Choques nos Juros: Dummy – Todos os Eventos



Elaboração: Coordenação de Estudos Econômicos, IJSN.

Por sua vez, os gráficos 13 e 14 apresentam resultados para a variável "*dummy* – todos os eventos" para os casos brasileiro e capixaba, respectivamente. Neste caso, é interessante notar que, mesmo no caso de uma *proxy* para incerteza que seja praticamente ortogonal às demais *proxies*, os resultados qualitativos, em termos de funções impulso-resposta, continuam basicamente os mesmos. Assim, no caso de choques de incerteza, a produção industrial apresenta um padrão cíclico e contracionista ao longo do tempo, tendendo a se recuperar em direção ao equilíbrio apenas após 30 meses em ambos os casos; enquanto que, no caso de choques nas taxas de juros, essa variável apresenta um padrão contracionista mais pronunciado.

Testes de robustez adicionais que podem ser feitos no presente contexto equivalem a considerar especificações alternativas para os VARs estimados. Por conta disso, optou-se por refazer as estimações anteriores considerando-se as seguintes possibilidades:

(a) um VAR bivariado contendo apenas a medida de produção industrial e a *dummy* de incerteza original;

(b) um VAR trivariado contendo, além das medidas anteriores, a taxa de juros Selic;

(c) um VAR com todas as variáveis expressas em níveis (escala logarítmica natural);

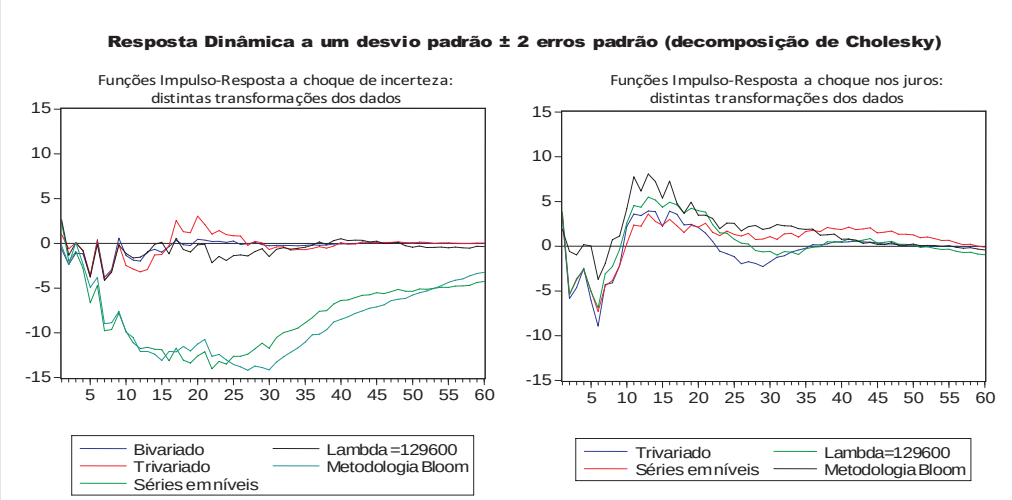
(d) um VAR com variáveis filtradas através do método de Hodrick-Prescott, porém com um valor distinto para o parâmetro de suavização (ë = 129.600)[24];

[24] Este é o valor empregado por Bloom (2009) nas estimações VAR descritas em seu trabalho.

(e) um VAR com variáveis no mesmo formato do VAR estimado por Bloom (2009) para a economia americana[25].

O gráfico 15 abaixo contém as funções impulso-resposta estimadas para todas essas possibilidades. No caso, cada linha colorida equivale a uma função impulso-resposta específica para cada uma das especificações consideradas.

Gráfico 15 - Funções Impuso-Respostas a Choques de Incerteza e Juros: Distintas Transformações dos Dados e Especificações VAR



Elaboração: Coordenação de Estudos Econômicos, IJSN.

De acordo com os resultados reportados no gráfico acima, pode-se notar que as funções impulso-resposta estimadas para o choque de juros são bastante robustas a distintas especificações econométricas (gráfico à direita), confirmando os padrões empíricos descritos anteriormente. Qualquer que seja a especificação considerada, o nível de atividade apresenta inicialmente uma contração acentuada em resposta a um choque de juros, recuperando-se em seguida, para então convergir em direção ao equilíbrio.

Em termos dos efeitos decorrentes do choque de incerteza (gráfico à esquerda), as funções impulso-resposta estimada são robustas no caso das especificações (a), (b) e (d). Por outro lado, no caso das especificações (c) e (e), onde algumas variáveis do VAR são expressas em níveis, a resposta estimada passa a a apresentar um padrão nitidamente mais intenso, com o

[25] Seguindo estritamente a metodologia proposta em Bloom (2009), estimou-se, neste caso, um VAR com as seguintes variáveis: log(Ibovespa), *dummy* de incerteza, taxa de juros Selic, log(IPCA), log(produção industrial). No caso, o termo *log* representa o logaritmo natural das séries em questão.

nível de atividade não apresentando uma recuperação ao longo do período de análise considerado (60 meses)[26]. Em termos gerais, pode-se notar que os resultados obtidos anteriormente são robustos, em termos qualitativos, a distintas especificações dos VARs estimados.

Finalmente, foi feito um teste de robustez onde inverteu-se a ordem das variáveis que entram em cada um dos VARs estimados, tanto no caso brasileiro quanto no caso capixaba. A intenção básica desse teste era checar a importância relativa da ordem em que as variáveis entram nas estimações e se isso afetava ou não os resultados obtidos.

Os resultados obtidos (não reportados) demonstram que, qualitativamente, os padrões anteriormente descritos nos gráficos acima permanecem os mesmos de antes. Especificamente, no caso capixaba, as funções impulso-resposta para o choque de incerteza são praticamente idênticas às funções impulso-resposta obtidas a partir da ordenação original das variáveis. Esses resultados conferem maior grau de robustez aos resultados anteriores, uma vez que demonstram que a ordenação das variáveis no VAR não constitui uma hipótese fundamental à obtenção dos resultados reportados acima.

7. CONCLUSÕES

Neste trabalho, buscou-se avaliar os efeitos quantitativos de aumentos na incerteza e na taxa de juros sobre a atividade econômica. Para tanto, criou-se um índice de incerteza para a economia nacional, baseado em uma medida de volatilidade do mercado de ações brasileiro. Adicionalmente, fez-se uso da metodologia VAR, a partir da estimação de um sistema que buscasse captar o *timing* comum a eventos que tendem a aumentar o grau de incerteza da economia.

Em relação ao índice de incerteza construído, pode-se notar que esta variável apresentou um padrão extremamente volátil ao longo do início do período amostral considerado (entre os anos de 1991 e 1993), com essa volatilidade sendo gradativamente reduzida até o período recente, quando da ocorrência da crise financeira iniciada em 2008.

De acordo com o critério empregado para a identificação de choques de incerteza, foi possível identificar, ao longo do período entre janeiro de 1991 e julho de 1999, 13 eventos responsáveis por uma aumento do grau de incerteza na economia brasileira. Por outro lado, vale notar que, no caso do período compreendido entre o final do ano de 1999 e o ano de 2008, foi possível identificar apenas um evento como gerador de incerteza na economia, evento este correspondente à crise citada acima. Esses resultados demonstram uma redução da incerteza

[26] Embora esse resultado possa estar relacionado à ordem de integração das variáveis contidas nos VARs estimados, não nos deteremos neste ponto, uma vez que uma análise desse tipo não corresponde aos objetivos do presente trabalho. Fica a sugestão de que a pesquisa futura encarregue-se de explorar esse ponto de maneira mais detalhada

vigente no país a partir de 1999, bem como a resiliência da economia brasileira, o que pode ser visto, a princípio, como um resultado de políticas baseadas em bons fundamentos macroeconômicos.

Em termos de estimativas VAR, os resultados obtidos demonstram que, no caso das variáveis analisadas e do período amostral considerado, a atividade econômica tende a apresentar uma resposta cíclica e, em geral, contracionista a aumentos na incerteza e nas taxas de juros, embora haja considerável grau de heterogeneidade entre as respostas relacionadas a distintos estados e/ou setores industriais da economia capixaba.

Em particular, no caso de estimações envolvendo distintos estados brasileiros, os resultados obtidos demonstram que a maior parte dos estados da região Nordeste analisados apresentam respostas mais voláteis quando comparados com estados das regiões Sul e Sudeste. O Espírito Santo, por sua vez, apresenta respostas dinâmicas em consonância com as respostas de estados como Minas Gerais, Santa Catarina e Paraná.

Os resultados relacionados aos diferentes setores da indústria capixaba também demonstram um alto grau de heterogeneidade em termos das respostas dinâmicas desses setores a choques de incerteza. Quando da comparação entre as economias brasileira e capixaba, a partir da resposta dinâmica dos respectivos índices de produção industrial aos diferentes tipos de choques considerados, é possível notar que a economia capixaba apresenta uma recuperação inicial mais rápida a choques de incerteza, correspondente a um período de cerca de 10 meses. Por outro lado, ambas as economias (brasileira e capixaba) convergem para o equilíbrio de longo prazo em um período de aproximadamente 60 meses (cinco anos).

Quando da realização de um exercício de decomposição da variância, os resultados obtidos demonstram que choques de incerteza são relativamente mais importantes no caso capixaba, enquanto que choques de juros são mais importantes no caso nacional. Estes resultados podem servir como guia para os prováveis impactos de aumentos de taxas de juros e/ou eventos geradores de incerteza sobre as economias nacional e estadual.

Os resultados reportados neste trabalho são interessantes por si só, uma vez que demonstram as diferentes dinâmicas inerentes às unidades de análise consideradas. Nesse sentido, estudos futuros poderão avaliar as especificidades dos processos de ajuste desses setores, bem como providenciar recomendações de política econômica capazes de aliviar os efeitos adversos de fatores como a incerteza e as taxas de juros, tanto no caso brasileiro quanto no caso capixaba.

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

8. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BLANCHARD, Olivier J. *The crisis*: basic mechanisms, and appropriate policies. MIT, mimeo., Dec.2008.

BLOOM, Nicholas. The credit crunch may cause another great depression. Vox (documento disponível em http://www.voxeu.org/index.php?q=node/2243), Oct.2008 [2008a].

BLOOM, Nicholas. *2009 will be the nightmare on Main Street*. Vox (documento disponível em), Nov.2008 [2008b].

BLOOM, Nicholas. The impact of uncertainty shocks. *Econometrica*, forthcoming, 2009.

BLOOM, Nicholas; FLOETOTTO; JAIMOVICH, Nir. *Really uncertain business cycles*. Stanford University, mimeo., Jan.2009

BRUNNERMEIER, Markus K. Deciphering the liquidity and credit crunch 2007-08. *Journal of Economic Perspectives*, v.23, n.1, p.77-100, Winter 2009.

CABALLERO, Ricardo. *Normalcy is just a few bold policy steps away*. MIT, mimeo., Dec.2008.

CANOVA, Fábio. VAR models: specification, estimation, inference and forecasting. In: PESARAN, H.; WICKENS, M. Handbook of Applied Econometrics, v.1, Basil Blackwell, 1995.

CARVALHO, Fernando J.C. Moeda, produção e acumulação: uma perspectiva pós-keynesiana. In: Silva, M.L. (ed.) Moeda e produção: teorias comparadas. Brasília: UnB, p.163-191, 1992.

CLAESSENS, Stijn; KOSE, M. Ayhan; TERRONES, Marcos E. *What happens during recessions, crunches and bursts?* IMF Working Paper, Dec.2008.

CUNHA, Alexandre e MOREIRA, Leonardo P. Ciclos econômicos regionais no Brasil de 1985 a 2002: uma introdução. *Revista de Economia Contemporânea*, v.10, n.1, p.115-138, jan./mar.2006.

DUARTE, Angelo J.M.; ISSLER, João V.; SPACOV, Andrei. Indicadores coincidentes de atividade econômica e uma cronologia de recessões para o Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v.34, n.1, p.1-37, abr.2004.

ENDERS, Walter. *Applied econometric time series*. John Wiley and Sons, 1995, 433p.

FERRARI FILHO, Fernando e DE PAULA, Luiz Fernando (Eds.). *Dossiê da crise*. Associação Keynesiana Brasileira, Nov.2008 (disponível em: http://www.ppge.ufrgs.br/akb)

HARCOURT, Geoffrey. Post-keynesian economics. In: EATWELL, J.; MILGATE, M.; NEWMAN, P. (eds.). *The New Palgrave*: a dictionary of economics. London: Macmillan, p.924-928, 1987.

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

HODRICK, Robert e PRESCOTT, Edward C. Post-War U.S. business cycles: a descriptive empirical investigation. *Journal of Money, Credit and Banking*, v.29, n.1, p.1-16, 1997.

KING, Robert G.; REBELO, Sergio. Ressuscitating real business cycles. In: TAYLOR, J.B.; WOODFORD, M.(eds.), *Handbook of Macroeconomics*. North-Holland, p. 927-1.007.

LEAHY, John V.; WHITED, Toni M. *The effect of uncertainty on investment*: some stylized facts. NBER working paper n.4986, Jan.1995.

STOCK, James H. e WATSON, Mark W. Vector autoregressions. *Journal of Economic Perspectives*, v.15, n.1, p.101-116, fall 2001.

THE ECONOMIST. *Momentous modelling*. Feb.2007.

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

APÊNDICE A: FILTRO HODRICK-PRESCOTT

Um dos métodos utilizados para estacionarizar as séries estudadas nesta nota foi o filtro Hodrick-Prescott (Hodrick e Prescott 1997). Este é um filtro linear usado para a extração do componente de longo prazo de uma série econômica. A partir da subtração desse componente do logaritmo natural da série é possível a obtenção de seu componente cíclico.

Em particular, seja y_t uma série temporal, com y_t^g e y_t^c correspondendo a seus componentes secular (longo prazo) e cíclico (curto prazo), respectivamente. Basicamente, o filtro Hodrick-Prescott corresponde à solução do seguinte problema de minimização:

$$\sum_{t=1}^{T}(y_t^c) + \lambda \sum_{t=1}^{T}\left[(y_{t+1}^g - y_t^g) - (y_t^g - y_{t-1}^g)\right]^2$$

onde a expressão acima representa uma função perda, enquanto que o termo λ equivale a um parâmetro que reflete a variância relativa do componente secular da série em comparação a seu componente cíclico, também conhecido como parâmetro de suavização. Na análise acima, foi empregado um valor de λ igual a 14.400, valor usualmente empregado no caso de dados mensais.

APÊNDICE B:TESTES DE RAIZ UNITÁRIA

Nas tabelas B1 e B2 abaixo são reportados os resultados de testes de raiz unitária para as séries usadas nas estimações VAR descritas no trabalho.

No caso, fez-se uso dos testes Augmented Dickey-Fuller (ADF) e Phillips-Perron (PP), tanto para as séries em níveis quanto para os componentes cíclicos das mesmas, obtidos a partir do filtro Hodrick-Prescott.

Tabela B1 - Testes de Raíz Unitária, Séries em Níveis

Variáveis	ADF	PP
Produção Industrial - BR	-3.73**	-6.51***
	(3)	(7)
Produção Industrial - ES	-3.96**	-5.7***
	(1)	(6)
IPCA	-3.19*	-3.23*
	(1)	(11)
Taxa Selic	-1.92	-2.01
	(0)	(1)
IBovespa	-3.54**	-3.4*
	(1)	(5)

Elaboração: Coordenação de Estudos Econômicos, IJSN.
Obs.:
(I) Séries expressas na escala logarítmica natural.
(II) Números entre parênteses representam o número de defasagens empregado (teste ADF) ou a banda de truncagem (teste PP).
(III) Os termos (*), (**) e (***) denotam rejeição da hipótese nula de cada teste aos níveis de significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Tabela B2 - Testes de Raíz Unitária, Séries Expressas como Componentes Cíclicos Obtidos via Filtro Hodrick-Prescott

Variáveis	ADF	PP
Produção Industrial - BR	5.19***	-8.78***
	(3)	(6)
Produção Industrial - ES	8.59***	-8.94***
	(0)	(6)
IPCA	5.08***	-3.53**
	(1)	(10)
Taxa Selic	4.44***	-4.74***
	(0)	(2)
IBovespa	7.31***	-7.26***
	(0)	(2)

Fonte: IJSN – Coordenação de Estudos Econômicos.
Obs.: (I) Séries expressas como componentes cíclicos das séries originais, obtidos a partir do filtro Hodrick-Prescott.
(II) Números entre parênteses representam o número de defasagens empregado (teste ADF) ou a banda de truncagem (teste PP).
(III) Os termos (*), (**) e (***) denotam rejeição da hipótese nula de cada teste aos níveis de significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

Os resultados descritos na tabela B1 demonstram que as séries incluídas nas estimações VAR, quando expressas em níveis, não apresentam raízes unitárias, com a exceção ficando por conta da taxa de juros Selic. Por outro lado, os resultados referentes aos componentes cíclicos dessas séries, obtidos via filtro Hodrick-Prescott (tabela B2), demonstram que todas as séries podem ser caracterizadas como estacionárias. Por conta disso, optou-se por incluir variáveis filtradas nas principais estimações apresentadas no trabalho. A título de checar a robustez dos principais resultados obtidos, também foram realizadas estimações com séries em níveis, conforme descrito na seção de testes de robustez acima.

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

Editoração
João Vitor André

Bibliotecária
Andreza Ferreira Tovar

05

4

Texto para Discussão nº07

Metodologia e Sistema de Cálculo do Indicador do Produto Interno Bruto (PIB) em Bases Trimestrais para o Estado do Espírito Santo

GOVERNO DO ESTADO DO ESPÍRITO SANTO
SECRETARIA DE ESTADO DE ECONOMIA E PLANEJAMENTO - SEP
INSTITUTO JONES DOS SANTOS NEVES - IJSN

TEXTO PARA DISCUSSÃO 07

METODOLOGIA E SISTEMA DE CÁLCULO DO INDICADOR DO PRODUTO INTERNO BRUTO (PIB) EM BASES TRIMESTRAIS PARA O ESTADO DO ESPÍRITO SANTO

Regis Bonelli
Estêvão Kopschitz Xavier Bastos
Patrícia Cardoso de Abreu

Vitória I 2009

Instituto Jones dos Santos Neves
Metodologia e sistema de cálculo do indicador do produto interno bruto (PIB) em bases trimestrais para o estado do Espírito Santo. Vitória, ES, 2009.

46p.: il. (Texto para discussão, 7)
ISBN 978-85-62509-08-7

1.Economia. 2.PIB. 3.Indicadores Econômicos. 4.Espírito Santo (Estado). I.Título. II.Série.

Sumário

Sumário Executivo....5
1. Apresentação....8
2. Metodologia....10
2.1. Tipo de índice e encadeamento....11
2.1.1. Encadeamento na prática....14
2.2. Sistema de ponderação....18
2.3. Benchmarking em relação aos dados anuais....19
2.3.1. Benchmarking: método da distribuição proporcional....20
2.3.1.1. Desvantagem do método da distribuição proporcional....20
2.3.2. Benchmarking: método de Denton....21
2.4. Ajustamento sazonal da série do PIB agregado....22
2.5. Cálculo do PIB trimestral nominal (preços correntes)....22
2.6. Do VA a preço básico ao PIB a preços de mercado....22
3. Fontes e Tratamento dos Dados....23
3.1. Agricultura, silvicultura e exploração florestal....23
3.2. Pecuária e pesca....24
3.3. Indústria extrativa mineral....25
3.4. Indústria de transformação....25
3.5. Construção....25
3.6. Produção e distribuição de eletricidade e gás, água, esgoto e limpeza urbana (SIUP — Serviços Industriais de Utilidade Pública)....26
3.7. Comércio e serviços de reparação e manutenção....26
3.8. Serviços de alojamento e alimentação....27
3.9. Transportes, armazenagem e correio....27
3.10. Serviços de informação....27
3.11. Intermediação financeira, seguros e previdência complementar....28
3.12. Serviços prestados às famílias e associativos....28
3.13. Serviços prestados às empresas....28
3.14. Atividades imobiliárias e aluguel....29
3.15. Administração, saúde e educação públicas....29
3.16. Saúde e educação mercantis....30
3.17. Serviços domésticos....30
4. Resultados....31
4.1. Antes do benchmarking....32
4.2. Depois do benchmarking....35
4.3. Série dessazonalizada....38
4.4. Série Nominal....39
5. Bibliografia....41
ANEXO I....43
ANEXO II....44

Sumário Executivo

O indicador do PIB do Espírito Santo calculado neste trabalho[1] registra crescimento de 4,0% para o nível de atividade estadual no ano de 2008, seguido de queda de 9,6% no primeiro semestre de 2009 relativamente ao primeiro semestre de 2008, apesar do crescimento no segundo trimestre de 2009, em relação ao primeiro deste ano, nas medidas com ajuste para as flutuações sazonais trimestrais. Esses resultados estão apresentados na Tabela I, que resume o desempenho apurado pelo indicador segundo diferentes medidas. O Gráfico I, logo a seguir, mostra a evolução do índice trimestral dessazonalizado desde o primeiro trimestre de 2004. A exemplo do que aconteceu com o país como um todo, a maior parte da queda recente do nível de atividade esteve concentrada no último trimestre do ano passado. A continuidade dessa redução no primeiro trimestre do ano em curso foi moderada e seguida por uma recuperação mais robusta, da ordem de 3,0%, no 2º trimestre de 2009 em relação ao trimestre anterior.

Tabela I - Principais Resultados do PIB a Preços de Mercado do 2º Trimestre de 2008 ao 2º Trimestre de 2009

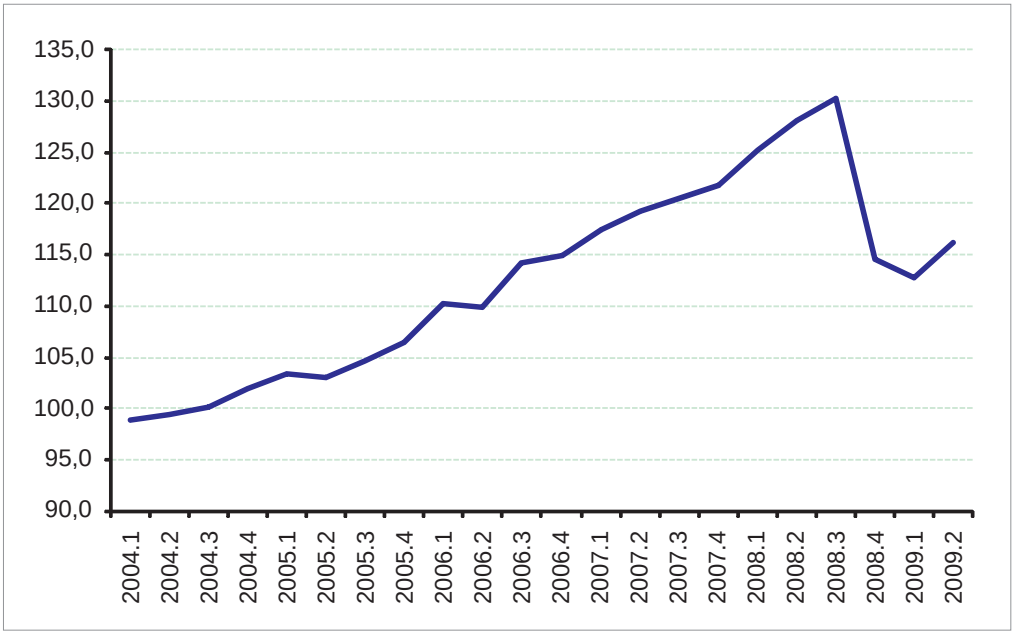
Taxas (%)	2º trim. 2008	3º trim. 2008	4º trim. 2008	1º trim. 2009	2º trim. 2009
Acumulado ao longo do ano / mesmo período do ano anterior	6,9	7,2	4,0	-10,3	-9,6
Últimos quatro trimestres / quatro trimestres imediatamente anteriores	6,4	7,0	4,0	0,2	-4,4
Trimestre / mesmo trimestre do ano anterior	7,8	7,6	-5,5	-10,3	-9,0
Trimestre / trimestre imediatamente anterior (com ajuste para sazonalidade)	2,3	1,7	-12,1	-1,4	3,0

Fonte: IBGE.
Elaboração dos autores.

[1] Elaborado pela ECOSTRAT Consultores para o Instituto Jones dos Santos Neves no marco do contrato entre este e o IETS — Instituto de Estudos de Trabalho e Sociedade. Sub-projeto a cargo de Regis Bonelli, Estêvão Kopschitz Xavier Bastos e Patrícia Cardoso de Abreu.

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

Gráfico I - PIB Trimestral Espírito Santo - Série Dessazonalizada (2004=100)



Fonte: IBGE.
Elaboração dos autores.

A Tabela II compara o resultado do crescimento anual obtido com o Indicador do PIB Trimestral com o crescimento apurado pelas Contas Regionais elaboradas pelo IBGE e pelo IJSN nos anos de 2005 e 2006 (último para o qual esse dado é atualmente disponível). Essa comparação é feita apenas para que se tenha uma ilustração do tamanho da diferença entre as duas medidas, pois para os anos em que as Contas Regionais estão disponíveis é feito um ajuste (*benchmarking*) no Indicador Trimestral apresentado nesta nota de modo que sua variação percentual seja igual à registrada nas Contas Regionais do IBGE/IJSN. Observa-se nessa comparação que o crescimento do nível de atividade medido pelo indicador superou o resultado do IBGE/IJSN em 1 ponto percentual em 2005 e alcançou o mesmo resultado em 2006.

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

Tabela II - Indicador do PIB Trimestral do ESPÍRITO SANTO – comparação do indicador trimestral antes do benchmarking com as Contas Regionais IBGE/IJSN

	2005		2006	
	Indicador	IBGE/IJSN	Indicador	IBGE/IJSN
Total	5,3	4,3	7,7	7,7

Fonte: IBGE.
Elaboração dos autores.

A Tabela III apresenta as estimativas do PIB Nominal, a partir de 2007, elaboradas neste trabalho; o PIB estimado para o Espírito Santo em 2008 foi de R$ 63,5 bilhões e o do primeiro semestre de 2009, de R$ 30,9 bilhões.

Tabela III - PIB Nominal – R$ Bilhões

Ano	PIB Nominal
2005*	47,2
2006*	52,8
2007**	57,9
2008**	63,5
2009 (1º semestre)**	30,9

* Contas Regionais IBGE/IJSN;
** Indicador do PIB Trimestral.
Fonte: IBGE.
Elaboração dos autores.

1. Apresentação

A pesquisa de elaboração de um indicador para medir a evolução da atividade econômica do estado do Espírito Santo, representada pelo PIB trimestral, foi desenvolvida em três fases, de acordo com a proposta de trabalho. Este documento corresponde à Fase 3 das três etapas previstas e, portanto, final, conforme a proposta original:

Fase 1: elaboração da metodologia (texto);

Fase 2: obtenção dos resultados preliminares e sua validação com dados do passado recente, com consultas e colaboração da equipe do IJSN (planilhas e texto);

Fase 3: cálculo do índice do PIB trimestral real e nominal relativo a trimestres recentes (planilhas e texto).[2]

O acompanhamento da evolução do nível de atividade de um país, região, estado ou outra divisão político-administrativa de interesse reveste-se de inegável utilidade para os seus gestores e técnicos de governo, acadêmicos, políticos e para o público em geral. O nível de atividade é comumente aferido pelo Produto Interno Bruto referente à unidade geográfica que se deseja acompanhar. Ele é um conceito que traz implícita a noção de bem estar da coletividade à qual se refere.

O acompanhamento sistemático da evolução no tempo desse agregado macroeconômico pode também ser considerado como um dos indicadores da qualidade da administração da unidade de interesse. Leve-se ainda em conta sua óbvia utilidade na construção de indicadores de desempenho dele derivados, tais como a relação dívida pública - PIB e outros índices baseados em resultados tributários e financeiros cujo acompanhamento sistemático é instrumento de análise imprescindível para as administrações públicas modernas.

Mas, como é do conhecimento geral, esse não é um indicador apurado pelo órgão oficial de estatísticas brasileiro, o IBGE, em bases trimestrais. Mais ainda, as Contas Regionais do IBGE e órgãos estaduais (inclusive o IJSN), pesquisa na qual são calculados os PIB das Unidades da Federação, são divulgadas em base anual com alguma defasagem em relação à data à qual se referem: por exemplo, em novembro de 2008 foram divulgados os resultados de 2006; a divulgação dos resultados de 2007 está prevista para novembro deste ano. Duas grandes vantagens do que se propõe neste projeto, portanto, são permitir ao Instituto Jones dos Santos Neves (IJSN) a aferição de um indicador do PIB trimestral e a do PIB anual do Estado com grande antecedência em relação às estatísticas até então disponíveis. Assim, por exemplo, será possível ainda durante o primeiro trimestre de cada ano aferir o crescimento do ano imediatamente anterior.

[2] As planilhas constam de arquivos em separado, bem como um breve manual para futura atualização dos resultados.

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

É ainda oportuno observar novamente que a medida proposta neste projeto é um **indicador**; isto é, ele não substitui o índice anual do IBGE. Além disso, é importante que ele seja periodicamente revisado à luz do surgimento de novas fontes de dados, sugestão de novas e melhores *proxies*, revisão de resultados anteriores (inclusive devida à divulgação dos resultados anuais das Contas Regionais do IBGE) e da possibilidade de introdução de melhorias metodológicas.

O objetivo do primeiro relatório, de dezembro de 2008, foi apresentar a metodologia a ser utilizada, as fontes de dados e as *proxies* necessárias. O segundo relatório, de junho de 2009, registrou as atividades desenvolvidas até então, as opções metodológicas então adotadas e, principalmente, os resultados preliminares, que cobriam os 20 trimestres transcorridos entre o primeiro de 2004 ao último de 2008, inclusive. O presente relatório apresenta o resultado final do trabalho, com novas informações e descrições metodológicas, estende a série até o segundo trimestre de 2009 e mantém as informações dos dois primeiros relatórios, exceto as de valor transitório, de modo a consolidar em um único documento todas as informações relevantes para a compreensão e atualização do indicador do PIB Trimestral do Estado do Espírito Santo.

Acompanham este relatório os seguintes arquivos do Excel:

- PIB_ES_APU.xls;
- PIB_ES_CAGED.xls;
- PIB ES Arquivo Fontes.xls e;
- PIB ES Total.xls.

E também o “Manual de Atualização das Planilhas do PIB Trimestral do Espírito Santo”.

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

2. Metodologia

A metodologia utilizada na construção do indicador reproduziu em nível estadual, na medida do possível, a metodologia do índice de volume do PIB trimestral elaborado pelo IBGE para o Brasil.[3] Essencialmente, trata-se de elaborar um índice de volume da produção estadual agregada (Valor Adicionado a preço básico, ou VA pb, do qual se deduz o PIB a preços de mercado, ou PIB pm) a partir dos índices de produção real (índices de volume) relativos aos segmentos, ou atividades, que compõem a atividade econômica identificável do estado do Espírito Santo. Trata-se, portanto, de um indicador pelo lado da produção.

O modo de agregar esses índices setoriais e de atividades segue padrões normais na teoria e prática de números índices e utiliza a fórmula de Laspeyres, base móvel,[4] em que em cada ano usam-se como ponderadores as participações das atividades no Valor Adicionado (VA) a preços básicos do ano anterior. O VA a preços básicos corrigido pelos impostos indiretos líquidos de subsídios totaliza o PIB estadual a preços de mercado. Esse ponto envolve aproximações e hipóteses adicionais, as quais serão detalhadas mais adiante.

O sistema de ponderações para os anos de 2007 e 2008 será inicialmente baseado nos resultados do PIB regional de 2006, último disponível nos *sites* do IBGE e do Instituto Jones dos Santos Neves - IJSN.[5] Após a obtenção das séries de índices trimestrais encadeados de volume das diversas atividades que compõem o PIB do estado, realiza-se a agregação para cálculo da série do PIB encadeado. Em seguida é feito um *benchmarking* em relação aos dados anuais para os anos em que os dados do IBGE estiverem disponíveis, com metodologia descrita adiante. Por fim, procede-se ao ajustamento sazonal da série do PIB agregado, com metodologia também abordada neste documento. É ainda realizado cálculo de *proxy* para o PIB trimestral a preços correntes do Estado do Espírito Santo.[6]

Um adendo importante que deve ser re-enfatizado refere-se à necessidade de revisões metodológicas com o passar do tempo. A revisão metodológica é um imperativo para aprimorar a qualidade dos resultados. Ela implica não apenas incorporar os resultados estatísticos à medida que sejam tornados disponíveis pelas agências responsáveis (inclusive avaliando-se a

[3] Veja-se, a propósito, Bonelli e Ardeo (1988), IBGE (1989), IBGE (1999) e o site do IBGE para as Contas Regionais, onde se encontram informações sobre as duas bases de dados (e metodologias) usadas para construir as Contas entre 1985 e 2006.

[4] A vantagem de utilizar o critério de base móvel é transparente: ele permite incluir ao longo do tempo os resultados relativos a novos setores, eventualmente ainda não contemplados pela metodologia, à medida que sejam tornados disponíveis.

[5] À medida que dados anuais forem sendo divulgados pelo IBGE e IJSN, eles devem ser utilizados para atualizar as ponderações a partir das quais se calcula o PIB trimestral do ano seguinte. Assim, quando forem divulgados os dados de 2007 deve-se recalcular o PIB trimestral de 2008, e assim sucessivamente.

[6] Estudo (não publicado) em nível nacional de autoria de Guimarães (2003) concluiu que os índices de preços ao consumidor constituem uma aproximação para o deflator do PIB melhor do que os índices gerais de preços, ou os índices de preços por atacado. O IPCA (total Brasil) do IBGE, em particular, é uma boa *proxy* para o deflator implícito do PIB agregado. Um artigo publicado pelo autor no jornal Valor Econômico de 30/06/2003 resume a argumentação e resultados.

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

aderência dos resultados trimestrais acumulados ao longo de um dado ano ao PIB estadual anual, quando tornado disponível), mas, também, procurar produzir outros agregados macroeconômicos de interesse para a tomada de decisão, tais como os componentes da demanda final: consumo das famílias, do governo, formação bruta de capital fixo, etc. Esses últimos não são objeto do presente projeto.

2.1. Tipo de índice e encadeamento

O tipo de índice utilizado é o de Laspeyres, de volume, com pesos do ano anterior. Utilizar pesos do ano anterior significa que o índice tem base móvel, em oposição à base fixa, quando os pesos são os de um mesmo ano ao longo de toda a série[7]. A opção pela base móvel, em detrimento da fixa, segue as recomendações do Sistema de Contas Nacionais 1993, da ONU. A construção de índices de base móvel deve ser seguida de um encadeamento dos mesmos, para formar uma série de tempo tratável. Esse procedimento tem a vantagem, sobre o de base fixa, de manter atualizados os pesos (isto é, os preços) com os quais são agregadas as séries. Por outro lado, tem a desvantagem da perda da aditividade — isto é, a soma dos componentes encadeados não é igual à soma dos totais encadeados com o sistema de pesos do ano anterior. Mas a recomendação da ONU é a de que é mais importante manter atualizada a estrutura de preços relativos, como mais representativa das condições econômicas correntes. Além disso, esse procedimento possibilita incluir novos setores ou produtos.

Um índice encadeado que mede as variações entre os períodos 0 e t ($IE_{0\ t}$) pode ser construído pela multiplicação de números índices que medem as variações entre períodos consecutivos:

$$IE_{0\ t} = I_{0\ 1} \quad I_{1\ 2} \quad I_{2\ 3} \quad \ldots \quad I_{(t-1)\ t} \qquad (A)$$

Está representado em (A) o número-índice encadeado no período t. Para t variando de 1 a t, temos uma série de t números-índices encadeados.

Se, a cada enlace de curto prazo ($I_{(t-1)\ t}$), tem-se um índice de volume de Laspeyres com o período t-1 como base, a série correspondente ao índice de (A) será um índice de volume de Laspeyres encadeado.

[7] Neste contexto, base refere-se ao período do qual se tomam os pesos (os preços) para agregar os diversos itens. A base 100 é arbitrária e pode coincidir ou não com a base de ponderação. Em geral, será chamada de referência.

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

O índice de Laspeyres trimestral de base fixa pode ser expresso por:

$$L_{0\ q,y} = \frac{\sum_i p_{i,0}\ q_{i,q,y}}{\sum_i p_{i,0}\ q_{i,0}}, \qquad \text{(I)}$$

onde:

$L_{0\ q,y}$: índice de volume de Laspeyres que mede a variação de volume entre a média do ano **0** e o trimestre **q** do ano **y**, com a média do ano **0** como período base;
$p_{i,0}$: preço do produto **i**, no ano base (**0**);
$q_{i,q,y}$: quantidade do produto **i**, no trimestre **q** do ano **y**;
$q_{i,0}$: quantidade do produto **i**, no ano base (**0**).

Pode-se expressar o mesmo índice na forma:

$$L_{0\ q,y} = \sum_i \frac{q_{i,q,y}}{q_{i,0}}\ w_{i,0} \qquad \text{(II)}$$

onde:

$$w_{i,0} = \frac{p_{i,0}\ q_{i,0}}{\sum_i p_{i,0}\ q_{i,0}}$$ (proporção entre o valor do produto i e o valor total no ano base).

O índice de Laspeyres trimestral de base móvel pode ser expresso substituindo-se **0** por **y-1** nas fórmulas acima. A expressão (I) torna-se:

$$L_{y\text{-}1\ q,y} = \frac{\sum_i p_{i,y\ 1}\ q_{i,q,y}}{\sum_i p_{i,y\ 1}\ q_{i,y\ 1}} \qquad \text{(Ia)}$$

Onde **y-1** designa o ano imediatamente anterior ao ano **y** e a expressão (II) torna-se:

$$L_{y\text{-}1\ q,y} = \sum_i \frac{q_{i,q,y}}{q_{i,y\ 1}}\ w_{i,y\ 1} \qquad \text{(IIa)},$$

onde:

$$w_{i,y-1} = \frac{p_{i,y\ 1}\ \ q_{i,y\ 1}}{p_{i,y\ 1}\ \ q_{i,y\ 1}}$$

é a proporção entre o valor do produto i e o valor total no ano y-1

$$\frac{\sum_{q}\ p_{i,q,y\ 1}\ \ q_{i,q,y\ 1}}{{}_{i}\quad {}_{q}\ p_{i,q,y\ 1}\ \ q_{i,q,y\ 1}}\ ;$$

$p_{i,q,y\ 1}$ é o preço do produto **i**, no trimestre **q** do ano **y-1**.

Note-se que, quando y=1, as expressões (I) e (Ia) são iguais.

$$L_{0\ \ q,1} = \frac{\sum_{i} p_{i,0}\ \ q_{i,q,1}}{{}_{i}\ \ p_{i,0}\ \ q_{i,0}} \quad \text{(I)} \quad \text{(Ia), para y=1}$$

No ano 2, teremos

$$L_{1\ \ q,2} = \frac{\sum_{i} p_{i,1}\ \ q_{i,q,2}}{{}_{i}\ \ p_{i,1}\ \ q_{i,1}}, \qquad \text{(III)}$$

Sendo o índice encadeado do ano 0 ao ano 2 dado por:

$$L_{0\ \ q,2} = L_{0\ \ 1}\ \ L_{1\ \ q,2} = \frac{\sum_{i} p_{i,0}\ \ q_{i,1}}{{}_{i}\ \ p_{i,0}\ \ q_{i,0}}\ \ \frac{\sum_{i} p_{i,1}\ \ q_{i,q,2}}{{}_{i}\ \ p_{i,1}\ \ q_{i,1}} \qquad \text{(IV)}$$

No ano genérico Y, temos:

$$L_{0\ \ q,Y} = {}_{y\ 1}^{Y\ 1}\ \ L_{y-1\ \ y}\ \ L_{Y-1\ \ q,Y} = [\ {}_{y\ 1}^{Y\ 1}\ \ \frac{\sum_{i} p_{i,y\ 1}\ \ q_{i,y}}{{}_{i}\ \ p_{i,y\ 1}\ \ q_{i,y\ 1}}\ ]\ \ \frac{\sum_{i} p_{i,Y\ 1}\ \ q_{i,q,Y}}{{}_{i}\ \ p_{i,Y\ 1}\ \ q_{i,Y}} \qquad \text{(V)}$$

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

Note-se que, em (IV) e (V), com exceção do ano final (2 ou Y), no numerador aparece não mais a quantidade do trimestre, mas a do ano (1 ou y). Isso ocorre por estar representado aqui o encadeamento por superposição anual, que será o utilizado neste trabalho por ser o método que preserva, depois do encadeamento, as taxas de crescimento anual dos índices iniciais — isto é, dos índices que comparam pares de anos com base no primeiro deles.

2.1.1. Encadeamento na prática

Os índices primeiramente obtidos comparam apenas dois anos subseqüentes. Estritamente, um número-índice compara somente dois períodos, subseqüentes ou não. A extensão para mais de dois períodos envolve, no caso de um índice de base fixa, supor pesos constantes ou, no caso de se desejar manter a base móvel, fazer o encadeamento. Como exemplo, apresentam-se a seguir, na Tabela 1 e no Gráfico 1, esses índices do PIB total do Brasil.[8]

Note-se que, para cada ano, a partir do segundo, há duas séries: uma com base nele mesmo e outra com base no ano anterior. Como o último ano para o qual existem atualmente pesos disponíveis para o PIB estadual é o de 2006, os trimestres de 2008 ainda utilizam 2006 como ano base no exemplo. Mas a boa prática recomenda fazer a atualização das estimativas para 2008 quando da divulgação do PIB anual de 2007.

O cálculo do indicador do PIB trimestral inicia-se no ano de 2004. Dessa forma, os primeiros resultados cobrem 22 trimestres (correspondentes ao período de 2004 ao segundo trimestre de 2009), permitindo o cotejo com as variações anuais do PIB do Espírito Santo apuradas pelas Contas Regionais do IBGE entre 2004 e 2005 e entre 2005 e 2006 (último ano disponível até o presente).

[8] O IBGE divulga a série de base móvel não-encadeada apenas com o segundo ano de cada par de anos; os índices dos anos-base apresentados foram inferidos neste trabalho. O mesmo para o índice encadeado com base em 2004, apresentado na última coluna; o IBGE o divulga com base em 1995.

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

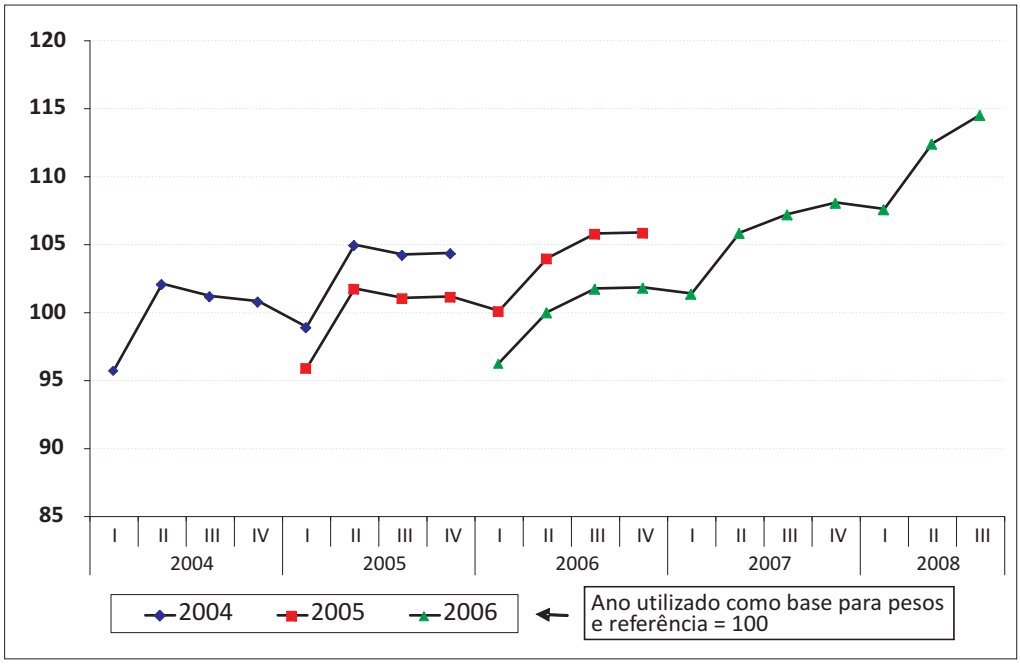
Tabela 1 - Exemplo de Séries com Base (Preços) e Período de Referência (= 100) Móveis e de Série Encadeada: PIB Brasil 2004-2008

	Trimestres	Base de referência 2004	Base de referência 2005	Base de referência 2006	Fatores de encadeamento	Índice Encadeado
2004	**I**	95,8				95,8
	II	102,1				102,1
	III	101,2				101,2
	IV	100,8				100,8
2005	**I**	99,0	95,9			99,0
	II	105,0	101,8			105,0
	III	104,3	101,1			104,3
	IV	104,4	101,2		1,032	104,4
2006	**I**		100,1	96,3		103,3
	II		104,0	100,0		107,3
	III		105,8	101,8		109,2
	IV		105,9	101,9	1,040	109,3
2007	**I**			101,4		108,8
	II			105,9		113,6
	III			107,3		115,0
	IV			108,1		116,0
2008	**I**			107,6		115,4
	II			112,5		120,6
	III			114,6		122,9

Fonte: IBGE.
Elaboração dos autores.

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

Gráfico 1 - Exemplo de Séries de Base Móvel e Período de Referência Móvel: PIB Brasil 2004-2008



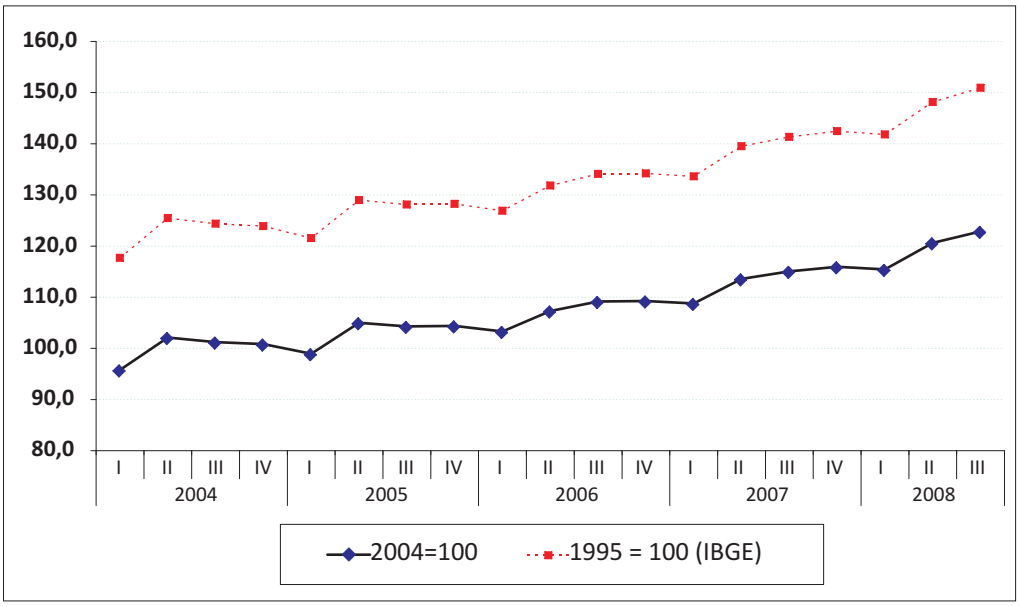
Fonte: IBGE.
Elaboração dos autores.

O problema do encadeamento no segundo conjunto de anos (neste exemplo, 2005 e 2006) consiste em expressar a série com pesos de 2005 e período de referência também em 2005 (2005 = 100) com o período de referência alterado para 2004 (2004 = 100), mas mantendo os pesos de 2005 (para 2005 e 2006). Isso é feito multiplicando-se cada elemento da segunda coluna da Tabela 1, para o ano de 2006, pela razão entre a média dos elementos da primeira coluna em 2005 e a média dos elementos da segunda coluna também de 2005. No caso de uma série crescente, como a do PIB na maior parte do tempo, isso elevará o nível da série da segunda coluna para 2006, como resultado de se passar sua referência para 2004 = 100 (como se depreende do Gráfico 1), mas preservando a variação percentual entre as médias dos anos 2006 e 2005 originais — isto é, obtidas com os pesos de 2005. Numa série decrescente, como ocorre com alguns setores do PIB, o encadeamento provocará um rebaixamento do nível da série.

Para passar os trimestres de 2007, que estão com referência 2006 = 100, para referência 2004 = 100 é preciso, primeiro, passá-los para a referência 2005 = 100, numa operação análoga à descrita acima e, em seguida, repetir a operação acima. A observação das fórmulas na planilha auxiliará na compreensão desta descrição.

Neste exemplo, a razão que muda o período de referência de 2005 para 2004 é 1,032 e a que muda de 2006 para 2005 é 1,040.[9] Assim, um trimestre de 2006, com 2005=100, multiplicado por 1,032 transforma-se para 2004 = 100. E um trimestre de 2007, base 2006 = 100, para ser transformado para 2004 = 100, deve ser multiplicado por 1,032 e por 1,040. O resultado está na última coluna da Tabela 1 e no Gráfico 2, que mostra o índice do PIB encadeado. O gráfico mostra também a série divulgada pelo IBGE, para ilustrar que as séries diferem apenas por uma razão constante entre elas, já que o IBGE divulga a série do PIB encadeado com referência 1995 = 100 e aqui a calculamos com a referência 2004 = 100.

Gráfico 2 - PIB Trimestral Brasil - Série Encadeada 1995=100 (divulgada pelo IBGE) e 2004=100 (calculada nesse trabalho)



Fonte: IBGE.
Elaboração dos autores.

[9] Valores aproximados; a planilha trabalha com valores mais precisos.

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

2.2. Sistema de Ponderação

Os pesos utilizados para cada setor (17 atividades) são os que se obtêm do valor agregado a preço básico das Contas Regionais Anuais do IBGE. A Tabela 2 a seguir mostra os pesos de cada ano no triênio 2004-2006, os quais serão utilizados para a construção das séries de base móvel para pares de anos consecutivos. Observe-se que a produção estadual é muito concentrada em 10 atividades, que respondem por quase 90% do total. Isso em princípio representa uma vantagem para a produção do indicador agregado se os índices dessas atividades forem os de melhor qualidade. Esse é certamente o caso de várias atividades, tais como: agricultura, extrativa mineral, indústria de transformação, construção, comércio e transportes. Em particular, entre essas atividades de maior peso o indicador é precário apenas no caso das Administrações Públicas (ver adiante).

Observe-se também que as participações relativas das atividades no total não variam muito com o tempo. Ainda assim, a boa prática recomenda, sempre que possível, o uso de índices de base móvel.

A série a ser construída terá origem em 2004, como já assinalado. Assim, os pesos de 2004 serão utilizados para a construção da série de oito trimestres, de 2004.1 a 2005.4, com base em 2004. Os de 2005, para a série de oito trimestres de 2005.1 a 2006.4, com base em 2005. E os de 2006, últimos disponíveis, para a série de trimestres que se inicia em 2006.1 e termina no último trimestre para o qual se dispuser de informações.

A partir de 2007 será utilizado o sistema de ponderação de 2006, até que os dados de 2007 estejam disponíveis, e assim sucessivamente.

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

Tabela 2 - Pesos Segundo o Valor Adicionado (pb) por Atividades no Estado do Espírito Santo, 2004-2006 (%)

Participação do Valor Adicionado pb (Preços Correntes) no Total				
	Atividades	2004	2005	2006
1	Agricultura, Silvicultura.e Exploração Florestal*	7,7%	7,1%	7,7%
2	Pecuária e Pesca	1,6%	1,7%	1,8%
3	Indústria Extrativa Mineral*	7,1%	9,2%	10,7%
4	Indústria de Transformação*	17,7%	17,0%	16,0%
5	Construção Civil*	6,8%	6,7%	6,2%
6	SIUP	1,1%	0,9%	1,1%
7	Comércio e Serviços de Manutenção e Reparação*	12,9%	13,2%	12,6%
8	Serviços de Alojamento e Alimentação	1,5%	1,4%	1,3%
9	Transportes, Armazenagem e Correios*	8,7%	8,5%	7,6%
10	Serviços de Informação	2,8%	3,0%	2,8%
11	Financeiro*	3,3%	3,8%	3,9%
12	Serviços Prestados às Famílias	1,5%	1,5%	1,7%
13	Serviços Prestados às Empresas*	2,8%	2,7%	3,0%
14	Atividades Imobiliárias e Aluguel*	7,6%	7,1%	6,5%
15	Administrações Públicas*	13,4%	13,6%	13,4%
16	Saúde e Educação Mercantis	2,3%	1,8%	2,5%
17	Serviços Domésticos	1,1%	1,0%	1,0%
	TOTAL	100,0%	100,0%	100,0%
	*** Soma dos 10 maiores setores**	**88,0%**	**88,8%**	**87,8%**

Fonte: IBGE, Contas Regionais 2006.
Elaboração dos autores.

2.3. Benchmarking em relação aos dados anuais

Como tem sido enfatizado nos documentos anteriores deste projeto, o indicador construído não pretende substituir o PIB anual calculado pelo IBGE e IJSN. Assim, para os anos em que se dispõe de dados do IBGE/IJSN, é desejável que a taxa de variação anual do indicador aqui construído coincida com a do PIB anual das Contas Regionais. Isso é desejável sempre que há duas séries de freqüências diferentes para medir a mesma variável e quando se sabe que a série de menor freqüência (no caso, a anual) tem melhor qualidade do que a de maior freqüência (no caso, a trimestral). O indicador de maior freqüência serve, assim, para aferir o comportamento, mas não o nível, da variável ao longo do ano e para fornecer informação para aqueles anos e trimestres para os quais o dado de menor freqüência, geralmente de cálculo mais demorado, ainda não está disponível. Isso ocorre, por exemplo, com o PIB do Brasil. Para os anos em que existem os dados anuais apurados pelas Contas Nacionais, estes prevalecem sobre os totais (ou taxas de variação) anuais obtidos nas Contas Nacionais Trimestrais. Esse processo de ajuste é conhecido como *benchmarking*.

2.3.1. Benchmarking: método da distribuição proporcional

Um método simples de promover esse ajuste seria a distribuição proporcional do dado anual pelos trimestres, segundo a participação de cada trimestre na soma dos quatro trimestres do respectivo ano. Mas esse método gera uma distorção, abordada na seção seguinte. A distribuição proporcional é indicada pela expressão (B) abaixo:

$$I_{Bt} = (I_t / \ I_{t=1 \text{ a } 4}) * A_y \qquad (B)$$

Onde:

I_{Bt} : Índice trimestral referente ao trimestre t ajustado ao *benchmark* anual

I_t: Indicador trimestral do trimestre t

$I_{t=1 \text{ a } 4}$: soma dos indicadores dos trimestres 1 a 4 do ano y

A_y: benchmark anual do ano y

2.3.1.1. Desvantagem do método da distribuição proporcional

O *benchmarking* se faz necessário por causa da inconsistência de movimentos – por exemplo, diferentes tendências – entre as séries. O problema do método da distribuição proporcional é que ele concentra todo o ajuste de cada ano na passagem do quarto trimestre do ano anterior para o primeiro trimestre, o que faz com que esse movimento trimestral no índice ajustado ao *benchmark* possa ficar muito diferente daquele observado no indicador original, enquanto se mantém igual nas demais passagens de trimestre (do primeiro para o segundo, do segundo para o terceiro e do terceiro para o quarto). Esse problema é conhecido na literatura econômica de língua inglesa como *step problem*, isto é, problema do degrau. Essa distorção será tanto maior quanto maior for a diferença e, portanto, o ajuste necessário, entre as séries trimestral e anual.

2.3.2. Benchmarking: método de Denton

Para contornar esse problema do método de distribuição proporcional, foram desenvolvidos outros mais complexos, que ajustam a série trimestral utilizando minimização de quadrados, sujeita à restrição de que a soma dos trimestres de cada ano deve ser igual ao indicador anual respectivo. O chamado método proporcional de Denton é o mais utilizado entre os dessa abordagem, e pode ser descrito como abaixo, de acordo com o Manual de Contas Nacionais Trimestrais do FMI — Fundo Monetário Internacional:

$$\min_{(X_1,\ldots,X_{4\beta},\ldots,X_T)} \sum_{t=2}^{T}\left[\frac{X_t}{I_t}-\frac{X_{t-1}}{I_{t-1}}\right]^2$$

$$t \in \{1,\ldots(4\beta),\ldots T\}$$

sob a restrição, para séries de fluxos:

$$\sum_{2}^{T} X_t = A_{y,} \qquad y \in \{1\ldots\beta\}$$

isto é, a soma dos trimestres deve ser igual ao dado anual para cada ano. Para números-índices, a restrição pode ser formulada como a média dos trimestres sendo igual ao índice anual ou como a soma dos trimestres sendo igual a quatro vezes o índice anual.

Nas expressões acima,

t é o tempo; por exemplo: t = 4y-3 é o primeiro trimestre do ano y e t = 4y é o quarto trimestre do ano y;

X_t é a estimativa do indicador trimestral ajustada ao benchmark anual;

I_t é o nível do indicador no trimestre t;

A_y é o dado anual, o benchmark, do ano y;

é o último ano para o qual há dado anual e;

T é o último trimestre para o qual há dado disponível.

Para a utilização do método de Denton é necessário o uso de rotinas desenvolvidas em algum programa, como o MatLab ou o Stata. O método da distribuição proporcional pode ser feito por meio de planilhas eletrônicas, como o Excel. **Deve-se ressaltar que o método de Denton é o mais recomendado.**

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

2.4. Ajustamento sazonal da série do PIB agregado

O ideal para esse procedimento é usar o método X-12 ARIMA, produzido e mantido pelo *U.S. Census Bureau* e adotado pelo IBGE, ou o Tramo / Seats, seu equivalente europeu[10]; porém, esses métodos requerem um tamanho mínimo de amostra superior ou, na melhor das hipóteses, muito próximo ao que estará disponível nas rodadas iniciais de apuração do indicador em construção. O documento "ESS (European Statistical System) Guidelines on Seasonal Adjustment"[11] considera curtas séries entre três e sete anos e recomenda que os usuários devem ser informados sobre a instabilidade dos dados ajustados para sazonalidade quando a série é curta. Outra opção é simplesmente não dessazonalizar a série.

2.5. Cálculo do PIB trimestral nominal (preços correntes)

Assim como no caso do índice de volume, há aqui um problema de *benchmarking*, isto é, de adaptação de uma série trimestral a uma anual. Da mesma forma que no caso do índice de volume, o método para o PIB nominal da simples distribuição proporcional leva também a um "problema do degrau" (ver seção 2.3.1.1) e o método de *benchmarking* mais recomendado é o de Denton.

No caso do Espírito Santo ocorre uma complicação adicional no cálculo do PIB trimestral a preços correntes, pois o IBGE não calcula o IPCA para o Estado. A solução, aqui adotada, é a de utilizar o IPCA da Região Metropolitana mais próxima, o do Rio de Janeiro.

2.6. Do VA a preço básico ao PIB a preços de mercado

Obtidas as estimativas do VA pb, resta por definir como se passa deste agregado ao PIB pm tanto a preços correntes quanto ao índice de variação real (volume). No primeiro caso adotar-se-á uma expansão a partir da relação observada entre essas magnitudes no estado do Espírito Santo nos anos recentes. Registre-se que essa relação VA pb / PIB pm foi aproximadamente constante durante os anos de 2002 a 2006.

No segundo caso, dado o anterior, toma-se simplesmente a variação no VA pb real e aplica-se ao PIB pm real no trimestre considerado.

[10] Desenvolvido por Victor Gómez e Agustín Maravall.
[11] Eurostat – European Commission (2009).

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

3. Fontes e Tratamentos dos Dados

Infelizmente não existem fontes diretas de dados para todas as categorias (ou atividades) que se pretende apurar. Isso implica que em alguns casos foi necessário adotar medidas representativas (*proxies*) para aferir as magnitudes cuja variação no tempo se pretende estudar e avaliar.

A seguir são apresentadas as fontes utilizadas e a metodologia de cálculo para cada atividade considerada no cálculo do indicador separadamente para as quantidades e para os preços sempre que possível (ou necessário).

3.1. Agricultura, silvicultura e exploração florestal

Quantidade produzida das Lavouras e Silvicultura

Fontes: Produção Agrícola Municipal (PAM) e Produção da Extração Vegetal e da Silvicultura para os anos de 2004 a 2007 e Levantamento Sistemático da Produção Agrícola (LSPA) para 2008 em diante (enquanto não forem divulgadas as Pesquisas Anuais), ambos apurados e divulgados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE.

Para o cálculo do indicador da agricultura foram consideradas 22 culturas comuns entre a LSPA e a PAM (abacaxi, alho, arroz, banana, batata-inglesa, cacau, café, cana-de-açúcar, coco, feijão, goiaba, laranja, limão, mamão, mandioca, manga, maracujá, milho, palmito, pimenta-do-reino, tangerina e tomate). Estas culturas são responsáveis por 99% do valor produzido, de acordo com a PAM. A Silvicultura é representada pela produção de madeira em tora obtida na Pesquisa Anual de Produção da Extração Vegetal e da Silvicultura. A atualização para os anos em que não se dispõe da Pesquisa Anual é feita pelo crescimento anual do indicador de Floresta Plantada, disponível na LSPA.

A trimestralização dos dados, divulgados em bases anuais, foi feita a partir de fatores sazonais. Entretanto, foram considerados apenas o perfil da colheita da cana-de-açúcar (fonte: IJSN) e a estimativa da safra de café (fonte: CONAB). Para os demais produtos os fatores sazonais são constantes ao longo do ano, o que é o desejável pelo menos no caso da Silvicultura. Vale ressaltar que o café e a cana-de-açúcar correspondem a 65% do valor bruto da produção agrícola do Estado, enquanto a Madeira em Tora representa cerca de 90% do valor bruto da atividade de Silvicultura, conforme dados das Pesquisas Anuais de 2004 a 2007.

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

Preços das culturas

Preços médios anuais.

Fontes: Produção Agrícola Municipal (PAM) e Produção da Extração Vegetal e da Silvicultura.

O preço médio por produto foi obtido a partir do Valor da Produção e da Quantidade Produzida, ambas disponíveis nas pesquisas anuais. Para os anos em que as Pesquisas ainda não foram divulgadas, optou-se por repetir o preço do último ano disponível. Durante o estudo, foram testadas alternativas para os preços como, por exemplo, as informações disponíveis na CEASA e na FGV. Porém, estas não se mostraram adequadas em função de significativa discrepância em relação aos preços obtidos nas pesquisas do IBGE.

3.2. Pecuária e pesca

Quantidade Produzida

Fontes: Pesquisa Trimestral de Abate de Animais, Pesquisa Trimestral do Leite e Produção de Ovos de Galinhas divulgadas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE.

Para o cálculo do indicador foram considerados o peso das carcaças (em kg) dos rebanhos de bovinos, suínos e aves, a quantidade de leite cru, resfriado ou não, leite industrializado (mil litros) e a quantidade de ovos produzidos (mil dúzias). No caso dos rebanhos, os produtos selecionados correspondem a 63% do efetivo dos rebanhos, conforme a Produção da Pecuária Municipal (PPM-IBGE). Os demais produtos existentes na PPM não possuem acompanhamento trimestral.

Preços:

Preços médios verificados por trimestre em R$.

Fonte: FGV Dados (preços recebidos pelos produtores).

A atividade pesqueira não foi considerada neste indicador, pois, conforme informação da área técnica do IJSN, trata-se de atividade residual, cujos dados, quando existem, não são confiáveis.

3.3. Indústria extrativa mineral

Fonte: Pesquisa Industrial Mensal PIM-PF, divulgada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE.

Para cálculo do indicador foi utilizado o índice de base fixa mensal sem ajuste sazonal (2002=100), trimestralizado por médias.

3.4. Indústria de transformação

Fonte: Pesquisa Industrial Mensal (PIM-PF), divulgada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE.

Para o cálculo do indicador foi utilizado o índice de base fixa mensal sem ajuste sazonal (2002=100), trimestralizado por médias.

3.5. Construção

Fonte: Pesquisa Industrial Mensal (PIM-PF), setor de Minerais não Metálicos, divulgada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE.

Para o cálculo do indicador foi utilizado o índice de base fixa mensal sem ajuste sazonal (2002=100), trimestralizado por médias.

Também foram analisadas duas alternativas para este indicador: consumo de cimento no Estado e evolução do emprego formal do Ministério do Trabalho e Emprego, porém ambas as séries apresentaram problemas de continuidade, prejudicando a comparação entre os períodos.

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

3.6. Produção e distribuição de eletricidade e gás, água, esgoto e limpeza urbana (SIUP — Serviços Industriais de Utilidade Pública)

Fonte: Companhia Espírito Santense de Saneamento (Cesan) e Agência de Serviços Públicos de Energia do Estado do Espírito Santo (ASPE).

Para o cálculo do indicador foram considerados a média do volume de água faturado (em m^3) e o consumo de total de energia elétrica (em MWh) no Estado[12], não sendo representada a sub-atividade relacionada à limpeza urbana. Para agregar as informações foram utilizadas participações de 75% para energia elétrica e 25% para água, conforme informações encaminhadas pelo IJSN.

3.7. Comércio e serviços de reparação e manutenção

Fontes: Pesquisa Mensal do Comércio, divulgada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE, Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) e Cadastro Geral de Empregados e Desempregados (CAGED) do Ministério do Trabalho e Emprego.

Para cálculo do indicador foram utilizados:

- o índice de volume de vendas no Comércio Varejista Ampliado da PMC do IBGE (inclui vendas de veículos e materiais de construção), base fixa mensal sem ajuste sazonal (2003=100), trimestralizado por média e;

- a evolução do emprego[13] formal no setor de Comércio Atacadista (Divisão 51 da CNAE), obtida a partir da população ocupada da RAIS em 31 de dezembro de cada ano acrescida do saldo mensal entre admitidos e desligados do CAGED. Em função da diferença que se observou ao comparar a RAIS do ano subseqüente com o dado que se obtém a partir do acréscimo dos saldos mensais do CAGED, optou-se por fazer uma correção, utilizando para todos os anos a informação da RAIS como *benchmark*.[14]

Para agregar os indicadores foram utilizadas as participações do emprego, obtidas a partir da RAIS, de 84% para o comércio varejista e 16% para o atacadista, em relação ao total da atividade de comércio.

[12] Em função da não disponibilidade dos dados de energia elétrica para o ano de 2009, optou-se por estimar o consumo do ES a partir do crescimento médio da região Sudeste, divulgado pela Empresa de Pesquisa Energética (EPE). É importante que estes dados sejam substituídos assim que disponíveis os do Estado.

[13] A hipótese implícita no uso do nível de emprego como indicador do produto real da atividade é de que a produtividade da mão de obra é constante ao longo do tempo.

[14] Este procedimento de benchmarking foi utilizado em todas as atividades em que as fontes de dados são a RAIS e o CAGED.

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

3.8. Serviços de alojamento e alimentação

Fontes: Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) e Cadastro Geral de Empregados e Desempregados (CAGED) do Ministério do Trabalho e Emprego.

Utilizou-se para o cálculo do indicador a evolução do emprego formal no setor de Alojamento e Alimentação (Divisão 55 da CNAE) obtida a partir da população ocupada da RAIS em 31 de dezembro de cada ano acrescida do saldo mensal entre admitidos e desligados do CAGED. Em função da diferença que se observou ao comparar a RAIS do ano subseqüente com o dado que se obtém a partir do acréscimo dos saldos mensais do CAGED, optou-se por fazer uma correção proporcional, utilizando para todos os anos a informação da RAIS como *benchmark*.

3.9. Transportes, armazenagem e correio

Fonte: Agência Nacional do Petróleo – ANP.

Para cálculo do indicador foram consideradas as vendas mensais de óleo diesel (m^3) no Estado, trimestralizadas por soma.

3.10. Serviços de informação

Fontes: Conselho Nacional de Política Fazendária (CONFAZ) do Ministério da Fazenda e Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo – IPCA, do Rio de Janeiro.

Para o cálculo foi utilizado o valor corrente da arrecadação de ICMS para o Setor Terciário - Serviços de Comunicação, disponível no Boletim de ICMS divulgado pelo CONFAZ, corrigido pela inflação medida pelo IPCA-RJ para o grupo Comunicação.

A escolha do IPCA do Rio de Janeiro baseou-se em notas explicativas disponibilizadas pelo IBGE, que apontam o Rio de Janeiro como a região mais semelhante ao Espírito Santo, entre as divulgadas na pesquisa. Corroborando esta análise, o IBGE utiliza o IPCA-RJ na correção monetária dos dados da PMC – Pesquisa Mensal do Comércio para o Estado do ES.

Considerando o intervalo que existe entre a arrecadação de imposto e a prestação do serviço, optou-se por utilizar o indicador em t+1, ou seja, para o mês de janeiro/2004, por exemplo, foi considerado o valor arrecadado em fevereiro/2004.

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

3.11. Intermediação financeira, seguros e previdência complementar

Após efetuar-se um cálculo do PIB sem incluir o setor Intermediação Financeira, atribui-se ao setor, num segundo cálculo, o crescimento do PIB obtido na primeira rodada, corrigido por uma elasticidade, adotada como sendo igual a 1,0.[15]

3.12. Serviços prestados às famílias e associativos

Fontes: Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) e Cadastro Geral de Empregados e Desempregados (CAGED) do Ministério do Trabalho e Emprego.

Para cálculo do indicador foi utilizada a soma da evolução do emprego formal nos setores de Atividades Associativas (Divisão 91 da CNAE) e Serviços Pessoais (Divisão 93 da CNAE) obtidas a partir da população ocupada da RAIS em 31 de dezembro de cada ano acrescida do saldo mensal entre admitidos e desligados do CAGED. Em função da diferença que se observou ao comparar a RAIS do ano subseqüente com o dado que se obtém a partir do acréscimo dos saldos mensais do CAGED, optou-se por fazer uma correção, utilizando para todos os anos a informação da RAIS como *benchmark*.

3.13. Serviços prestados às empresas

Fonte: Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) e Cadastro Geral de Empregados e Desempregados (CAGED) do Ministério do Trabalho e Emprego.

Para o cálculo do indicador foi utilizada a evolução do emprego formal no setor de Serviços Prestados Principalmente às Empresas (Divisão 74 da CNAE), obtida a partir da população ocupada da RAIS em 31 de dezembro de cada ano acrescida do saldo mensal entre admitidos e desligados do CAGED. Em função da diferença que se observou ao comparar a RAIS do ano subseqüente com o dado que se obtém a partir do acréscimo dos saldos mensais do CAGED, optou-se por fazer uma correção, utilizando para todos os anos a informação da RAIS como *benchmark*.

[15] A elasticidade estimada utilizando-se uma junção dos dados das séries do PIB regional anual (IBGE) de 1985 a 2004 (série antiga) e de 2002 a 2006 (série nova) é de 0,9. Porém, para o período de 1985 a 2004 (antes da revisão metodológica do IBGE) a elasticidade é de 0,98. Optou-se por usar os resultados da série mais longa metodologicamente comparável disponível.

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

3.14. Atividades imobiliárias e aluguel

Fontes: Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD)[16] – IBGE e Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo – IPCA.

Para cálculo do indicador do Aluguel foi utilizado como *proxy* para o número de domicílios o "número de domicílios particulares permanentes urbanos", divulgado na PNAD. Entretanto, como os dados são disponibilizados com periodicidade anual, adotou-se a hipótese de crescimento constante ao longo do ano para a trimestralização deste indicador.

Os dados trimestrais foram corrigidos pelo índice obtido pela razão entre o IPCA Aluguel e o IPCA geral da região metropolitana do RJ (o uso do índice do RJ já foi justificado na atividade de Serviços de Informações).

Para Atividades Imobiliárias foi realizado um teste com os dados do CAGED, porém não foram obtidos resultados razoáveis. Além disso, diante da informação fornecida pela equipe do IJSN de que, usualmente, considera-se que Aluguel seja a quase totalidade da atividade, por envolver também o aluguel imputado, optou-se por não considerar nenhum indicador para a sub-atividade "Atividades Imobiliárias".

3.15. Administração, saúde e educação públicas

Fonte: Banco de dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada - Ipeadata disponível na internet (www.ipeadata.gov.br).

Para o cálculo do indicador desta atividade foi considerada a estimativa de crescimento populacional calculada pelo IPEA para o Espírito Santo. A série de "População residente - 1º de julho – projeção – habitante" está disponível na seção "Regional/Temas/População". A hipótese implícita no uso deste indicador é a de que o consumo *per capita* do bem público é constante e que os serviços prestados acompanham o crescimento populacional. Para trimestralizar os dados, que são divulgados em base anual, utilizou-se a metodologia de interpolação linear.

[16] Pensou-se em utilizar como *proxy* para o número de domicílios, por sugestão da área técnica do IJSN, o Número de Consumidores Residenciais de Energia Elétrica, apurado pela Agência de Serviços Públicos de Energia do Estado do Espírito Santo (ASPE). Porém essa informação não foi encaminhada até a conclusão deste relatório, o que implicou adotar-se a solução temporária de utilizar os dados de domicílios registrados nas PNAD referentes ao Espírito Santo.

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

Registre-se que diversas alternativas foram tentadas para o indicador desta atividade. Foram testados, por exemplo, os dados da Secretaria de Estado de Gestão e Recursos Humanos do Espírito Santo – SEGER referentes a quantitativo e despesas com remuneração de servidores da administração pública. Mas os resultados obtidos revelaram baixíssima aderência com relação aos das Contas Regionais do IBGE e IJSN para os anos até 2006. A hipótese implícita neste caso seria a de que a produtividade na oferta é constante.

3.16. Saúde e educação mercantis

Fontes: Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) e Cadastro Geral de Empregados e Desempregados (CAGED) do Ministério do Trabalho e Emprego.

Para o cálculo do indicador foi utilizada a soma da evolução do emprego formal nos setores de Educação (Divisão 80 da CNAE) e Saúde e Serviços Sociais (Divisão 85 da CNAE) obtidas a partir da população ocupada da RAIS em 31 de dezembro de cada ano acrescida do saldo mensal entre admitidos e desligados do CAGED. Em função da diferença que se observou ao comparar a RAIS do ano subseqüente com o dado que se obtém a partir do acréscimo dos saldos mensais do CAGED, optou-se por fazer uma correção, utilizando para todos os anos a informação da RAIS como *benchmark*.

3.17. Serviços domésticos

Fonte: Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) e Cadastro Geral de Empregados e Desempregados (CAGED) do Ministério do Trabalho e Emprego.

De forma análoga à atividade anterior, para o cálculo deste indicador foi utilizada a evolução do emprego formal no setor de Serviços Domésticos (Divisão 95 da CNAE) obtida a partir da população ocupada da RAIS em 31 de dezembro de cada ano acrescida do saldo mensal entre admitidos e desligados do CAGED. Neste caso, o dado da RAIS foi utilizado como *benchmark* apenas até 2005 e a partir daí, apenas acrescidos os saldos mensais do CAGED. Isto se deveu ao fato de que a partir de 2006 houve uma reclassificação na RAIS que alterou significativamente o estoque de emprego dessa atividade. É oportuno registrar que esta é uma atividade em que o emprego informal tem grande peso no total. Desta forma, o uso dos dados da RAIS/CAGED representa apenas uma aproximação.

4. Resultados

No resultado final, as séries trimestrais terão a mesma taxa de crescimento anual, a cada ano-calendário, apresentadas nas Contas Regionais do IBGE/IJSN, para os anos em que as mesmas estiverem disponíveis. Nesta apresentação de resultados, são mostrados também, na seção imediatamente abaixo, os resultados antes desse ajuste; as séries finais, após o *benchmarking*, são apresentadas na seção seguinte.

4.1. Antes do benchmarking

A Tabela 3 compara os resultados do indicador do PIB Trimestral do Espírito Santo desenvolvido neste trabalho antes do *benchmarking*[17] e os resultados das Contas Regionais para os anos de 2005 e 2006 — últimos anos disponíveis — divulgadas pelo IBGE.

Tabela 3 - Indicador do PIB Trimestral do ESPÍRITO SANTO – comparação do indicador trimestral antes do benchmarking com as Contas Regionais IBGE/IJSN – Var. % Real

	2005		2006	
	Indicador	IBGE/IJSN	Indicador	IBGE/IJSN
Total	5,3	4,3	7,7	7,7

Fonte: IBGE.
Elaboração dos autores.

A Tabela 4 mostra a taxa acumulada em quatro trimestres do indicador do PIB Trimestral do ES e a compara, a título de ilustração, com o PIB brasileiro na mesma medida. Observa-se que o indicador do ES cresce sistematicamente à frente do PIB total do Brasil até o terceiro trimestre de 2008, o oposto ocorrendo a partir dessa data — o que atesta como a crise recente teve impacto sobre a atividade econômica capixaba.

É importante deixar registrado, mais uma vez, que uma das vantagens deste indicador é possibilitar uma medida do PIB estadual com considerável antecedência em relação à divulgação das Contas Regionais Anuais.

[17] Ver Seção 2.3.

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

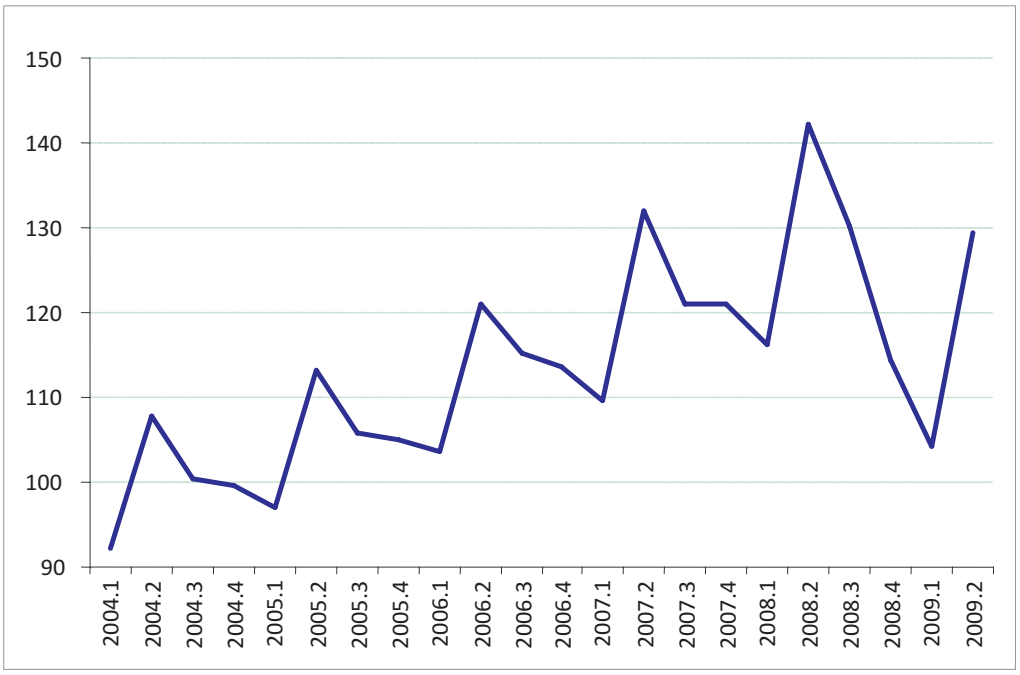
Tabela 4 - PIB Brasil e Indicador PIB Trimestral ES
(antes do benchmarking) - Var.% acumulada em 4 trimestres

	Indicador (ES)	IBGE (Brasil)
2005.4	5,3	3,2
2006.1	5,7	3,4
2006.2	6,2	3,3
2006.3	7,1	3,7
2006.4	7,7	4,0
2007.1	7,5	4,2
2007.2	8,0	5,1
2007.3	7,0	5,3
2007.4	6,6	5,7
2008.1	6,6	5,9
2008.2	6,4	6,0
2008.3	7,0	6,3
2008.4	4,0	5,1
2009.1	0,2	3,1
2009.2	-4,4	1,3

Fonte: IBGE.
Elaboração dos autores.

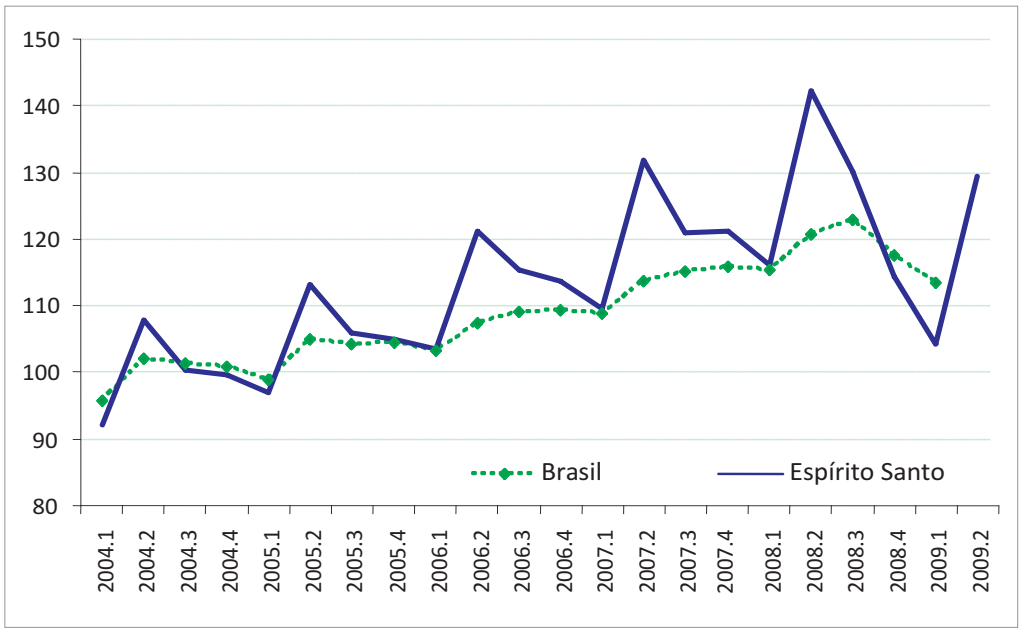
Os Gráficos 3 a 6 mostram o indicador de várias formas. No Gráfico 3 tem-se a série encadeada (**sem ajuste para correção da sazonalidade**). No Gráfico 4, a mesma série é comparada à equivalente para o PIB brasileiro. O Gráfico 5 compara as taxas de variação sobre o mesmo trimestre do ano anterior e o Gráfico 6 apresenta as taxas anuais — isto é, acumuladas a cada quatro trimestres.

Gráfico 3 - PIB Espírito Santo
Série encadeada do índice trimestral, antes do benchmarking: 2004.1-2009.2 (2004 = 100)



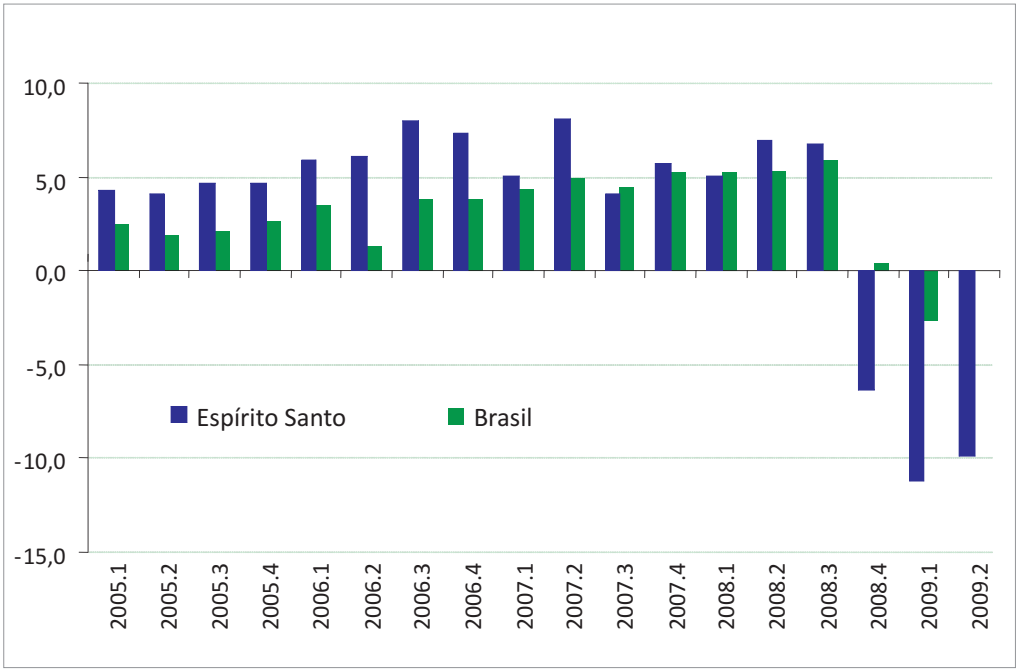
Fonte: IBGE.
Elaboração dos autores.

Gráfico 4 - PIB trimestral ES e PIB trimestral Brasil: 2004.1 a 2009.2
Série encadeada, antes do benchmarking (ES): 2004 = 100



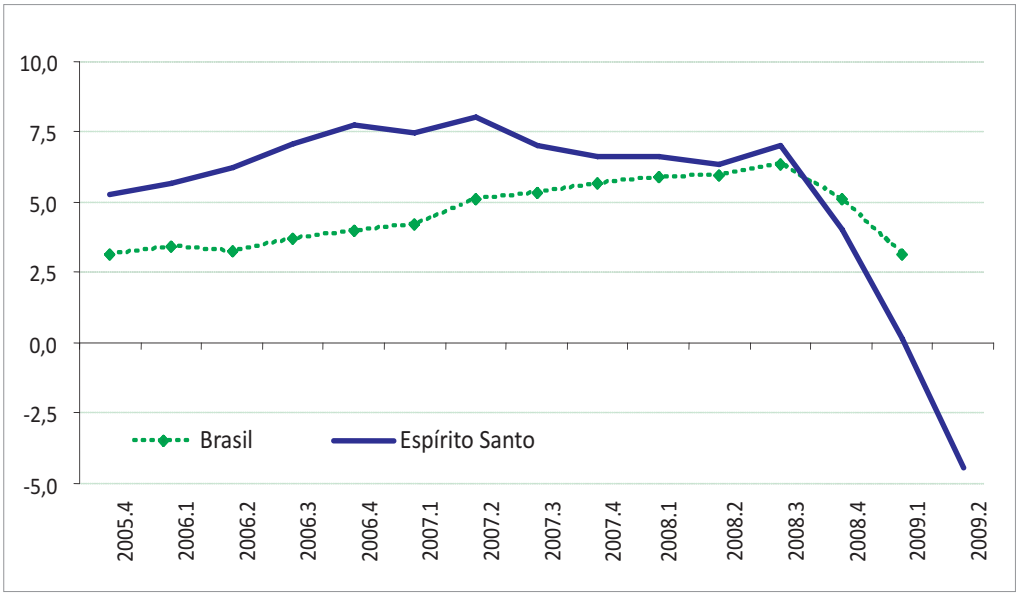
Fonte: IBGE.
Elaboração dos autores.

Gráfico 5 - PIB Trimestral ES (antes do benchmarking) e Brasil: 2005.1 a 2009.2
Var. % sobre o mesmo trim. do ano anterior



Fonte: IBGE.
Elaboração dos autores.

Gráfico 6 - PIB trimestral ES (antes do benchmarking) e Brasil: 2005.4 a 2009.2
(Var. % acumulada em 4 trimestres)



Fonte: IBGE.
Elaboração dos autores.

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

4.2. Depois do benchmarking

A Tabela 5 apresenta o resultado final do Indicador do PIB Trimestral do Espírito Santo em diversas formas. A Tabela 6 compara as taxas acumuladas em quatro trimestres com as do PIB Trimestral do Brasil (IBGE). Os Gráficos 7 a 10 apresentam também o indicador em sua forma final.[18]

Tabela 5 - Indicador do PIB Trimestral do Estado do Espírito Santo

	Base móvel (média do ano anterior = 100)*	Série encadeada e ajustada ao *benchmark* anual (2004 = 100)	Variação (em relação ao mesmo trimestre do ano anterior) (%)	Taxa acumulada em quatro trimestres (em relação ao mesmo período do ano anterior) (%)	Série encadeada do Índice Trimestral com ajuste sazonal (Média 2004=100)	Trimestre contra trimestre imediatamente anterior (da série com aj. saz.) (%)
2004.1	92,2	92,3			98,8	
2004.2	107,9	108,0			99,3	0,5%
2004.3	100,3	100,3			100,1	0,8%
2004.4	99,6	99,3			101,8	1,7%
2005.1	97,0	96,3	4,3		103,2	1,4%
2005.2	113,2	112,1	3,8		103,0	-0,2%
2005.3	105,9	104,8	4,4		104,5	1,4%
2005.4	105,1	103,9	4,6	4,3	106,4	1,8%
2006.1	98,4	102,5	6,4	4,8	110,2	3,6%
2006.2	115,0	119,9	7,0	5,6	109,9	-0,3%
2006.3	109,5	114,2	9,0	6,8	114,2	3,9%
2006.4	108,0	112,6	8,4	7,7	115,0	0,7%
2007.1	96,7	108,7	6,0	7,6	117,4	2,1%
2007.2	116,3	130,7	9,0	8,1	119,3	1,6%
2007.3	106,7	119,9	5,0	7,1	120,4	0,9%
2007.4	106,8	120,0	6,6	6,7	121,8	1,2%
2008.1	102,4	115,1	5,9	6,7	125,1	2,8%
2008.2	125,4	140,9	7,8	6,4	128,0	2,3%
2008.3	114,8	129,0	7,6	7,0	130,2	1,7%
2008.4	101,0	113,5	-5,5	4,0	114,4	-12,1%
2009.1	91,9	103,3	-10,3	0,2	112,8	-1,4%
2009.2	114,0	128,2	-9,0	-4,4	116,2	3,0%

*2004: base 2004. 2007 em diante: base 2006.
Fonte: IBGE.
Elaboração dos autores.

[18] Para o *benchmarking* pelo método de Denton foi utlizada a biblioteca de rotinas do programa Matlab (da MathWorks, Inc.) desenvolvidas por QUILIS, E. M. (2009).

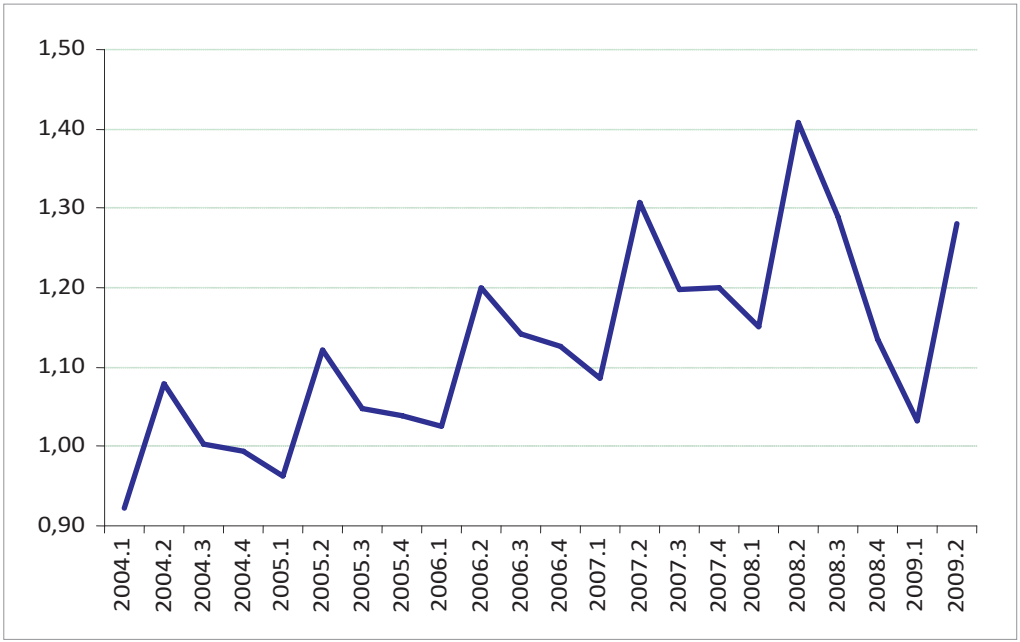
Tabela 6 - PIB Trimestral Brasil e Indicador PIB Trimestral ES
Var.% acumulada em 4 trimestres

	Indicador ES	IBGE Brasil
2005.4	4,3	3,2
2006.1	4,8	3,4
2006.2	5,6	3,3
2006.3	6,8	3,7
2006.4	7,7	4,0
2007.1	7,6	4,2
2007.2	8,1	5,1
2007.3	7,1	5,3
2007.4	6,7	5,7
2008.1	6,7	5,9
2008.2	6,4	6,0
2008.3	7,0	6,3
2008.4	4,0	5,1
2009.1	0,2	3,1
2009.2	-4,4	1,3

Fonte: IBGE.

Elaboração dos autores.

Gráfico 7 - PIB Espírito Santo
Série encadeada do índice trimestral: 2004.1 - 2009.2
(2004 = 1)

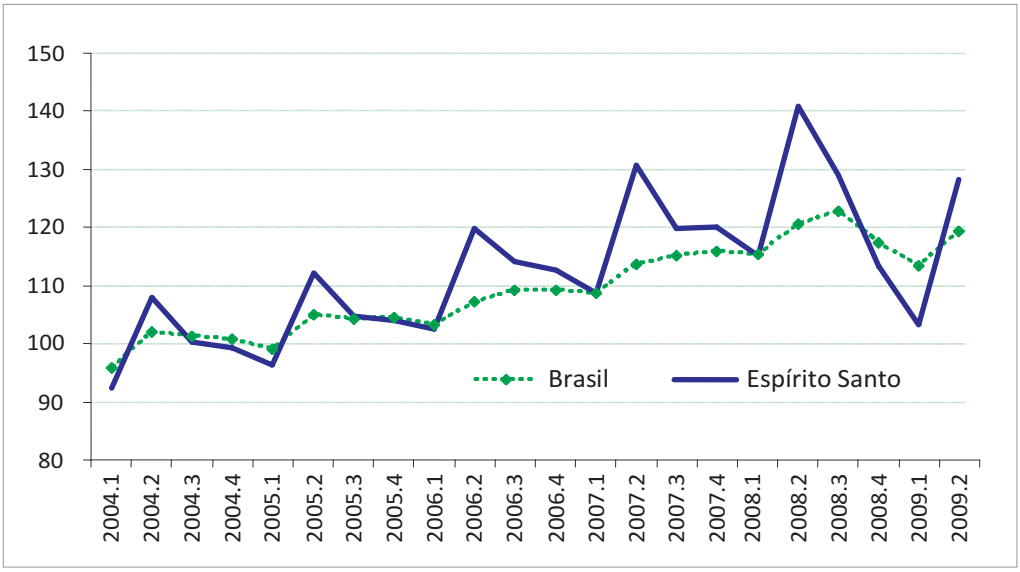


Fonte: IBGE.

Elaboração dos autores.

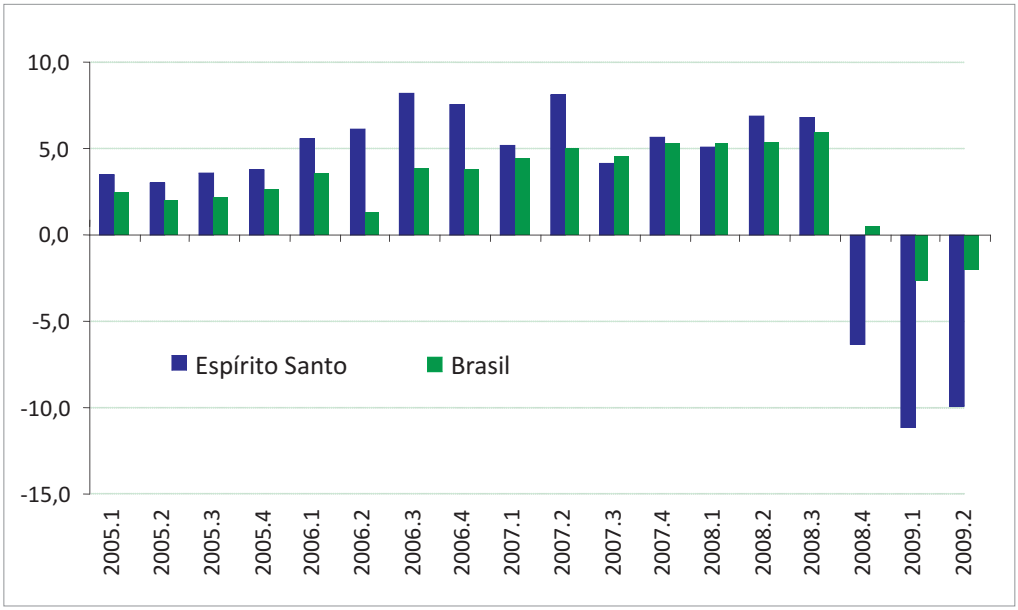
Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

Gráfico 8 - PIB trimestral ES e PIB trimestral Brasil: 2004.1 - 2009.2
(Série encadeada, 2004 = 100)



Fonte: IBGE.
Elaboração dos autores.

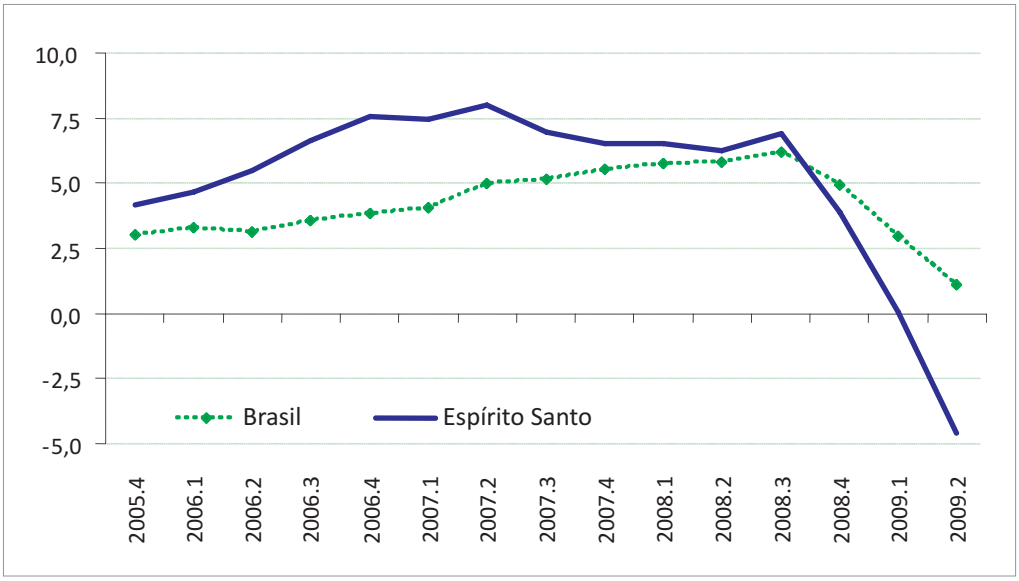
Gráfico 9 - PIB trimestral ES e PIB trimestral Brasil: 2005.1 a 2009.2
(Var. % sobre mesmo trim. do ano anterior)



Fonte: IBGE.
Elaboração dos autores.

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

Gráfico 10 - PIB trimestral ES e Brasil: 2005.4 a 2009.2
(Var. % acumulada em 4 trimestres)



Fonte: IBGE.
Elaboração dos autores.

4.3. Série dessazonalizada

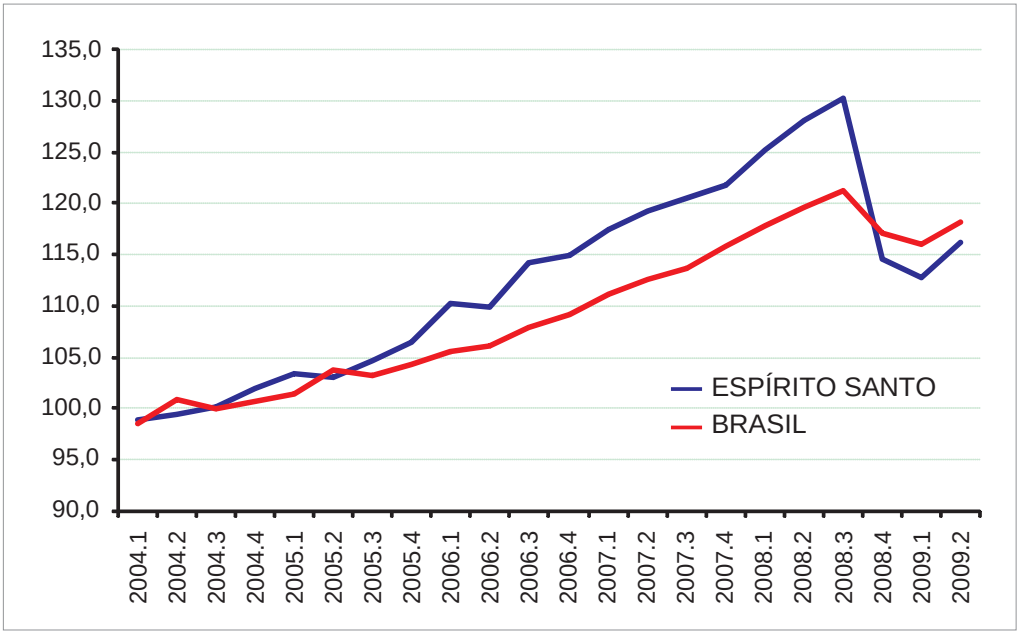
Como observado na descrição da metodologia, o ideal para o procedimento de dessazonalização é usar o método X-12 ARIMA, do U.S. Census Bureau e adotado pelo IBGE, ou o Tramo/Seats, seu equivalente europeu; porém, esses métodos requerem um tamanho mínimo de amostra superior ou, na melhor das hipóteses, muito próximo (mas ainda superior) ao que estará disponível nas rodadas iniciais de apuração do indicador do PIB Trimestral do ES. O documento "ESS (European Statistical System) Guidelines on Seasonal Adjustment"[19] considera curtas séries entre três e sete anos e, no presente caso, temos cinco anos e meio. Recomenda-se que os usuários devem ser informados sobre a instabilidade dos dados ajustados para sazonalidade quando a série é curta. Outra opção é simplesmente não dessazonalizar a série. No presente caso, a série apresentada foi obtida com o método X-12 ARIMA a partir do programa Demetra.[20] O Anexo II apresenta a saída do programa e as opções feitas.

O Gráfico I, no Sumário Executivo, já apresentou a série dessazonalizada. Aqui, ela é mostrada juntamente com a do PIB do Brasil (IBGE).

[19] Eurostat – European Commission (2009).
[20] Desenvolvido para a Eurostat principalmente por Jens Dossé e Servais Hoffmann.

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

Gráfico 11 - PIB Trimestral Espírito Santo e Brasil 2004.1 a 2009.2 - Série Dessazonalizada (2004=100)



Fonte: IBGE.
Elaboração dos autores.

4.4. Série nominal

A Tabela 7 apresenta o resultado para o indicador do PIB Trimestral Nominal para o Estado do Espírito Santo. O indicador original é uma combinação do indicador de volume até aqui descrito com o IPCA para o Rio de Janeiro. Como observado na descrição da metodologia, o IBGE não calcula o IPCA para o Estado do Espírito Santo e a solução é utilizar o IPCA da Região Metropolitana mais próxima, o Rio de Janeiro. Esse Indicador do PIB Trimestral Nominal passa por um processo de *benchmarking* análogo ao do indicador de volume. Assim, na Tabela 7, os resultados anuais de 2004 a 2006 são iguais aos divulgados pelo IBGE e IJSN. Os dados de 2007 – R$ 57,9 bilhões - e 2008 – R$ 63,5 bilhões – e para o primeiro semestre de 2009 – R$ 30,9 bilhões - representam um acréscimo de informação econômica significativo proporcionado por este projeto.

Tabela 7 - PIB Trimestral Nominal - Espírito Santo

	PIB Trimestral Nominal (R$ bilhões) (Índice nominal ajustado ao *benchmark* anual pelo método de Denton)	Acumulado em quatro trimestres R$ bilhões
2004.1	9,0	
2004.2	10,6	
2004.3	10,2	
2004.4	10,4	40,2
2005.1	10,5	41,7
2005.2	12,7	43,8
2005.3	12,0	45,6
2005.4	12,0	47,2
2006.1	12,0	48,7
2006.2	14,1	50,1
2006.3	13,4	51,5
2006.4	13,3	52,8
2007.1	13,0	53,8
2007.2	15,7	55,4
2007.3	14,5	56,5
2007.4	14,7	57,9
2008.1	14,3	59,2
2008.2	17,8	61,4
2008.3	16,6	63,4
2008.4	14,8	63,5
2009.1	13,7	62,8
2009.2	17,2	62,2

Fonte: IBGE.

Elaboração dos autores.

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

5. Bibliografia

BONELLI, R. e ARDEO, V. (1988) – PIB Trimestral: metodologia e estimativas para o período 1980/87, publicado no *Boletim Conjuntural IPEA n. 3*, abril, Rio de Janeiro.

BLOEM, A.M., DIPPELSMAN, R.J. e MAEHLE, N.O. (2001) *Manual de Cuentas Nacionales Trimestrales: Conceptos, Fuentes de datos e Compilación*. FMI, Washington.

BUREAU OF THE CENSUS (1997). *X-12 ARIMA Reference Manual*, version 0.3. Statistical Research Division. Washington, D.C (http://www.census.gov/srd/www/x12a/).

CHOW, G. and LIN, A.L. (1971). Best linear unbiased distribution and extrapolation of economic time series by related series. *Review of Economic and Statistics*, vol. 53, n. 4, p. 372-375.

DENTON, Frank T. Adjustment of Monthly or Quarterly Series to Annual Totals: An Approach Based on Quadratic Minimization. *Journal of the American Statistical Association*, v. 66, n. 333, p. 99-102, Mar. 1971.

FERNANDEZ, R.B.(1981). Methodological note on the estimation of time series. *Review of Economic and Statistics*, vol. 63, n. 3, p. 471-478.

Eurostat – European Commission (2009). *Ess Guidelines on Seasonal Adjustment*. Methodologies and working papers. Office for Official Publications of the European Communities, Luxembourg.

GIAMBIAGI, F. e ARDEO, V. (1989) – PIB Trimestral a preços correntes: estimativas para o período 1980/88, publicado no *Boletim Conjuntural IPEA n.6*, abril, Rio de Janeiro.

GUIMARÃES, E. A. (2003) "O Viés do IGP e suas Conseqüências", 23 de junho(não publicado).

IBGE (1989) *Produto Interno Bruto - Brasil*, Série Relatórios Metodológicos volume 9, Departamento de Contas Nacionais, Rio de Janeiro.

IBGE (2004) *Pesquisa Mensal do Comércio*, 3ª ed. Série Relatórios Metodológicos volume 15, Coordenação de Serviços e Comércio, Rio de Janeiro.

IBGE (2008) *Contas Nacionais Trimestrais*, Série Relatórios Metodológicos nº 28, Coordenação de Contas Nacionais, Rio de Janeiro.

IBGE (2008) *Contas Regionais do Brasil*, Série Relatórios Metodológicos nº 37, Coordenação de Contas Nacionais, Rio de Janeiro.

IBGE (2008) *Contas Regionais do Brasil 2003-2006*, série Contas Nacionais, nº 25 Coordenação de Contas Nacionais, Rio de Janeiro.

LITTERMAN, R.B. (1983). A random walk, Markov model for the distribution of time series. *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 1, n. 2, p. 169-173.

MARAVALL, A. (2005) *Brief Description of the Programs* (Tramo e Seats). (http://www.bde.es/servicio/software/tramo/summprogs.pdf)

QUILIS, E. M. (2009). A Matlab Library of Temporal Disaggregation and Interpolation Methods: Summary. (Texto para Discussão do Departamento de Pesquisa Macroeconômica do Ministério da Economia e Finanças da Espanha, que acompanha a versão de junho de 2009 da biblioteca de arquivos de desagregação e interpolação temporal do programa MatLab elaborada pelo autor).

UNITED NATIONS (1993) *System of National Accounts*. Web version (http://unstats.un.org/unsd/sna1993/introduction.asp)

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

ANEXO I

Exemplo de benchmarking

No caso do indicador do PIB trimestral do ES e no período aqui considerado, constatou-se que o resultado obtido pelo método da distribuição proporcional simples aproxima-se daquele obtido pelo método de Denton[21], como se pode ver na Tabela A1. Mas essa é uma especificidade desta amostra; o mais recomendado é o método de Denton. Os dois métodos obtem a taxa de crescimento média desejada (a aferida pelas Contas Regionais Anuais), mas a Tabela A1 permite observar que:

- nos trimestres segundo, terceiro e quarto de cada ano, a variação percentual sobre o trimestre imediatamente anterior (a série não é dessazonalizada) obtida com a distribuição proporcional simples é igual à do indicador original antes do *benchmarking*, mas diferente no primeiro trimestre;

- a variação percentual da série obtida com o método de Denton, em geral, difere daquela do indicador original, não apenas no primeiro trimestre, mas a diferença é distribuída por todos os trimestres, não ficando concentrada apenas no primeiro, o que é o objetivo do método de Denton.

Tabela A1 - Indicador do PIB Trimestral do ES (Var % sobre trim. imediatamente anterior)

Benchmarking - comparação entre resultados obtidos com dois métodos: Denton e distribuição proporcional simples			
	Denton	Distribuição proporcional simples	Indicador original
2004.2	17,0	16,9	16,9
2004.3	- 7,1	- 7,0	- 7,0
2004.4	- 1,0	- 0,8	- 0,8
2005.1	- 3,0	- 3,5	- 2,6
2005.2	16,4	16,7	16,7
2005.3	- 6,6	- 6,4	- 6,4
2005.4	- 0,8	- 0,8	- 0,8

Fonte: IBGE.
Elaboração dos autores.

[21] Para o *benchmarking* pelo método de Denton foi utlizada a biblioteca de rotinas do programa Matlab (da MathWorks, Inc.) desenvolvidas por QUILIS, E. M. (2009).

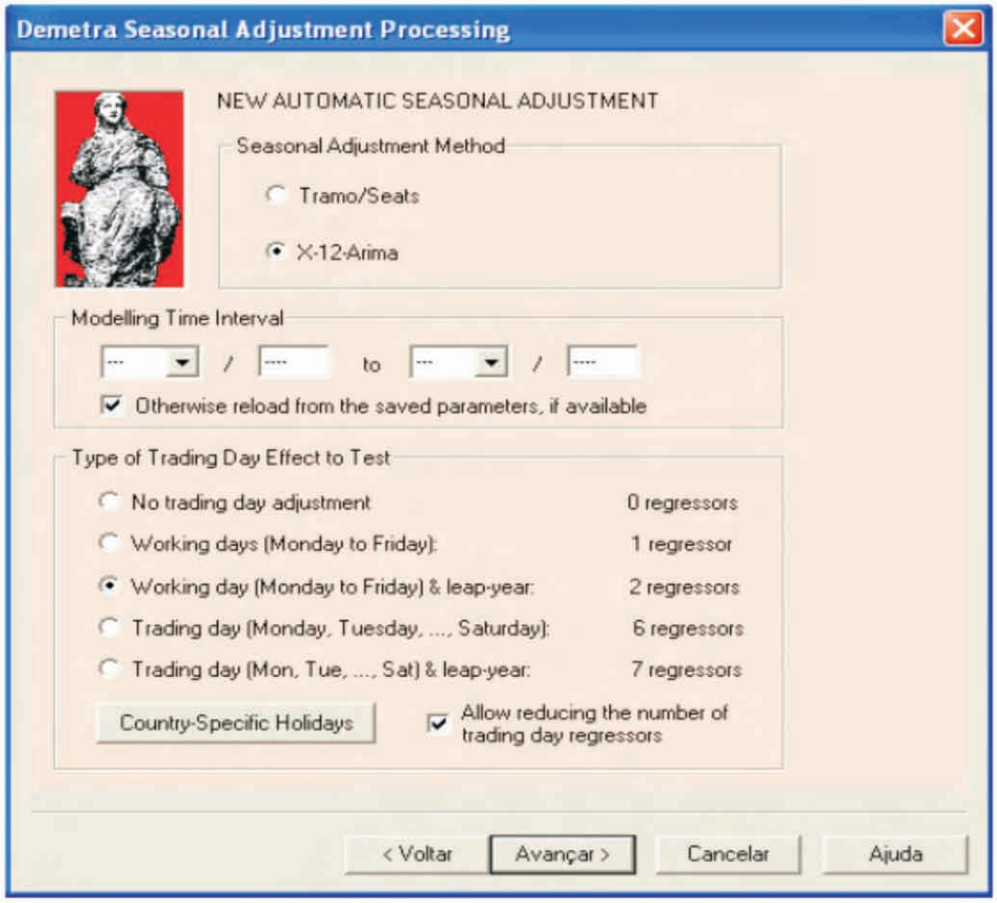
Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

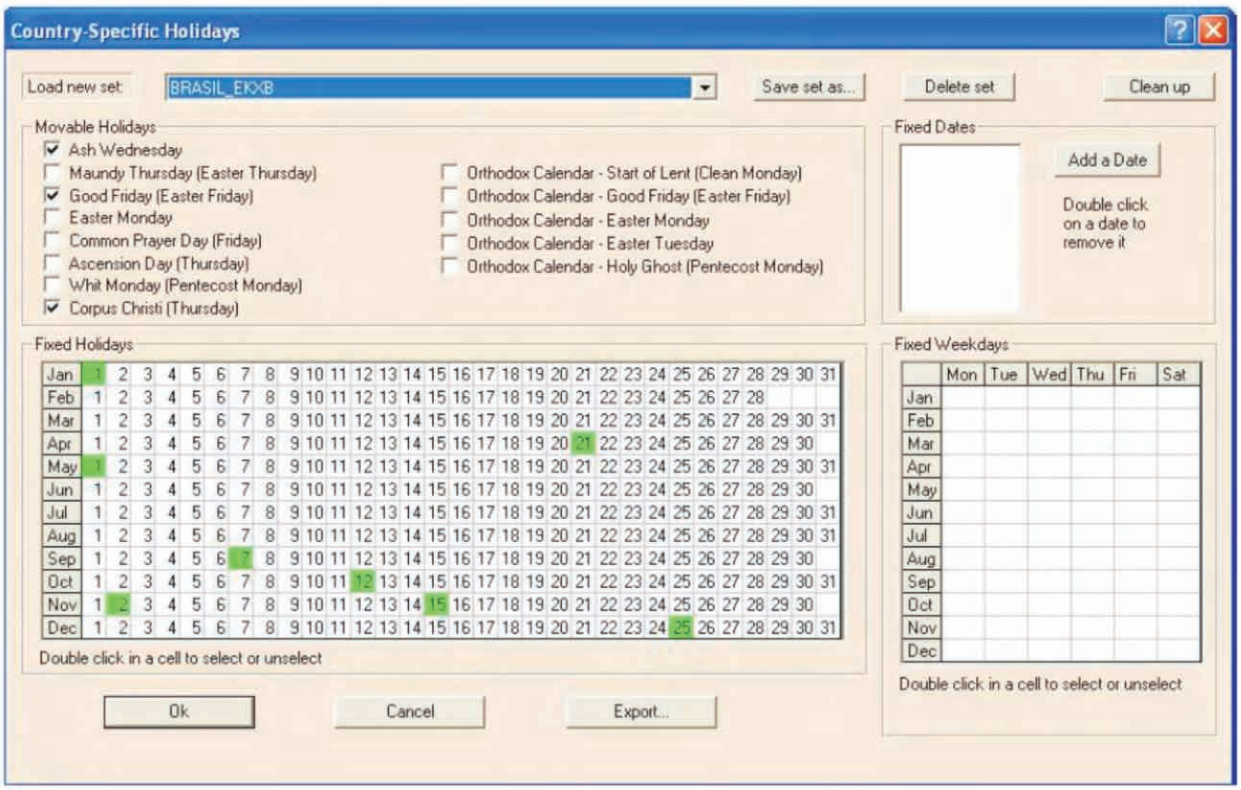
ANEXO II

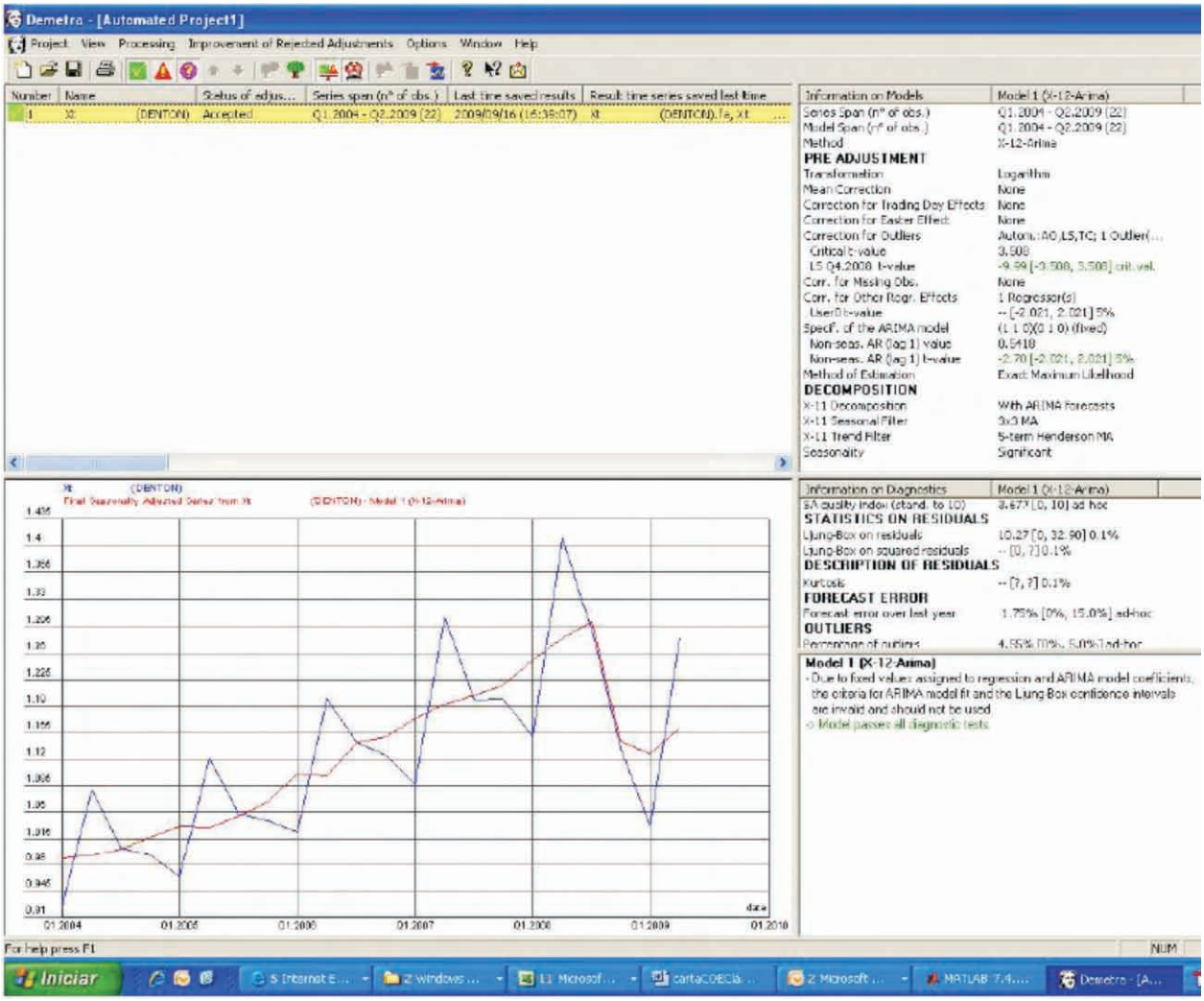
Telas do Demetra – X-12 ARIMA (dessazonalização)

Para a geração da série dessazonalizada pelo método X-12 ARIMA foi utilizado o programa Demetra 2.2, desenvolvido para a Eurostat principalmente por Jens Dossé e Servais Hoffmann. O programa é de livre uso e está disponível em http://circa.europa.eu/Public/irc/dsis/eurosam/library?l=/software/demetra_software&vm=detailed&sb=Title .

Foi utilizado o módulo automático e suas configurações padrão. A cópia de tela abaixo mostra a opção por considerar diferenciação entre dias úteis e fim-de-semana. A seguinte mostra os feriados considerados, sendo que este quadro foi montado para este fim, já que o Demetra não traz feriados brasileiros. A última tela mostra a saída com informações sobre o modelo e os testes de diagnóstico.




Country-Specific Holidays
Load new set:
BRASIL_EKXB
Save set as...
Delete set
Clean up
Movable Holidays
Ash Wednesday
Maundy Thursday (Easter Thursday)
Good Friday (Easter Friday)
Easter Monday
Common Prayer Day (Friday)
Ascension Day (Thursday)
Whit Monday (Pentecost Monday)
Corpus Christi (Thursday)
Orthodox Calendar - Start of Lent (Clean Monday)
Orthodox Calendar - Good Friday (Easter Friday)
Orthodox Calendar - Easter Monday
Orthodox Calendar - Easter Tuesday
Orthodox Calendar - Holy Ghost (Pentecost Monday)
Fixed Dates
Add a Date
Double click on a date to remove it
Fixed Holidays
Double click in a cell to select or unselect
Fixed Weekdays
Mon Tue Wed Thu Fri Sat
Double click in a cell to select or unselect
Ok
Cancel
Export...



Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

Revisão
Jessica Siqueira Rangel
João Vitor André
Matheus Albergaria de Magalhães
Vanessa de Lima Avanci

Editoração
João Vitor André

Capa
Lastênio João Scopel

Bibliotecária
Andreza Ferrreira Tovar

05

5

Nota Técnica nº08

Estimativas de Grau de Abertura para a Economia do Espírito Santo

GOVERNO DO ESTADO DO ESPÍRITO SANTO
SECRETARIA DE ESTADO DE ECONOMIA E PLANEJAMENTO - SEP
INSTITUTO JONES DOS SANTOS NEVES - IJSN

NOTA TÉCNICA 08

ESTIMATIVAS DE GRAU DE ABERTURA PARA A ECONOMIA DO ESPÍRITO SANTO

Matheus Albergaria de Magalhães
Economista,
Coordenador de Estudos Econômicos
do Instituto Jones dos Santos Neves,
Rede de Estudos Macroeconômicos (MACRO)

Victor Nunes Toscano
Economista,
Coordenador de Conjuntura e Comércio Exterior
do Instituto Jones dos Santos Neves,
Rede de Estudos Macroeconômicos (MACRO)

Vitória I 2009

Instituto Jones dos Santos Neves
Estimativas de grau de abertura para a economia do Espírito Santo. Vitória, ES, 2009.

20p., il. tab. (Nota técnica, 08)

1.Economia. 2.Comércio Exterior. 3.Espírito Santo(Estado). I.Magalhães, Matheus Albergaria. II.Toscano, Victor Nunes. III.Título. IV.Série

Sumário

Apresentação 4

1. Introdução 5

2. Base de Dados 7

3. Resultados 8

3.1. Análise Descritiva 8

3.2. Decomposição do Crescimento 14

3.3. Testes de Granger-Causalidade 16

4. Conclusões 17

5. Referências Bibliográficas 18

Apêndice A - Participação Relativa de Exportações e Importações no PIB do Espírito Santo (Estimativas Trimestrais) 19

Apêndice B - Estimativas Anuais 20

APRESENTAÇÃO

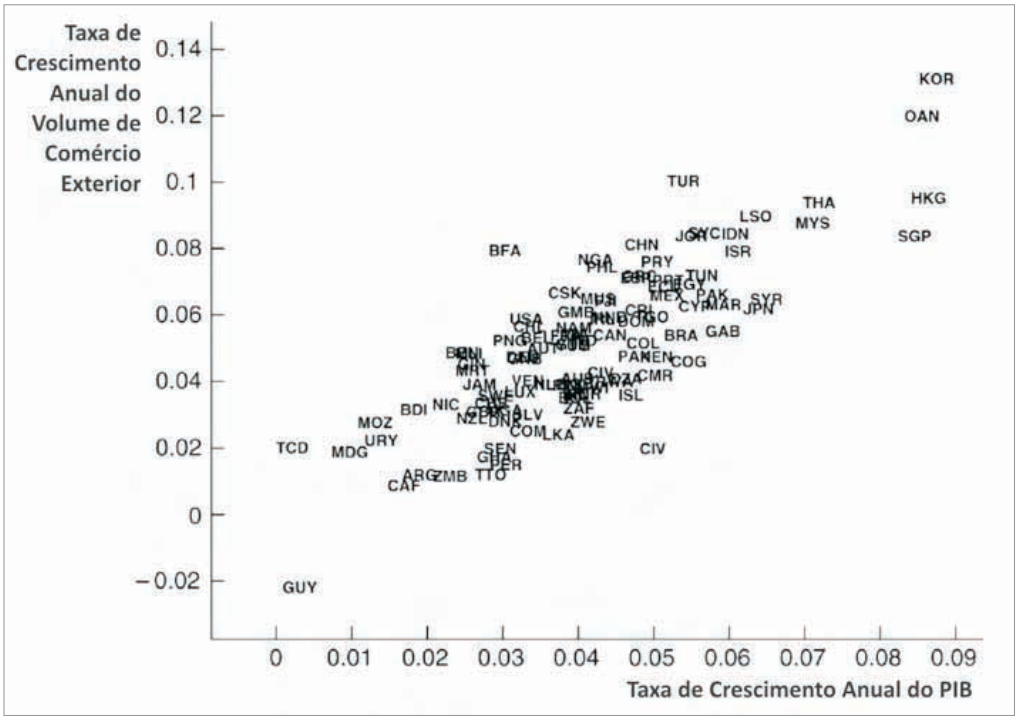
O objetivo deste trabalho é apresentar estimativas preliminares de grau de abertura da economia do estado do Espírito Santo. Para tanto, faz-se uso de estimativas de PIB trimestral nominal, disponibilizadas recentemente para o Estado, ao longo do período 2004:01/2009:02 (dados trimestrais). Os resultados obtidos demonstram que, ao longo desse período, cinco padrões empíricos básicos podem ser identificados: (i)o grau de abertura estimado para o Estado equivale, em média, a cerca de 49%; (ii) as exportações apresentam uma maior participação relativa no comércio exterior do Estado, em comparação às importações; (iii) a economia estadual é, em média, cerca de duas vezes mais aberta ao comércio exterior, em comparação ao País; (iv) vem ocorrendo, no período anterior à crise de 2007-2008, um aumento do grau de abertura do Estado e do País, com esse aumento sendo maior no caso estadual do que no caso nacional; (v) existe um padrão de precedência temporal entre grau de abertura e produção agregada, com a primeira variável tendendo a preceder a segunda. Esses resultados são importantes no sentido de auxiliar na compreensão da inserção do Estado no cenário internacional da atualidade, bem como na formulação de políticas econômicas voltadas para o crescimento de longo prazo.

1. INTRODUÇÃO

Um dos fatos estilizados do crescimento econômico diz que economias mais abertas ao comércio exterior tendem a crescer mais, em média (Jones 2000, p. 12). A figura 1 abaixo expõe um diagrama de dispersão relacionando uma medida de abertura (taxa de crescimento do volume de comércio exterior) e uma medida de crescimento agregado (taxa de crescimento do PIB) para diversos países, ao longo de um período de 30 anos (1960/1990). De acordo com essa figura, é possível notar a existência de uma relação empírica positiva entre abertura e crescimento no longo prazo.

Especificamente, a abertura ao comércio exterior, ao expor as firmas locais à competição externa, acaba por incentivar a inovação de bens e serviços, ao mesmo tempo em que tende a baratear os preços desses bens. Assim, compreender a dinâmica de uma economia aberta constitui um importante desafio a economistas, empresários, consumidores e formuladores de políticas públicas, em geral.

Figura 1 - Diagrama de Dispersão: Comércio Exterior x PIB
Países Selecionados, 1960/1990



Fonte: Jones (2000, cap.1).

O objetivo do presente trabalho é apresentar estimativas do grau de abertura da economia do estado do Espírito Santo, referentes ao período 2004:01/2009:02 (dados trimestrais). Para tanto, será feito uso de estimativas de um indicador de Produto Interno Bruto (PIB) trimestral, divulgado recentemente a partir de um convênio entre o Instituto Jones dos Santos Neves (IJSN) e o Instituto de Estudos do Trabalho e Sociedade (IETS)[1].

Uma vez que as estimativas de grau de abertura aqui descritas estão condicionadas às estimativas do indicador trimestral de PIB estadual, é de se esperar que possíveis vieses nessas últimas acabem por afetar as primeiras. Por conta disso, vale a ressalva de que as estimativas contidas neste trabalho possuem caráter preliminar, estando sujeitas a modificações, na medida em que sejam feitas alterações no indicador supracitado. Ainda assim, espera-se que essas estimativas possam apontar relevantes direções de movimento relacionadas ao comércio exterior estadual.

O trabalho está dividido da seguinte maneira: na segunda seção são apresentadas as principais fontes de dados utilizadas no trabalho, enquanto que na terceira seção são apresentados os resultados empíricos relacionados às estimativas de grau de abertura para o Estado, com ênfase na comparação com o caso nacional. Finalmente, a quarta seção apresenta as conclusões do trabalho.

[1] Ver, a esse respeito, Bonelli, Bastos e Abreu (2009).

2. BASE DE DADOS

Para o cálculo dos indicadores analisados neste trabalho foram utilizados dados de PIB trimestral e de fluxo de comércio exterior, com todas as variáveis estando relacionadas aos contextos nacional e estadual.

As estatísticas de comércio exterior, equivalentes a valores exportados e importados (em níveis nacional e estadual) foram coletadas através do sistema *AliceWeb*, que compila informações divulgadas pela Secretaria de Comércio Exterior (SECEX), órgão filiado ao Ministério de Desenvolvimento, Indústria e Comércio (MDIC). Como esses valores foram disponibilizados originalmente em dólares, foi necessária a conversão desses dados para a moeda nacional, a fim de compatibilizar os dados de comércio exterior com os indicadores de PIB trimestral brasileiro e espírito santense. Para esse procedimento, utilizou-se a taxa de câmbio nominal (dólar/real), coletada a partir do banco de dados do Banco Central do Brasil.

As medidas de PIB trimestral, por sua vez, são provenientes de duas fontes distintas: para o estado do Espírito Santo, utilizou-se a série divulgada recentemente pelo IJSN, enquanto que para o caso nacional utilizou-se a série de PIB trimestral divulgada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Ambas as séries cobrem o período compreendido entre o primeiro trimestre de 2004 e o segundo trimestre de 2009.

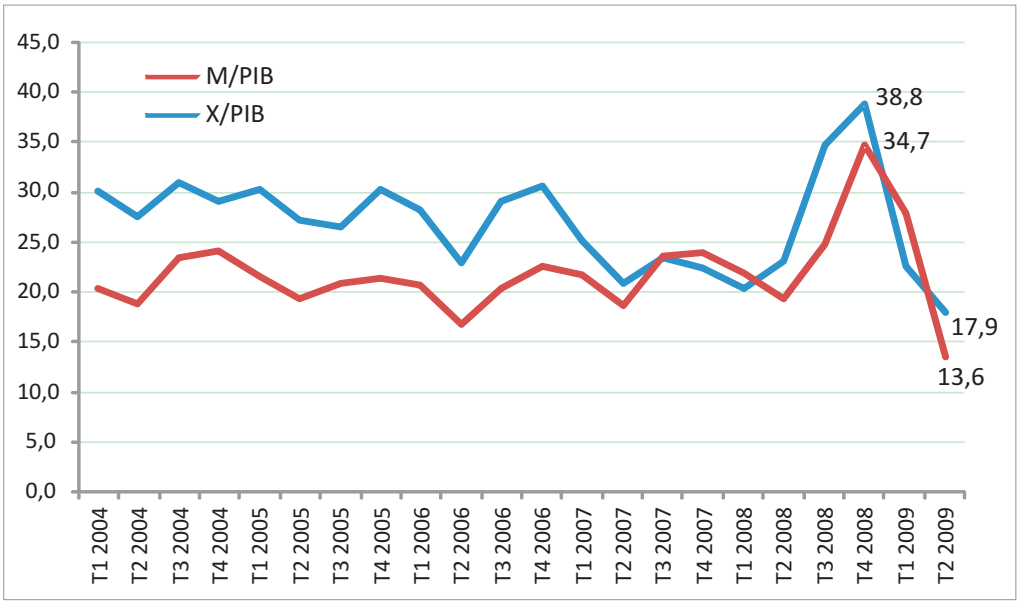
A partir dos dados supracitados serão construídas estimativas do grau de abertura do Estado e do País, assim como será feita uma análise dos padrões empíricos inerentes a cada uma das unidades consideradas.

3. RESULTADOS

3.1. Análise Descritiva

O gráfico 1 apresenta a evolução temporal das participações relativas das exportações e importações no PIB do estado do Espírito Santo, ao longo do período 2004:01/2009:02 (dados trimestrais).

Gráfico 1 - Participação (%) das Exportações (X) e Importações (M) no PIB do Espírito Santo, 2004:01/2009:02 (dados trimestrais)



Fonte: Rede de Estudos Macroeconômicos (MACRO)/CEE – IJSN.

De acordo com o gráfico acima, pode-se notar que, ao longo da maior parte do período amostral analisado, as exportações apresentaram uma participação relativa superior às importações, havendo poucas interrupções nesse padrão. Em termos gerais, esses resultados demonstram a maior importância das exportações *vis-à-vis* às importações no Estado.

Em particular, apesar de ocorrer uma tendência decrescente das exportações até o primeiro trimestre de 2008, passa a ocorrer um aumento tanto nas exportações quanto nas importações a partir desse período, seguindo-se um padrão de queda acentuada a partir do último trimestre de 2008, um provável reflexo da crise financeira mundial de 2007/2008.

Observa-se também que, em apenas três ocasiões, a participação relativa das importações superou a participação relativa das exportações: no primeiro e no segundo trimestres de 2008, assim como no primeiro trimestre de 2009. No caso, destaca-se o volume de importações ocorrido no primeiro trimestre de 2009, quando a diferença em relação às exportações superou

5 pontos percentuais[2]. Em termos gerais, é possível notar um padrão de evolução simultânea do fluxo de exportações e importações. Ou seja, o aumento do volume de comércio exterior no estado do Espírito Santo tem ocorrido, nos últimos trimestres, de maneira razoavelmente equilibrada, em termos de saldo da balança comercial.

As estatísticas descritivas apresentadas na tabela 1 abaixo permitem uma visão sumária das variáveis descritas no gráfico acima. Essa tabela apresenta a média, a mediana, o desvio-padrão e os valores máximo e mínimo de cada uma das estimativas apresentadas ao longo do período amostral considerado. De acordo com os resultados obtidos, é possível notar, a partir dos valores semelhantes no caso da média e da mediana, que, em relação às exportações, sua participação na economia do Espírito Santo esteve em torno de 27%, ao passo que a participação relativa das importações esteve em torno de 22%.

Tabela 1 - Estatísticas Descritivas das Medidas de Comércio Exterior no Espírito Santo 2004:01/2009:02

Estatística	X/PIB (1)	M/PIB (2)	(1)/(2)
Média	26,9	21,9	1,23
Mediana	27,3	21,5	1,27
Desvio Padrão	5	4,1	1,21
Máximo	38,8	34,7	1,12
Mínimo	17,9	13,6	1,32

Fonte: Rede de Estudos Macroeconômicos (MACRO)/CEE – IJSN.

No período compreendido entre o segundo e o quarto trimestres de 2008, ocorreu um nítido aumento tanto nas participações relativas das exportações quanto das importações, com as primeiras alcançando um valor de 38,8% no quarto trimestre de 2008, ao passo que as segundas alcançaram um valor de 34,7%, os maiores valores registrados no período em análise. Os valores mínimos, por sua vez, ocorreram no segundo trimestre de 2009, para ambas as medidas analisadas, com as exportações registrando uma participação relativa de 17,9%, ao passo que as importações registraram uma participação relativa de 13,6%. Adicionalmente, deve-se destacar que todas as estatísticas reportadas apresentam valores superiores no caso das exportações, em comparação às importações, fato destacado na terceira coluna da tabela acima. Em particular, vale notar que as exportações estaduais são ligeiramente mais voláteis do que as importações.

[2] O Apêndice A do presente trabalho apresenta estimativas trimestrais das participações relativas das exportações e importações do Estado.

Por sua vez, o grau (coeficiente) de abertura de uma economia pode ser definido a partir de seguinte expressão, envolvendo medidas de exportações, importações e PIB:

$$\text{Grau de Abertura} = \left(\frac{X + M}{Y}\right) \quad (1),$$

onde *X* denota o valor das exportações, *M* denota o valor das importações e o termo *Y* equivale a uma medida trimestral de PIB, com todas as variáveis estando expressas em valores nominais. Ou seja, o grau de abertura de uma economia pode ser definido como a razão entre a corrente de comércio (exportações mais importações) e o PIB.

De acordo com dados disponibilizados pela Organização das Nações Unidas (ONU), o Brasil ainda possui um grau de abertura baixo se comparado a outros países emergentes, como China, Chile e Índia, por exemplo. A tabela 2 abaixo contém estimativas de coeficientes de abertura para 10 países selecionados, no ano de 2006 (último ano para o qual se tem dados disponíveis). A título de comparação, a tabela também expõe o grau de abertura do estado do Espírito Santo (estimativa média para o período 2004/2006)[3].

Tabela 2 - Grau de Abertura para Países Selecionados

Países	%
Alemanha	71%
China	65%
Chile	64%
Itália	46%
França	45%
Inglaterra	45%
Austrália	34%
Índia	33%
Japão	27%
Brasil	21%
Espírito Santo	**48%**

Fontes: ONU e Rede de Estudos Macroeconômicos (MACRO)/CEE – IJSN.

De acordo com os resultados expostos, dentre todos os países considerados na tabela, o Brasil aparece em 10º lugar, com um grau de abertura de 21%. Ou seja, a cada US$ 100 produzidos no País, apenas US$ 20 são voltados para o comércio exterior.

[3] A título de comparação, vale citar que a estimativa do grau de abertura do Espírito Santo para o ano de 2006 é praticamente a mesma que aquela reportada na tabela acima, equivalendo a 47,8%.

Em comparação com os dados da ONU, as estimativas de grau de abertura para o Espírito Santo equivalem, em média, a 48%: a cada US$ 100 produzidos no Estado, quase US$ 50 (metade) são destinados ao comércio exterior. Por outro lado, vale ressaltar que se o Espírito Santo fosse um dos países contidos na tabela, ele ocuparia a 4ª posição nesse *ranking*, apresentando um grau de abertura superior a países tidos como importantes *players* internacionais, conforme é o caso de Índia e Japão, por exemplo.

A tabela 3 apresenta estimativas do coeficiente de abertura para o Brasil e o Espírito Santo, para cada trimestre compreendido entre os anos de 2004 e 2009, assim como as estatísticas descritivas correspondentes[4].

Tabela 3 - Estimativas do Coeficiente de Abertura para o Brasil e Espírito Santo, 2004:01/2009:02 (dados trimestrais)

Período	BR (1)	ES (2)	(2)/(1)
2004 T1	25,3	50,5	2
2004 T2	29,9	46,3	1,55
2004 T3	32,6	54,3	1,67
2004 T4	28	53,2	1,9
2005 T1	26	51,9	1,99
2005 T2	26,8	46,4	1,73
2005 T3	28,5	47,3	1,66
2005 T4	24,9	51,6	2,08
2006 T1	23,5	48,9	2,08
2006 T2	23,8	39,7	1,67
2006 T3	28,6	49,4	1,73
2006 T4	24,8	53,2	2,14
2007 T1	23,5	46,8	1,99
2007 T2	23,9	39,4	1,65
2007 T3	25,2	47,1	1,87
2007 T4	22,8	46,3	2,03
2008 T1	20,1	42,3	2,1
2008 T2	23,4	42,3	1,81
2008 T3	27,2	59,6	2,19
2008 T4	28,6	73,5	2,57
2009 T1	21,2	50,5	2,39
2009 T2	21,1	31,5	1,5
Média	25,4	48,7	**1,92**
Mediana	25	48,1	**1,92**
Desvio Padrão	3,1	8,2	**2,63**
Máximo	32,6	73,5	**2,26**
Mínimo	20,1	31,5	**1,56**

Fonte: Rede de Estudos Macroeconômicos (MACRO)/CEE – IJSN.

[4] O Apêndice B apresenta estimativas anuais das participações relativas de exportações e importações, assim como do coeficiente de abertura do Estado. Vale notar que, mesmo nesse caso, os resultados básicos da presente análise não são significativamente alterados.

A partir dos resultados reportados acima, é possível notar que as estimativas referentes ao Estado encontram-se, em sua totalidade, acima das estimativas relacionadas ao País. Por exemplo, o maior valor reportado para o caso brasileiro (32,6 em 2004:03) é ligeiramente superior ao menor valor reportado para o caso espírito santense (31,5 em 2009:02). Também vale notar que o menor valor reportado para o grau de abertura da economia do Estado equivale a uma magnitude comparável ao grau de abertura da Índia (33%), por exemplo. Esses resultados confirmam o alto grau de abertura da economia estadual em termos relativos, assim como sua conseqüente dependência em relação ao comércio exterior. Por outro lado, o maior valor reportado para esse coeficiente equivale a 73,5%, ocorrido em 2008:04: durante esse período, a cada US$ 100 produzidos no Estado, cerca de US$ 74 (3/4, aproximadamente) eram destinados ao comércio exterior.

Os resultados descritos na terceira coluna da tabela acima confirmam os padrões descritos no parágrafo anterior. No caso dessa coluna, optou-se por dividir os valores da segunda coluna pelos valores da primeira coluna, como forma de se obter magnitudes referentes às diferenças existentes entre o estado do Espírito Santo e o Brasil.

Em particular, a partir desses resultados, nota-se que os valores reportados para a economia estadual são nitidamente superiores em relação ao caso nacional: o valor mínimo reportado para essa coluna é 1,56, ao passo que o valor máximo é 2,26. Isto equivale a dizer que a economia espírito santense apresentou, ao longo do período amostral considerado, um coeficiente de abertura que foi, no mínimo, 1,56 vezes superior à estatística referente ao caso nacional, chegando a alcançar, no máximo, um valor mais de duas vezes superior, em um dado trimestre.

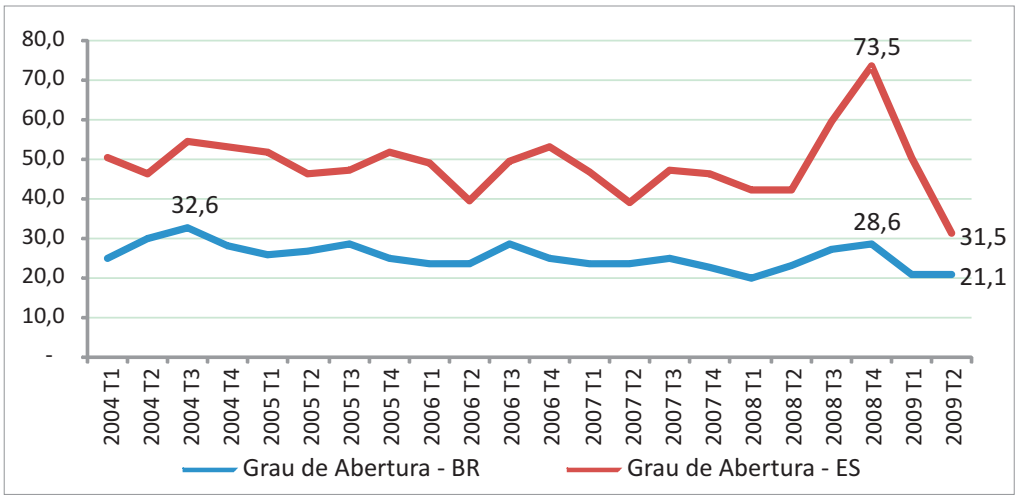
Em termos de média e mediana, os valores obtidos foram os mesmos (1,92). Isto equivale a dizer que, em média, o grau de abertura do estado do Espírito Santo equivale a quase duas vezes o grau de abertura do Brasil, confirmando a maior exposição relativa do Estado ao comércio exterior.

Em termos de volatilidade, medida a partir do desvio-padrão, nota-se que o coeficiente de abertura da economia estadual é quase três vezes (2,63) mais volátil do que o coeficiente relacionado à economia nacional. Em particular, o desvio-padrão da série estadual é 8,2%, ao passo que a estatística para o caso nacional é 3,1%.

O gráfico 2 apresenta a evolução trimestral do grau de abertura para o Espírito Santo e para o Brasil. É importante notar a disparidade entre as medidas calculadas para o caso estadual e nacional. Ao longo de todo o período amostral considerado, a série histórica correspondente ao grau de abertura do Estado permanece acima da série correspondente ao caso nacional.

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

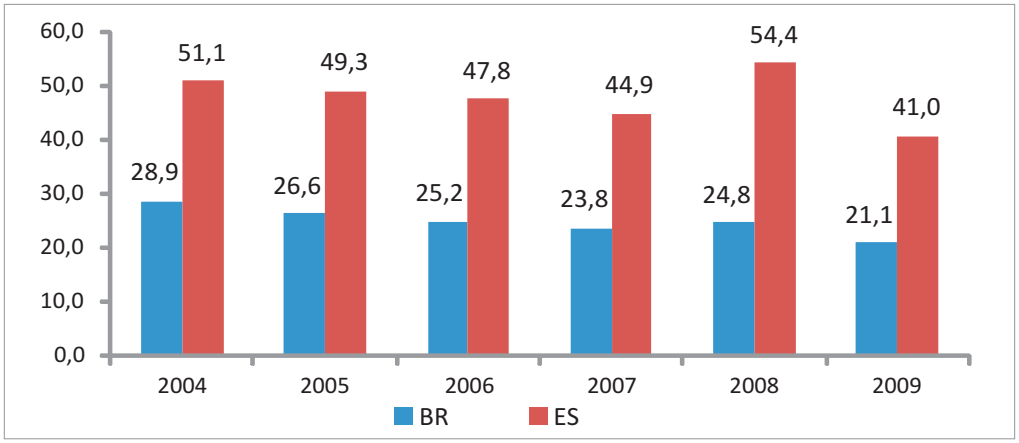
Gráfico 2 - Evolução do Grau de Abertura Comercial - Brasil e Espírito Santo
Variação (%) do PIB – 2004:01/2009:02 (dados trimestrais)



Fonte: Rede de Estudos Macroeconômicos (MACRO)/CEE – IJSN.

Os valores anuais, cuja evolução é descrita no gráfico 3 abaixo, também demonstram a ocorrência de uma maior abertura do Estado em comparação ao País. Adicionalmente, pode-se notar uma queda do grau de abertura do Estado, que passou de 54,4% em 2008 para 41%, em 2009 (dados disponíveis até o segundo trimestre de 2009). Movimento similar aconteceu no caso nacional, que decresceu de 24,8% em 2008 para 21,1%, ao final do segundo trimestre de 2009.

Gráfico 3 - Grau de Abertura - Brasil e Espírito Santo
2004/2009 (dados anuais)



Fonte: Rede de Estudos Macroeconômicos (MACRO)/CEE – IJSN.

Por outro lado, os resultados reportados acima demonstram que a estimativa média/mediana do grau de abertura do Estado apresenta-se como um valor inferior à estimativa contida no estudo de Souza (2003), referente ao período 1991/2000 e que considerava o Espírito Santo

como o estado brasileiro com maior grau de abertura no País. Especificamente, no caso desse estudo, o Estado aparece com um grau de abertura correspondente a 60,8%. Essa diferença de resultados pode estar ocorrendo devido a três fatores, pelo menos.

Primeiro, devido a diferenças no período amostral analisado e nas fontes de dados utilizadas na construção das estimativas, o que pode gerar pequenos erros em termos individuais, mas que acabam sendo convertidos em erros significativos, em termos agregados.

Segundo, conforme citado anteriormente, devido a possíveis distorções nas estimativas trimestrais do PIB utilizadas neste trabalho, as estimativas de grau de abertura podem vir a carregar tais vieses. Infelizmente, a magnitude desses possíveis vieses só poderá ser explorada de maneira mais detalhada com o passar do tempo, à medida em que forem divulgados dados oficiais de PIB, que possam ser confrontados com as estimativas utilizadas no presente trabalho.

Terceiro, as estimativas aqui descritas não consideram exportações e importações de serviços, uma parcela importante do comércio exterior de um estado e/ou país. A não inclusão desse item pode acabar viesando para baixo as estimativas aqui descritas. Vale a ressalva de que a mensuração desse item é uma tarefa extremamente ambiciosa e difícil, não se tendo notícia até o momento de estudos que façam esse tipo de inclusão no caso de exportações e importações (nacionais ou estaduais).

3.2. Decomposição do Crescimento

Uma questão interessante a ser respondida no presente contexto é a seguinte: qual é a contribuição, em termos de taxas de crescimento, das variáveis referentes ao comércio exterior e do PIB para o grau de abertura da economia? A resposta pode ser obtida a partir de um exercício de decomposição logarítmica das taxas de crescimento dessas variáveis, uma vez que o grau de abertura de uma economia é obtido a partir da razão entre a corrente de comércio *(X + M)* e o PIB nominal *(Y)*.

Uma vez que o grau de abertura é definido a partir da fórmula citada acima:

$$G.A.(t) = \left(\frac{X(t) + M(t)}{Y(t)} \right) \quad (2),$$

pode-se aplicar logaritmos naturais aos dois lados da equação acima[5]:

$$\log (G.A.) = \log (X + M) - \log (Y) \quad (3),$$

[5] No caso da expressão (2), supõe-se que todas as variáveis que compõem essa fórmula variam no tempo. No caso, o termo *t* denota tempo. Na exposição que segue, esse termo será suprimido das fórmulas apenas no intuito de simplificar a notação empregada.

Derivando-se cada lado dessa última expressão em relação ao tempo, pode-se obter as respectivas taxas de crescimento de cada uma das variáveis em questão:

$$\frac{d \log (G.A.)}{G.A.} = \frac{d \log (X+M)}{(X+M)} - \frac{d \log (Y)}{Y} \quad (4),$$

Ou seja, a taxa de crescimento do grau de abertura da economia pode se decomposta nas taxas de crescimento da corrente de comércio *(X + M)* e do PIB nominal *(Y)*, equivalendo à diferença entre essas duas taxas. A tabela 4 abaixo apresenta resultados desse exercício de decomposição logarítmica de taxas de crescimento das variáveis citadas ao longo do período 2004:01/2008:02 (período anterior à crise recente).

Tabela 4 - Resultados do Exercício de Decomposição Logarítmica do Crescimento 2004:01/2008:02 (dados trimestrais)

	ES	BR
Corrente de Comércio (X+M)	87%	64%
PIB nominal (Y)	49%	51%
Grau de Abertura (G.A.)	**37%**	**6%**

Fonte: Rede de Estudos Macroeconômicos (MACRO)/CEE – IJSN.

Os resultados do exercício empírico supracitado demonstram que, ao longo do período 2004:01/2008:02, o grau de abertura do Espírito Santo cresceu +37%, ao passo que, durante esse mesmo período, o grau de abertura do Brasil cresceu +6%, apenas. Ou seja, durante o período considerado, o Estado apresentou, em termos de abertura ao comércio exterior, um desempenho cerca de seis vezes superior em relação ao País.

Adicionalmente, é possível notar que esse bom desempenho relativo do Estado ocorreu principalmente devido à evolução de sua corrente de comércio em relação à evolução de seu PIB nominal. Ao longo do período considerado, a corrente de comércio do Estado cresceu +87%, ao passo que o indicador de PIB trimestral estadual cresceu apenas +49%, o que resultou na diferença de +37%, equivalente à taxa de crescimento do grau de abertura. Por outro lado, no caso brasileiro, a corrente de comércio e o PIB nominal cresceram +64% e +51%, respectivamente, com a taxa de crescimento do grau de abertura ficando em +6%. Estes resultados demonstram que, no período anterior à crise de 2007-2008, a exposição do Estado ao comércio exterior vinha aumentando consideravelmente, em uma proporção nitidamente superior à exposição do País[6].

[6] Vale a ressalva de que quando se considera o período 2004:01/2009:02, que engloba os efeitos adversos da crise de 2007-2008, tem-se um resultado onde o Estado apresentou uma redução de -47% em seu grau de abertura, com o País apresentando uma redução menor, de -18%, apenas. Esse resultado provavelmente decorre da contração pronunciada sofrida tanto pelas exportações quanto pelas importações estaduais a partir de 2008:04, com esse padrão contracionista tendo sido mais intenso no caso estadual do que no caso nacional. A título de exemplo, ao longo do período supracitado, a corrente de comércio estadual cresceu apenas +17%, ao passo que a corrente nacional cresceu duas vezes mais (+34%).

3.3. Testes de Granger-Causalidade

Outra questão interessante a ser respondida no presente contexto é a seguinte: existe algum padrão de precedência temporal entre grau de abertura e produção agregada? A resposta a esse questionamento pode ser obtida a partir da execução de testes de Granger-causalidade. Basicamente, esses testes equivalem a testes de hipótese do seguinte formato:

H_0 (hipótese nula): *a variável x não Granger-causa a variável y;*

H_A (hipótese alternativa): caso contrário.

Ou seja, testes de Granger-causalidade procuram analisar se ocorre um padrão de precedência temporal de uma variável em relação a outra, não implicando necessariamente em uma relação de causalidade entre as variáveis analisadas.

A tabela 6 apresenta os resultados dos testes de Granger-causalidade entre o grau de abertura comercial e o PIB trimestral do Estado. Neste caso, são reportados os "p-valores" associados à hipótese nula do teste de Granger-causalidade[7]. Adicionalmente, como forma de conferir maior robustez aos resultados, são considerados distintos valores para as defasagens empregadas nos testes realizados (1 a 6 defasagens).

Tabela 6 - Teste de Granger-Causalidade entre PIB e Grau de Abertura Espírito Santo, 2004:01/2009:02 (dados trimestrais)

Hipótese nula:	Defasagens					
	1	2	3	4	5	6
PIB não Granger-causa **Grau de Abertura**	0,005***	0,358	0,383	0,38	0,972	0,583
Grau de Abertura não Granger-causa **PIB**	0,001***	0,015**	0,003***	0,008***	0,042**	0,013**

Fonte: Rede de Estudos Macroeconômicos (MACRO)/CEE – IJSN.
Nota: Os termos (*), (**) e (***) denotam rejeição da hipótese nula do teste aos níveis de 10%, 5% e 1% de significância, respectivamente.

Os resultados reportados na tabela acima indicam um padrão de precedência temporal do grau de abertura estadual em relação ao PIB. Ou seja, a hipótese nula de que o grau de abertura não Granger-causa o PIB é rejeitada em todas as defasagens consideradas, enquanto que, no caso da hipótese contrária, não se rejeita a hipótese nula a partir de dois períodos de defasagem. Ou seja, no caso do Espírito Santo, a evolução de seu grau de abertura tende a preceder temporalmente o produto agregado.

[7] O termo "p-valor", também conhecido como "nível exato de significância", equivale ao mais baixo nível de significância ao qual a hipótese nula de um teste de hipótese pode ser rejeitada (Gujarati 2000, p.794).

4. CONCLUSÕES

O presente trabalho propôs-se a apresentar estimativas iniciais do grau de abertura da economia do Espírito Santo. Para tanto, foram utilizadas variáveis referentes ao comércio exterior estadual (valores de importações e exportações), assim como um indicador de PIB trimestral recentemente divulgado.

Em termos gerais, os principais resultados empíricos obtidos neste trabalho foram os seguintes:

(i) O grau de abertura estimado para a economia do Espírito Santo equivale, em média, a cerca de 49% (período 2004:01/2009:02). Em alguns períodos, essa variável apresentou valores inferiores, como 31,5%, em 2009:02, ao mesmo tempo em que apresentou valores superiores, como 73,5%, em 2008:04. Especificamente, o Estado possui um grau de abertura comparável a países desenvolvidos, como Itália, França e Inglaterra, por exemplo.

(ii) De acordo com os resultados obtidos, a economia estadual é, em média, cerca de duas vezes mais aberta ao comércio exterior, quando comparada à economia nacional.

(iii) As participações relativas das exportações e importações no PIB estiveram, em média, em cerca de 27% e 22%, respectivamente, fato que denota a maior importância relativa das exportações para a economia do Estado.

(iv) No período compreendido entre os anos de 2004 e 2008 (até o segundo trimestre do último ano), houve um aumento no grau de abertura do Estado e do País, com esse aumento sendo significativamente maior no caso estadual (+37%) do que no caso nacional (+6%).

(v) Existe um padrão de precedência temporal entre as variáveis grau de abertura e produto agregado, com a primeira tendendo a antecipar a segunda. Em particular, este resultado é robusto ao uso de distintos números de defasagens empregados em testes de Granger-causalidade.

Compreender a inserção externa de uma economia é um dos maiores desafios existentes na área de Economia Internacional hoje em dia. O presente trabalho pode ser visto como uma primeira tentativa de se calcular o grau de abertura da economia estadual, assim como sua evolução temporal ao longo do período compreendido entre os anos de 2004 e 2009. Espera-se que a partir deste esforço inicial, pesquisas futuras venham a complementar e aprimorar as estimativas aqui descritas, permitindo uma melhor compreensão da dinâmica inerente ao setor externo do estado do Espírito Santo.

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

5. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BONELLI, Regis; BASTOS, Estêvão K.X.; ABREU, Patricia C. Metodologia e sistema de cálculo do indicador do Produto Interno Bruto (PIB) em bases trimestrais para o estado do Espírito Santo. *Texto para Discussão n.07*, IJSN, out.2009.

GUJARATI, Damodar. *Econometria básica*. 3. ed. - São Paulo: Pearson Education do Brasil, 2000, 846 p.

JONES, Charles I. *Introdução à teoria do crescimento econômico*. 2. ed. - Rio de Janeiro: Campus, 2000,180 p.

SOUZA, Nali J. Abertura comercial e crescimento dos estados brasileiros, 1991/2000. *Teoria e Evidência Econômica*, v.11, n.21, p.41-61, nov.2003.

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

APÊNDICE A - PARTICIPAÇÃO RELATIVA DE EXPORTAÇÕES E IMPORTAÇÕES NO PIB DO ESPÍRITO SANTO (ESTIMATIVAS TRIMESTRAIS)

A tabela A1 abaixo apresenta estimativas referentes às participações das exportações e importações no PIB trimestral do Estado.

Tabela A1 - Participação relativa de exportações e importações em relação ao PIB - Espírito Santo, 2004:01/2009:02 (dados trimestrais)

Período	X/PIB	M/PIB
T1 2004	30,1	20,4
T2 2004	27,5	18,8
T3 2004	30,9	23,4
T4 2004	29,1	24,1
T1 2005	30,3	21,6
T2 2005	27,1	19,3
T3 2005	26,4	20,9
T4 2005	30,2	21,4
T1 2006	28,2	20,7
T2 2006	22,8	16,9
T3 2006	29,1	20,3
T4 2006	30,5	22,7
T1 2007	25,1	21,7
T2 2007	20,8	18,6
T3 2007	23,4	23,7
T4 2007	22,4	24,0
T1 2008	20,4	21,9
T2 2008	23,0	19,4
T3 2008	34,7	24,9
T4 2008	38,8	34,7
T1 2009	22,6	27,9
T2 2009	17,9	13,6

Fonte: Rede de Estudos Macroeconômicos (MACRO)/CEE – IJSN.

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

APÊNDICE B - ESTIMATIVAS ANUAIS

As tabelas B1 e B2 apresentam indicadores de participação relativa de exportações, importações e o grau de abertura para o estado do Espírito Santo e para o Brasil, em frequência anual.

Tabela B1 - Participação relativa de exportações e importações em relação ao PIB - Espírito Santo, 2004/2009 (dados anuais)

Ano	X/PIB	M/PIB
2004	29,4	21,7
2005	28,5	20,8
2006	27,7	20,2
2007	22,9	22,0
2008	29,2	25,2
2009	20,3	20,7

Fonte: Rede de Estudos Macroeconômicos (MACRO)/CEE – IJSN.

Tabela B2 - Coeficiente de Abertura Espírito Santo, 2004/2009 (dados anuais)

Ano	BR	ES
2004	28,9	51,1
2005	26,6	49,3
2006	25,2	47,8
2007	23,8	44,9
2008	24,8	54,4
2009	21,1	41,0

Fonte: Rede de Estudos Macroeconômicos (MACRO)/CEE – IJSN.

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

Editoração
João Vitor André

Bibliotecária
Andreza Ferrreira Tovar

05

6

Texto para Discussão nº09

Ciclos de Negócios no Espírito Santo

GOVERNO DO ESTADO DO ESPÍRITO SANTO
SECRETARIA DE ESTADO DE ECONOMIA E PLANEJAMENTO - SEP
INSTITUTO JONES DOS SANTOS NEVES - IJSN

TEXTO PARA DISCUSSÃO | 09

CICLOS DE NEGÓCIOS NO ESPÍRITO SANTO

Matheus Albergaria de Magalhães
Economista,
Coordenador de Estudos Econômicos
do Instituto Jones dos Santos Neves,
Rede de Estudos Macroeconômicos (MACRO)

Anna Paula Lage Ribeiro
Estagiária,
Coordenação de Estudos Econômicos
do Instituto Jones dos Santos Neves,
Rede de Estudos Macroeconômicos (MACRO)

Vitória I 2009

Instituto Jones dos Santos Neves
Ciclos de negócios no Espírito Santo. Vitória, ES, 2009.

36p. il. (Texto para discussão, 9)
ISBN 978-85-62509-13-1

1.Macroeconomia. 2.Ciclos de Negócios. 3.Década 90. 4.Espírito Santo (Estado). I.Título. II.Séries

Sumário

Apresentação 4

1. Introdução 5

2. Fatos Estilizados 8

3. Ciclos de Desenvolvimento no Estado 10

4. Base de Dados e Metodologia 12

5. Resultados 13

6. Conclusões 30

7. Referências Bibliográficas 32

Apêndice A: Variáveis Utilizadas na Análise 34

Apêndice B: Filtro Hodrick - Prescott 36

APRESENTAÇÃO*

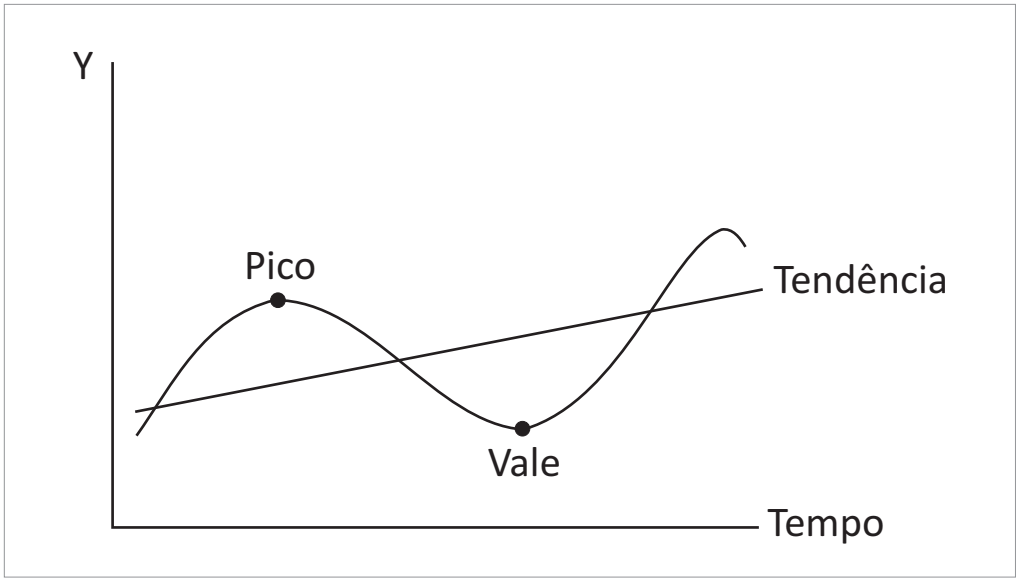
O objetivo deste trabalho é estudar as propriedades quantitativas dos ciclos de negócios ocorridos no estado do Espírito Santo desde a década de 90. Para tanto, faz-se uso da metodologia comum a estudos de ciclos de negócios, com ênfase na análise da volatilidade das variáveis estudadas, bem como seu grau de correlação com medidas de nível de atividade. Os resultados obtidos demonstram que, ao longo do período analisado, os seguintes padrões empíricos podem ser identificados: (i) o nível de atividade estadual vem apresentando um padrão de crescimento sustentado; (ii) as flutuações cíclicas no nível de atividade estadual são nitidamente mais voláteis do que as flutuações ocorridas no caso nacional; (iii) tem ocorrido uma redução gradativa na volatilidade das flutuações no período recente, acompanhada de um aumento em seu grau de persistência; (iv) o Estado vem apresentando um padrão coincidente com o País em termos de períodos de expansão econômica, embora o mesmo não ocorra durante períodos de recessão; (v) o Estado apresenta forte grau de co-movimento com o índice de atividade nacional, assim como com alguns estados das regiões Sul e Sudeste. Esses resultados são importantes no sentido de auxiliar na formulação de políticas econômicas capazes de mitigar possíveis efeitos adversos dos ciclos de negócios.

* Os autores agradecem os comentários e sugestões de Ana Paula Vescovi e aos participantes de um seminário interno do IJSN, ocorrido em 06 de novembro de 2009. Vale a ressalva de que eventuais erros aqui contidos são de inteira responsabilidade dos autores.

1. INTRODUÇÃO

É possível notar que, ao longo do tempo, algumas das principais variáveis macroeconômicas de um país sofrem consideráveis alterações. O nível agregado de produto real da economia (representado pelo PIB ou PNB) tende a crescer, apresentando uma tendência de expansão, em torno da qual sofre desvios. A estes desvios recorrentes do produto real agregado em relação a sua tendência, convencionou-se utilizar algumas denominações para designá-los, tais como: "ciclos de negócios", "ciclos econômicos", ou "flutuações econômicas".[1] Por outro lado, o produto não é a única variável macroeconômica que sofre flutuações ao longo do tempo. Este padrão também pode ser verificado para outras variáveis, que diferem entre si em relação a alguns aspectos, como a volatilidade (medida a partir do desvio-padrão do componente cíclico da série), por exemplo. A figura 1 abaixo apresenta uma representação esquemática de um ciclo de negócios:

Figura 1 - Representação Esquemática de um Ciclo de Negócios



Elaboração: Coordenação de Estudos Econômicos, IJSN.

De acordo com a figura acima, o crescimento de longo prazo do produto agregado pode ser representado pela linha de tendência, com um ciclo completo sendo representado pela trajetória ondulada. No caso dessa figura, também são ressaltados o "pico" de um ciclo, equivalente ao ponto mais alto atingido pelo produto durante um período de expansão, assim como seu "vale", correspondente ao nível mais baixo de produção que ocorre durante um período recessivo.

[1] Ao longo do presente trabalho, esses termos serão usados como sinônimos.

A definição clássica dos ciclos de negócios está contida no estudo pioneiro de Burns e Mitchell (1946), citados por Stock e Watson (2000)[2]:

> *"Os ciclos de negócios são um tipo de flutuação encontrado na atividade econômica agregada das nações (...); um ciclo consiste em expansões que ocorrem ao mesmo tempo em muitas atividades econômicas, seguidas por recessões, contrações e recuperações igualmente generalizadas, que se fundem com a fase de expansão do ciclo seguinte; essa seqüência de mudanças é repetitiva mas não periódica; a duração dos ciclos de negócios varia de mais de um ano a dez ou doze anos; eles não são divisíveis em ciclos menores de caráter semelhante com amplitudes aproximadas às suas."*

Adicionalmente, é possível caracterizar as variáveis macroeconômicas de acordo com a direção que seguem ao longo do ciclo. Ou seja, variáveis que aumentam quando o produto agregado aumenta são denominadas "procíclicas", as que diminuem são tidas como "contracíclicas", e aquelas que não apresentam um padrão definido ao longo do ciclo são denominadas "acíclicas" (o raciocínio inverso é válido no caso de reduções do produto). Essas variáveis também podem ser classificadas de acordo com sua correlação com o ciclo (alta ou baixa), bem como de acordo com o *timing* de suas oscilações. Assim, uma variável é tida como "antecedente", caso tenda a mover-se antes do produto agregado, "defasada", caso mova-se depois do produto e "coincidente", se apresenta um padrão cíclico que ocorre simultaneamente às oscilações no produto. A tabela 1 abaixo resume algumas das principais características de variáveis econômicas selecionadas.

Tabela 1 - Características de Algumas Variáveis ao Longo dos Ciclos de Negócios

Variável	Direção	Correlação com o Ciclo	*Timing*
Produção Setorial	Procíclico	Alta	Coincidente
Consumo	Procíclico	Alta	Coincidente
Investimento	Procíclico	Alta	Coincidente
Emprego	Procíclico	Alta	Coincidente
Produtividade do Trabalho	Procíclico	Alta	Antecedente
Salários Reais	Acíclico	Baixa	--

Notas: (1) A variável que constitui a referência para comparações no caso, equivale ao Produto Interno Bruto (PIB).
(2) De acordo com os resultados reportados em Abel e Bernake (1992), parece não haver um padrão temporal (*timing*) definido no caso da variável salários reais.
Fonte: Magalhães (2000, Tabela 1).

[2] BURNS, Arthur; MITCHELL, Wesley C. *Measuring business cycles*. New York: National Bureau of Economic Research, 1946.

De acordo com essa tabela, pode-se notar que a grande maioria das variáveis macroeconômicas consideradas (produção setorial, consumo, investimento, emprego e produtividade do trabalho) apresentam o mesmo padrão empírico: além de serem variáveis procíclicas, todas possuem um alto grau de correlação (co-movimento) com o produto agregado. Ou seja, todas essas variáveis movem-se conjuntamente com a produção agregada, com esse grau de co-movimento sendo alto, no caso. Em termos de *timing*, as quatro primeiras variáveis apresentam um padrão coincidente com o produto, com apenas a produtividade do trabalho apresentando um padrão antecedente. Por outro lado, os salários reais apresentam um padrão acíclico e baixa correlação com o produto agregado, não havendo um padrão claro em termos de *timing*, no caso dessa variável. Essa tabela possui a vantagem de conter uma caracterização qualitativa de algumas das principais variáveis macroeconômicas em frequências cíclicas, podendo servir como ponto de partida para a análise de distintas teorias a partir de sua adequação aos fatos empíricos reportados.[3]

O objetivo do presente trabalho é estudar as propriedades quantitativas dos ciclos de negócios ocorridos no estado do Espírito Santo desde a década de 90.[4] No caso, faz-se uso da metodologia comum a estudos empíricos de ciclos de negócios, com ênfase na análise de volatilidade das variáveis estudadas e de seu grau de co-movimento com medidas de nível de atividade. Os resultados obtidos demonstram que, apesar da economia estadual apresentar regularidades empíricas em conformidade com parte dos fatos estilizados dos ciclos de negócios (a serem definidos abaixo), essa economia também apresenta peculiaridades próprias, decorrentes de sua inserção nos cenários macroeconômicos nacional e internacional. Em termos gerais, esses resultados são importantes no sentido de auxiliar na formulação de políticas econômicas capazes de mitigar os possíveis efeitos adversos de ciclos de negócios sobre a economia local.

O trabalho está dividido da seguinte maneira: na segunda seção, são descritos os fatos estilizados dos ciclos de negócios, equivalentes a regularidades empíricas relacionadas a esse fenômeno. A terceira seção contém uma descrição sucinta dos ciclos de desenvolvimento ocorridos no estado do Espírito Santo. Na quarta seção, são descritas a base de dados e a metodologia empregadas no trabalho, com a quinta seção descrevendo os principais resultados empíricos obtidos. Finalmente, na sexta seção, são apresentadas as conclusões do trabalho.

[3] Para uma resenha das principais teorias relacionadas a ciclos de negócios até meados da década de 80, ver Zarnowitz (1985).

[4] A escolha desse período amostral foi baseada na disponibilidade de dados relacionados às unidades de análise do trabalho. Maiores detalhes adiante.

2. FATOS ESTILIZADOS

Convencionou-se denominar o comportamento comum das variáveis econômicas, condizente com regularidades empíricas verificadas para distintos países e períodos amostrais de "fatos estilizados". Apesar de um ciclo nunca ser exatamente igual a outro, os ciclos de negócios apresentam importantes características comuns, o que facilita consideravelmente seu estudo (Lucas 1977).

Em relação aos ciclos de negócios, alguns dos principais fatos estilizados relacionados a esse fenômeno são os seguintes[5]:

(1) As magnitudes das flutuações no produto e no emprego são aproximadamente iguais.

(2) O consumo apresenta um padrão suave, com flutuações inferiores às do que o produto agregado.

(3) O investimento apresenta flutuações consideravelmente superiores às flutuações do produto.

(4) A produtividade é tida como levemente procíclica, embora varie menos que o produto.

(5) Os salários variam menos do que a produtividade ao longo do ciclo.

(6) Importações são mais fortemente procíclicas do que exportações.

A tabela 2 a seguir exibe as características de algumas variáveis macroeconômicas relacionadas à economia americana:

[5] Os fatos enumerados abaixo são baseados na descrição contida em Cooley e Prescott (1995).

Tabela 2 - Padrão Cíclico de Variáveis Macroeconômicas Selecionadas, Estados Unidos 1954:1/1991:2

Variável	Desvio-padrão%	Correlação cruzada com o produto		
		t-1	t	t+1
Produto	1,72	0,85	1,00	0,85
Consumo	1,27	0,82	0,83	0,67
Investimento	8,24	0,79	0,91	0,76
Exportações	5,53	0,15	0,37	0,50
Importações	4,88	0,62	0,72	0,71
Emprego	1,59	0,74	0,86	0,82
Produtividade Trab.	0,90	0,33	0,41	0,19
Salários Reais	0,76	0,66	0,68	0,59

Notas: (1) Os dados usados para calcular as estatísticas acima possuem periodicidade trimestral, englobando o período 1954:1/1991:2.[6]
(2) Todos os dados estão em escala logarítmica, com seus componentes cíclicos tendo sido obtidos a partir do filtro Hodrick-Prescott (Hodrick e Prescott 1997).[7]
Fonte: Cooley e Prescott (1995, p.30-31).

Ao contrário da tabela 1, que apresentava uma descrição qualitativa das variáveis macroeconômicas consideradas, a tabela 2 apresenta uma caracterização quantitativa das mesmas. Em particular, é impressionante notar como é possível extrair uma riqueza de informações relevantes referentes a uma dada economia a partir de estatísticas tão simples à primeira vista, como aquelas reportadas acima. No caso, o desvio-padrão de cada variável equivale a uma medida de volatilidade, ao passo que os valores reportados para os coeficientes de correlação na tabela registram o grau de associação de cada variável com o nível de renda, bem como sua direção de movimento ao longo do ciclo e o *timing* das oscilações.

Assim, é possível notar que os fatos estilizados descritos acima são confirmados no caso das estatísticas reportadas na tabela. O consumo agregado, por exemplo, apresenta uma menor volatilidade do que o produto (desvio-padrão de 1,27), ao mesmo tempo em que exibe um padrão procíclico e coincidente (coeficiente de correlação contemporânea de 0,83). O investimento, por sua vez, é nitidamente mais volátil do que o produto (desvio-padrão de 8,24), também exibindo um padrão procíclico e coincidente (coeficiente de correlação contemporânea de 0,91). As exportações e as importações também são relativamente mais voláteis (desvios-padrão de 5,53 e 4,88, respectivamente), com as últimas sendo mais

[6] A frequência geralmente empregada em estudos aplicados de ciclos de negócios é a trimestal (Cooley e Prescott,1995).

[7] O Apêndice B deste trabalho contém uma descrição sucinta do filtro Hodrick-Prescott.

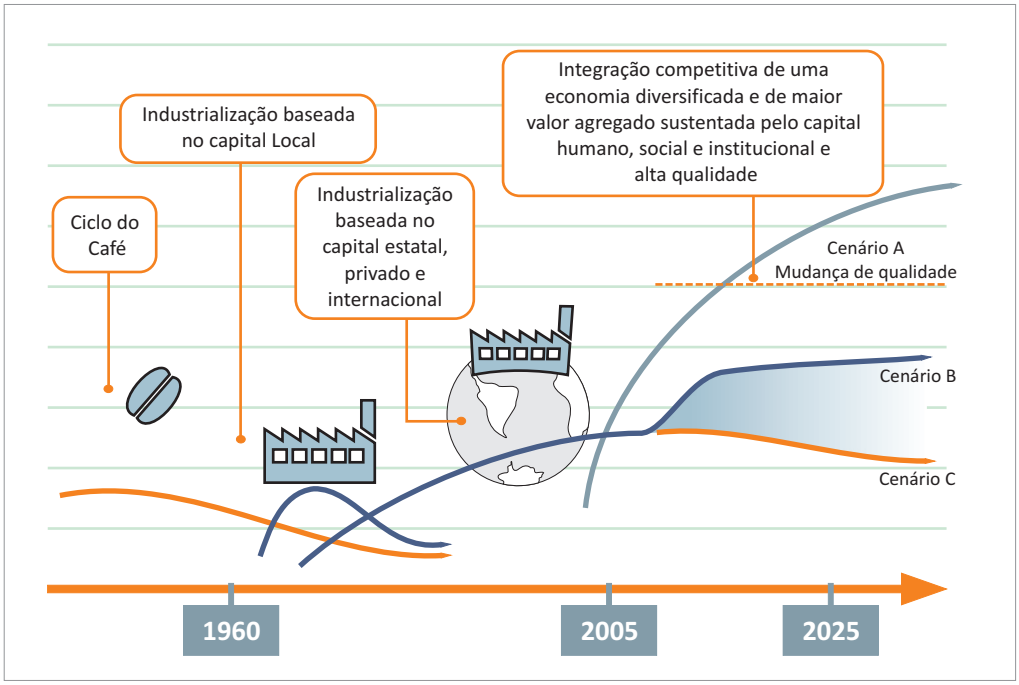
fortemente correlacionadas com o produto (coeficiente de correlação de 0,72). O nível de emprego também é fortemente correlacionado com o produto (coeficiente de correlação de 0,86), possuindo uma volatilidade relativamente menor (desvio-padrão de 1,59). A produtividade do trabalho é menos volátil que o produto e possui um grau de associação em torno de 0,4. Finalmente, os salários reais possuem um coeficiente de correlação estimado em torno de 0,68, com uma volatilidade equivalente a menos da metade da volatilidade do produto (desvio-padrão de 0,76).

Dada a sua utilidade, esse tipo de informação passou a ser amplamente usada em estudos relacionados a ciclos de negócios, tanto no sentido de motivar extensões relacionadas a modelos teóricos preexistentes quanto no de ressaltar enigmas empíricos relevantes.[8]

3.CICLOS DE DESENVOLVIMENTO NO ESTADO

Em termos históricos, o desenvolvimento do estado do Espírito Santo pode ser dividido em três fases distintas, conhecidas como "ciclos de desenvolvimento".[9] A figura 2 abaixo apresenta uma representação esquemática desses ciclos ao longo do tempo.

Figura 2 - Ciclos de Desenvolvimento do Espírito Santo



Fonte: Plano ES 2025

[8] A título de exemplo, ver a esse respeito, os estudos de Kydland e Prescott (1990) e Backus e Kehoe (1992).

[9] As informações discutidas nesta seção do trabalho são baseadas no "Plano de Desenvolvimento Espírito Santo 2025" (ES 2025).

O primeiro ciclo de desenvolvimento do Estado ocorreu entre meados do século XIX e a década de 1950, tendo sido um período marcado pela forte influência da atividade agroexportadora cafeeira na economia. Durante essa fase, a cafeicultura se disseminou por todo Estado, principalmente sob a forma de produção em pequenas propriedades de base familiar. Um aspecto problemático desse padrão de dependência da economia estadual em relação a essa cultura equivalia ao fato de que a economia local ficava extremamente dependente de oscilações no mercado cafeeiro.

Ao final da década de 50, a produção de café contribuía com cerca de um terço da renda gerada no Espírito Santo e com mais de 40% das receitas tributárias do Estado. As recorrentes crises de preço do café na época contraíram consideravelmente a renda de boa parte da população, visto que aproximadamente 75% dos estabelecimentos rurais destinavam-se à atividade cafeeira, ao passo que as principais atividades urbanas desse período eram voltadas para a comercialização e o beneficiamento de café.

Na década de 60, teve início um novo ciclo de desenvolvimento econômico, baseado na diversificação da base produtiva do Estado, por meio da industrialização. Nessa época, a cafeicultura sofreu uma forte redução em sua participação na economia, por conta de um programa do Governo de erradiação de cafezais. Datam desse período a implantação do Porto de Tubarão, em Vitória, e das duas primeiras usinas de pelotização de minério de ferro da Companhia Vale do Rio Doce (CVRD). Apesar da instalação desses empreendimentos, inicialmente a dinamização da estrutura industrial foi pouco expressiva, pois ainda havia uma predominância de pequenos estabelecimentos no Estado.

No período entre 1975 e 1985, a diversificação industrial tornou-se mais significativa com o projeto governamental denominado “Grandes Projetos” que, por meio de capital estatal e estrangeiro, visou a instalação e a expansão de grandes unidades industriais focadas na produção de *commodities* para exportação. Entre os setores que se desenvolveram nesse período estão o setor de Papel e Celulose, o setor de Extração Mineral e o setor Metalúrgico.

O desenvolvimento do setor de Petróleo, a partir do final da década de 1990, propiciou um novo ânimo ao ciclo de industrialização do Estado, com a descoberta de campos terrestres e marítimos. Entretanto, no período de 1990 a 2002, o Espírito Santo presenciou uma crise ética e moral do seu quadro político-institucional, que repercutiu negativamente sobre sua economia e sociedade.

Assim, o terceiro ciclo de desenvolvimento do Espírito Santo teve início efetivamente apenas com o choque ético da gestão do governo recente (gestão de Paulo Hartung), que reorganizou as finanças e a administração estadual, propiciando um período de estabilidade que tem

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

permitido um desenvolvimento econômico mais sólido e diversificado para o Estado. Por conta da disponibilidade de dados, o presente trabalho pretende analisar apenas o período correspondente ao terceiro ciclo de desenvolvimento (1990 em diante).[10]

4. BASE DE DADOS E METODOLOGIA

Os dados utilizados neste trabalho equivalem a valores referentes a medidas de nível de atividade, insumos industriais, consumo, investimento e comércio exterior, basicamente.

As variáveis utilizadas para análise do nível de atividade foram índices de volume do Produto Interno Bruto (PIB) e índices de Produção Industrial, referentes ao contexto nacional e a diversas unidades da Federação. As fontes dessas variáveis são o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e o Instituto Jones dos Santos Neves (IJSN).[11]

Também foram utilizadas medidas industriais, conforme foi o caso do índice de horas pagas na indústria, utilizado para representar o emprego e o índice de folha de pagamento real, utilizado como *proxy* para salários reais, com ambas as medidas sendo oriundas da Pesquisa Industrial Mensal de Empregos e Salários (PIMES), do IBGE. Por outro lado, as medidas de produtividade empregadas na análise foram obtidas a partir da razão entre os índices de produção industrial e horas pagas na indústria.

Para mensurar as variáveis consumo e investimento foram utilizadas duas *proxies*: o volume de vendas do comércio varejista ampliado, oriundo da Pesquisa Mensal de Consumo (PMC) e o consumo aparente de cimento, calculado pelo Sindicato Nacional das Indústrias de Cimento (SNIC), respectivamente.

Por sua vez, as medidas utilizadas para representar variáveis relacionadas ao comércio exterior equivalem a índices de *quantum* de exportações e importações, obtidos a partir do IPEADATA (caso nacional) e do IJSN (caso estadual).[12]

[10] Não existem atualmente estimativas de variáveis econômicas relacionadas ao nível de atividade do Estado referentes ao período anterior às décadas de 80/90. Fica a sugestão de que a pesquisa futura busque suprir essa lacuna a partir da construção de estimativas de séries históricas capazes de permitir o estudo de períodos anteriores ao período aqui analisado.

[11] Vale a ressalva de que, no caso do PIB estadual, foram utilizadas estimativas de um indicador trimestral, divulgadas recentemente (Bonelli, Bastos e Abreu 2009). Optou-se pelo uso dessas estimativas, uma vez que o PIB do estado do Espírito Santo é divulgado atualmente com uma defasagem de cerca de dois anos.

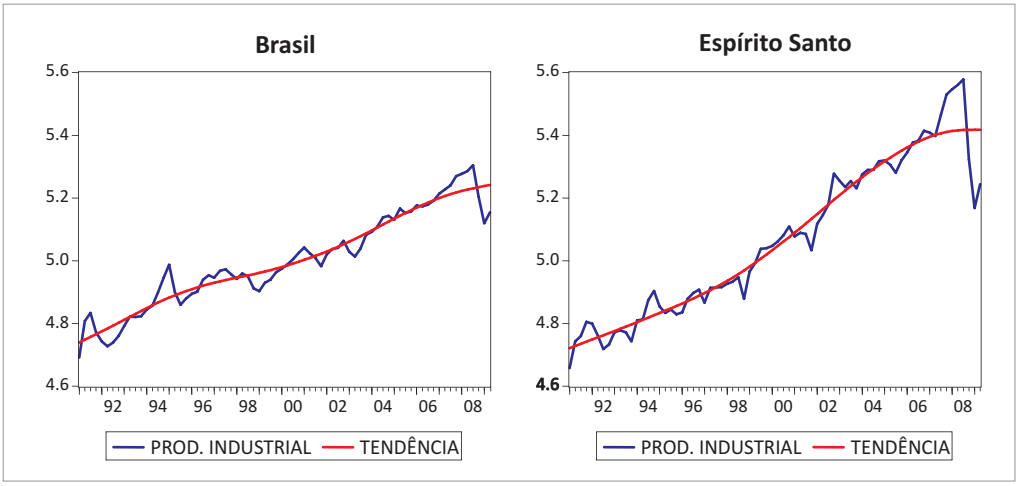
[12] Embora hajam problemas relacionados ao uso de algumas dessas *proxies* para representar variáveis econômicas específicas, optou-se por fazê-lo, devido à inexistência de dados específicos referentes ao Estado. O Apêndice A deste trabalho contém uma descrição detalhada das variáveis utilizadas, assim como suas fontes e os períodos amostrais correspondentes.

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

5. RESULTADOS

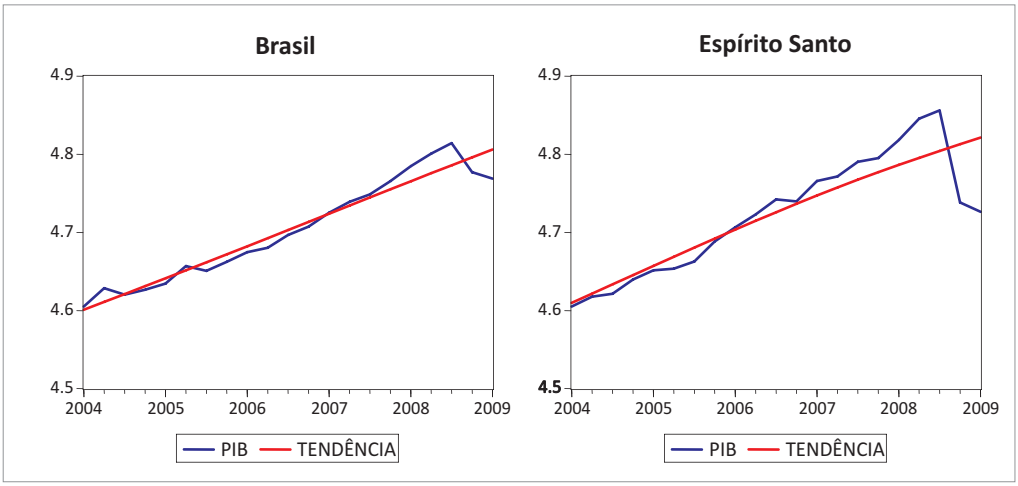
Os gráficos 1 e 2 contêm, respectivamente, a evolução dos índices de produção industrial e do PIB do Brasil e do Espírito Santo (em escala logarítimica natural) ao longo dos períodos amostrais considerados, assim como a tendência de longo prazo (secular) de cada uma das séries, obtida a partir do filtro Hodrick-Prescott. No caso, as linhas azuis representam as séries propriamente ditas, enquanto que as linhas vermelhas equivalem às respectivas tendências seculares.

Gráfico 1 - Evolução dos Índices de Produção Industrial do Brasil e Espírito Santo - 1991:1/2009:2



Nota: Os dados usados no gráfico acima possuem periodicidade trimestral, englobando o período 1991:1/2009:2.
Elaboração: IJSN – Coordenação de Estudos Econômicos.

Gráfico 2 - Evolução do PIB do Brasil e Espírito Santo 2004:1/2009:2



Nota: Os dados usados no gráfico acima possuem periodicidade trimestral, englobando o período 2004:1/2009:1.
Elaboração: IJSN – Coordenação de Estudos Econômicos.

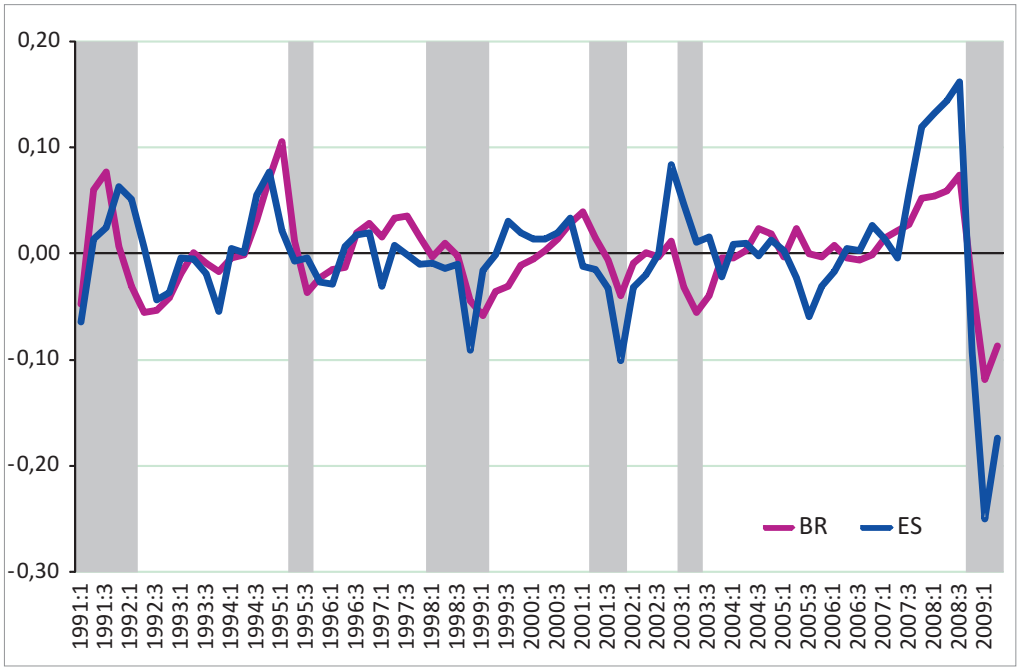
De acordo com os gráficos acima, é possível notar dois fatos básicos: primeiro, todas as séries apresentam um nítido padrão de crescimento ao longo dos períodos amostrais analisados, fato evidenciado pelas tendências de crescimento ascendentes descritas e condizente com uma regularidade empírica básica relacionada ao crescimento econômico de longo prazo, qual seja, o fato de que, com o passar do tempo o produto agregado apresenta uma tendência de crescimento sustentado. Em particular, ao longo do período amostral considerado, o índice de produção industrial estadual apresentou um crescimento de 88,39%, ao passo que o índice nacional aumentou apenas 73,29%. Ou seja, tomando-se o índice de produção industrial como uma medida de produção agregada, nota-se a ocorrência de um crescimento 1,21 vezes superior ao verificado para o Brasil. Considerando-se o PIB como medida de nível de atividade, é possível notar que, ao longo do período compreendido entre o primeiro trimestre de 2004 e o segundo trimestre de 2008 (período anterior à crise recente), o Espírito Santo registrou um crescimento de 27,17%, enquanto que o Brasil registrou um crescimento de 21,59%, com o Estado apresentando, neste caso, um crescimento cerca de 1,26 vezes superior ao crescimento do País.[13]

Em segundo lugar, em acordo com a definição de ciclos de negócios, é possível notar a ocorrência de desvios recorrentes de todas as séries em relação a suas tendências de longo prazo. De fato, a diferença entre as séries originais e suas respectivas tendências seculares equivale a uma forma de mensuração dos ciclos de negócios, tanto no caso estadual quanto no caso nacional (ver Apêndice B).

O gráfico 3, por sua vez, descreve a evolução dos componentes cíclicos (obtidos via filtro Hodrick-Prescott) das séries de produção industrial do Brasil e do Espírito Santo ao longo do período 1991:1/2009:2. Adicionalmente, esse gráfico expõe as recessões ocorridas no país ao longo desse período, de acordo com a cronologia criada recentemente pelo Comitê de Datação dos Ciclos Econômicos (CODACE), correspondentes às áreas em cinza do gráfico (CONJUNTURA ECONÔMICA 2009).

[13] No caso da comparação envolvendo o período compreendido entre o primeiro trimestre de 2004 e o primeiro trimestre de 2009 (último período disponível para comparação das séries de PIB estadual e nacional), o Estado apresentou um crescimento de 15,54%, ao passo que o País cresceu 17,77%.

Gráfico 3 - Componentes Cíclicos da Produção Industrial do Brasil e do Espírito Santo - 1991:1/2009:2



Notas: (1) Os dados usados no gráfico acima possuem periodicidade trimestral, englobando o período 1991:1/2009:2.
(2) Todos os dados estão em escala logarítmica, com seus componentes cíclicos tendo sido obtidos a partir do filtro Hodrick-Prescott, considerando ë=1.600.
Elaboração: IJSN – Coordenação de Estudos Econômicos

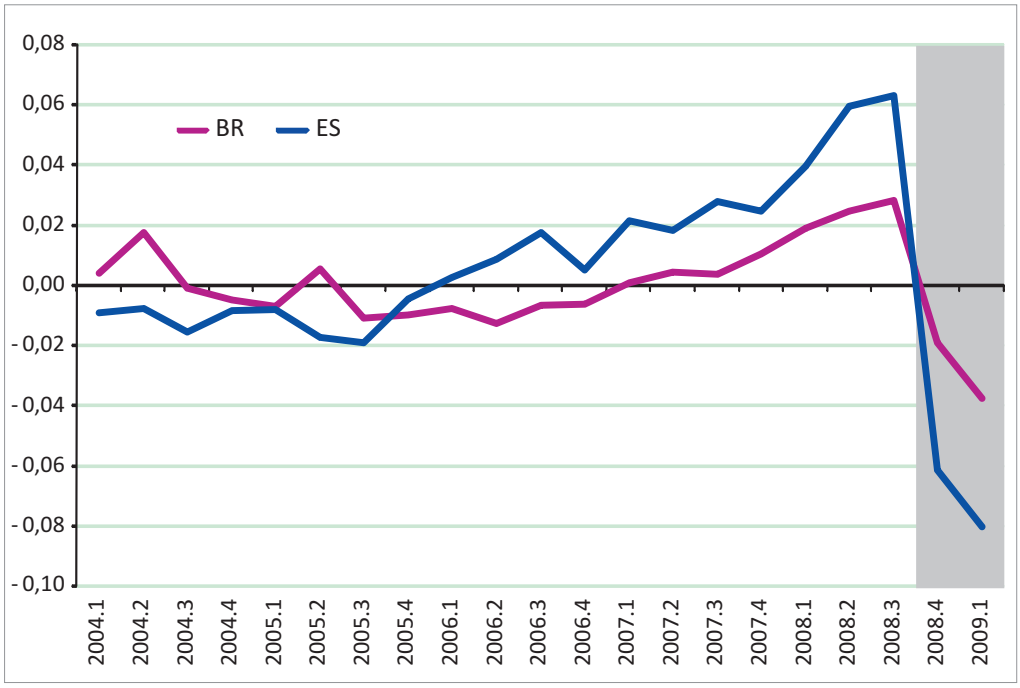
O padrão gráfico reportado acima permite inferir que os ciclos das séries de produção industrial nacional e estadual apresentam um padrão contracionista ao longo da maior parte das recessões ocorridas no país, apesar de não haver um perfeito padrão de sincronia, no caso.

Um outro fato digno de nota equivale à maior volatilidade dos ciclos industriais do Estado, em comparação aos ciclos do País. Por exemplo, o desvio-padrão do componente cíclico da produção industrial do Espírito Santo ao longo do período considerado foi 5,92%, uma magnitude equivalente a 1,57 vezes o desvio-padrão do componente cíclico da produção industrial do Brasil, que foi 3,76%.

No período anterior à crise de 2008, o componente cíclico da produção industrial estadual apresentou um aumento de 16,18%, ao passo que ocorreu um aumento de apenas 7,36%, no caso nacional. Por outro lado, uma vez que os efeitos adversos da crise passaram a ser sentidos no país, o Espírito Santo registrou uma queda de -24,95%, enquanto que a queda no caso brasileiro foi de apenas -11,88%.

O gráfico 4 exibe a evolução temporal dos componentes cíclicos do PIB brasileiro e do indicador de PIB trimestral do Estado. Esse gráfico também contém uma área em cinza, correspondente ao único período recessivo ocorrido nesse ínterim, resultado dos efeitos adversos da crise financeira de 2008.

Gráfico 4 - Componentes Cíclicos do PIB do Brasil e do Espírito Santo 2004:1/2009:1



Notas: (1) Os dados usados no gráfico acima possuem periodicidade trimestral, englobando o período 2004:1/2009:1.
(2) Todos os dados estão em escala logarítmica, com seus componentes cíclicos tendo sido obtidos a partir do filtro Hodrick-Prescott, considerando ë=1.600.
Elaboração: IJSN – Coordenação de Estudos Econômicos.

Ao contrário do gráfico referente ao índice de produção industrial, o gráfico acima exibe um padrão mais suave em termos de flutuações cíclicas, com o indicador relacionado ao Estado apresentando inicialmente taxas de variação inferiores às taxas reportadas para o PIB nacional, passando a apresentar taxas superiores a partir da segunda metade do ano de 2005 e mantendo esse padrão até o período recente quando, por conta dos efeitos da crise de 2008, o Estado passou a apresentar taxas inferiores ao País. Em especial, vale notar a contração acentuada sofrida pelo indicador referente à economia estadual *vis-à-vis* a economia nacional: ao longo do período compreendido entre 2008:3 e 2009:1, houve uma contração de cerca de -8% no indicador referente ao Espírito Santo, contra -3,72%, no caso do indicador referente ao Brasil.

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

Os resultados reportados acima ressaltam um padrão comum à economia do Estado nos últimos anos: sua extrema volatilidade, com a economia estadual tendendo a crescer acima da média nacional durante períodos de prosperidade e tendendo a contrair a níveis abaixo da média nacional durante períodos de recessão.[14]

As tabelas 3 e 4 contêm informações relacionadas à volatilidade e persistência das flutuações econômicas ocorridas no Brasil e no Espírito Santo desde o início da década de 90 (dados mensais). No caso de cada uma dessas tabelas, são descritos o início e o fim de distintos mandatos governamentais no País e no Estado, assim como suas respectivas durações (expressas em meses), os nomes dos governantes em poder, o desvio-padrão e o coeficiente autoregressivo de primeira ordem (AR(1)) dos componentes cíclicos dos índices de produção industrial. No caso, o desvio-padrão capta a volatilidade dos ciclos em cada economia, ao passo que o coeficiente AR(1) estimado capta a persistência das flutuações.[15]

Tabela 3 - Análise da Volatilidade e da Persistência das Flutuações Econômicas nos Governos do Brasil - 1991:1/2009:6 (dados mensais)

Período		duração (meses)	Presidente	Produção Industrial	
Início	Fim			d.p	AR(1)
1991:1	1992:9	20	Collor	0,06	0,35
1992:10	1994:12	27	Itamar Franco	0,03	1,04
1995:1	1998:12	48	FHC (1)	0,04	0,66
1999:1	2002:12	48	FHC (2)	0,03	0,79
2003:1	2006:12	48	Lula (1)	0,02	0,90
2007:1	2009:6	30	Lula (2)	0,06	0,82

Notas: (1) Os dados usados na tabela acima possuem periodicidade mensal, englobando o período 1991:1/2009:6.
(2) Todos os dados estão em escala logarítmica, com seus componentes cíclicos tendo sido obtidos a partir do filtro Hodrick-Prescott, considerando ë=14.400.
Elaboração: IJSN – Coordenação de Estudos Econômicos.

[14] Esse padrão empírico também ocorre no caso de outras variáveis econômicas relacionadas ao estado do Espírito Santo, conforme é o caso de medidas relacionadas à produtividade da economia. Ver, a esse respeito, Magalhães e Ribeiro (2009).

[15] No caso, o coeficiente AR(1) das variáveis consideradas foi estimado a partir de uma regressão com o seguinte formato:

$$Y_t = \hat{a}_0 + \hat{a}_1 . Y_{t-1} + u_t$$

onde Y_t representa o índice de produção industrial e Y_{t-1} representa o valor defasado em um período desse índice. No caso, u_t representa um termo de perturbação estocástica, com β_0 e β_1 representando parâmetros a serem estimados. Especificamente, o coeficiente estimado para β_1 equivale ao coeficiente autoregressivo de primeira ordem (AR(1)). Esse coeficiente mede o grau de persistência de uma série econômica ao longo do tempo.

Tabela 4 - Análise da Volatilidade e da Persistência das Flutuações Econômicas nos Governos do Espírito Santo - 1991:4/2009:6 (dados mensais)

Período		duração (meses)	Governador	Produção Industrial	
Início	Fim			d.p	AR(1)
1991:4	1994:12	45	Albuino Azeredo	0,05	0,68
1995:1	1998:12	48	Vitor Buaiz	0,03	0,59
1999:1	2002:12	48	José Inácio	0,04	0,85
2003:1	2006:12	48	Paulo Hartung (1)	0,04	0,82
2007:1	2009:6	30	Paulo Hartung (2)	0,12	0,93

Nota: Os dados usados na tabela acima possuem periodicidade mensal, englobando o período 1991:4/2009:6.
(2) Todos os dados estão em escala logarítmica, com seus componentes cíclicos tendo sido obtidos a partir do filtro Hodrick-Prescott, considerando ë=14.400.
Elaboração: IJSN – Coordenação de Estudos Econômicos.

A partir da inspeção dos resultados contidos nessas tabelas, pode-se inferir que, no caso dos dois contextos considerados (nacional e estadual), ocorreu uma redução na volatilidade das flutuações econômicas, assim como um aumento na persistência dessas flutuações, na maioria dos casos considerados.

Especificamente, no caso da tabela 3, referente ao caso nacional, nota-se uma redução gradativa da volatilidade das flutuações econômicas, com o desvio-padrão do componente cíclico da produção industrial reduzindo de 6,4%, durante o governo de Fernando Collor de Mello, para 2,4% durante o primeiro mandato do Presidente Luiz Inácio Lula da Silva, uma redução de cerca de -62,5%. Em relação ao Estado, ocorre um padrão semelhante, com uma redução na volatilidade das flutuações de 4,6% durante o mandato de Albuíno Azeredo para 3,6%, durante o primeiro mandato do Governador Paulo Hartung.

Por outro lado, vale notar que, devido a um menor número de observações, as volatilidades calculadas para os governantes atualmente no poder podem ser afetadas, obtendo-se valores acima dos valores reportados anteriormente, conforme parece ser o caso. Da mesma forma, efeitos adversos da crise recente, que tendem a aumentar a volatilidade das variáveis aqui analisadas também podem afetar as estatísticas supracitadas.

Em termos de persistência das flutuações, pode-se notar um considerável aumento do componente autoregressivo dos índices de produção industrial considerados, tanto no caso estadual quanto no caso nacional. No caso brasileiro, o componente AR(1) estimado aumentou de 0,35 para 0,82, um aumento de 134,29%. No caso do estado do Espírito Santo, ocorreu um aumento de 0,68 no início da década de 90 para 0,93, no período recente, um aumento de 36,76%. Esses resultados demonstram um nítido aumento da persistência das flutuações econômicas no País e no Estado, enfatizando a ocorrência de um caráter inercial dessas flutuações no curto prazo.

A tabela 5 apresenta resultados em termos de desvios-padrão e correlações cruzadas para a economia do Estado, seguindo a lógica da tabela 2, apresentada anteriormente. No intuito de facilitar a comparação entre variáveis em termos de volatilidade, a terceira coluna da tabela apresenta o desvio-padrão relativo , equivalente à razão entre o desvio-padrão de cada variável e o desvio-padrão da produção industrial.

Tabela 5 - Desvio-padrão e Correlação Cruzada para Variáveis da Economia Estadual com relação a Produção Industrial - 1991:1/2009:2

Variáveis	d.p.	d.p. relativo	Correlação cruzada da Produção Industrial Estadual com:		
			t-1	t	t+1
Prod. Industrial	0,04	1,00	0,62	1,00	0,62
PIB	0,03	0,82	0,50	0,89	0,65
Consumo	0,04	0,95	0,37	0,75	0,65
Investimento	0,13	3,42	0,28	0,27	0,00
Emprego	0,02	0,44	0,38	0,41	0,10
Produtividade	0,09	2,19	0,01	0,28	0,16
Salários Reais	0,03	0,70	0,15	0,18	0,10
Importações	0,16	5,03	0,54	0,55	0,20
Exportações	0,11	3,32	0,44	0,80	0,53

Notas: (1) O significado das variáveis na tabela é o seguinte: Produção Industrial – Produção física industrial; PIB – Produto interno bruto a preços de mercado; Consumo – volume de vendas do comércio varejista ampliado; Investimento – consumo aparente de cimento; Emprego – índice do número de horas pagas na indústria ; Produtividade – média da produtividade dos trabalhadores na indústria, é formado pela razão entre a produção industrial e a medida de horas pagas na indústria; Salários Reais – indice da folha de pagamento real ; Importação – índice de *quantum* das Importações; Exportação – índice de *quantum* das Exportações.
(2) Os dados usados na tabela acima possuem periodicidade trimestral, englobando o período 1991:1/2009:2. Todos os dados estão em escala logarítmica, com seus componentes cíclicos tendo sido obtidos a partir do filtro Hodrick-Prescott, considerando ë=1.600.
Elaboração: IJSN – Coordenação de Estudos Econômicos.

Os resultados obtidos confirmam alguns dos fatos estilizados dos ciclos de negócios, ao mesmo tempo em que não confirmam outros. Uma comparação direta dos resultados reportados na tabela acima com os fatos estilizados citados na segunda seção deste trabalho pode ser elucidativa.

Assim, em relação ao fato (1), é possível notar que, no caso dos dados relacionados à economia estadual, as magnitudes das flutuações no produto e no emprego não são aproximadamente iguais, com a última variável apresentando uma volatilidade correspondente a menos da metade da volatilidade da primeira variável (o desvio-padrão do índice de horas pagas corresponde a 0,44 vezes o valor do desvio-padrão do índice de produção industrial).

Em relação ao fato (2), os resultados obtidos demonstram que o consumo é quase tão volátil quanto o produto (desvio-padrão relativo de 0,95), não confirmando esse fato estilizado. No caso, vale a ressalva de que esse resultado pode estar sendo afetado pelo uso da *proxy* específica utilizada para representar a variável consumo.

O fato (3) é confirmado para a economia estadual. No caso, o investimento, conforme mensurado neste trabalho, apresenta uma volatilidade nitidamente superior ao produto (desvio-padrão relativo de 3,42), um resultado em consonância com outros estudos relacionados ao tema.[16]

Por sua vez, o fato (4) é parcialmente confirmado. Ao passo que a produtividade revela-se como levemente procíclica (coeficiente de correlação com o produto de 0,28), essa variável não apresenta uma menor volatilidade relativa, conforme previsto pelo fato estilizado aqui considerado. Especificamente, a medida de produtividade empregada revela-se como mais de duas vezes volátil em relação à medida de produto (desvio-padrão relativo de 2,19).

O fato (5), relacionado ao padrão cíclico da variável salários reais, é confirmado, uma vez que essa variável apresenta uma volatilidade consideravelmente menor do que a variável produtividade em frequências cíclicas (o desvio-padrão dos salários reais equivale à terça parte do desvio-padrão da produtividade).

Finalmente, pode-se notar que o fato estilizado (6) não é confirmado, no caso de dados estaduais. Especificamente, as exportações do Estado são mais fortemente procíclicas do que as importações (coeficientes de correlação de 0,8 e 0,55, respectivamente). Esse resultado pode estar refletindo um padrão de comércio exterior específico ao Estado, embora não seja um dos objetivos do presente trabalho explorar essa hipótese específica.

A tabela 6 abaixo confirma a maior volatilidade das flutuações ocorridas na economia estadual em relação à economia nacional.

Tabela 6 - Volatilidade dos Ciclos de Negócios no Brasil e no Espírito Santo 2004:1/2009:1

VARIÁVEIS	BR (1)	ES (2)	ES/BR (2)/(1)
Prod. Industrial	0,09	0,04	0,44
PIB	0,01	0,03	2,22
Consumo	0,03	0,04	1,14
Emprego	0,01	0,02	1,31
Investimento	0,04	0,13	3,21
Importações	0,09	0,14	1,60
Exportações	0,05	0,11	2,03
MÉDIA	**0,05**	**0,07**	**1,71**
MEDIANA	**0,04**	**0,04**	**1,60**

Elaboração: IJSN – Coordenação de Estudos Econômicos.

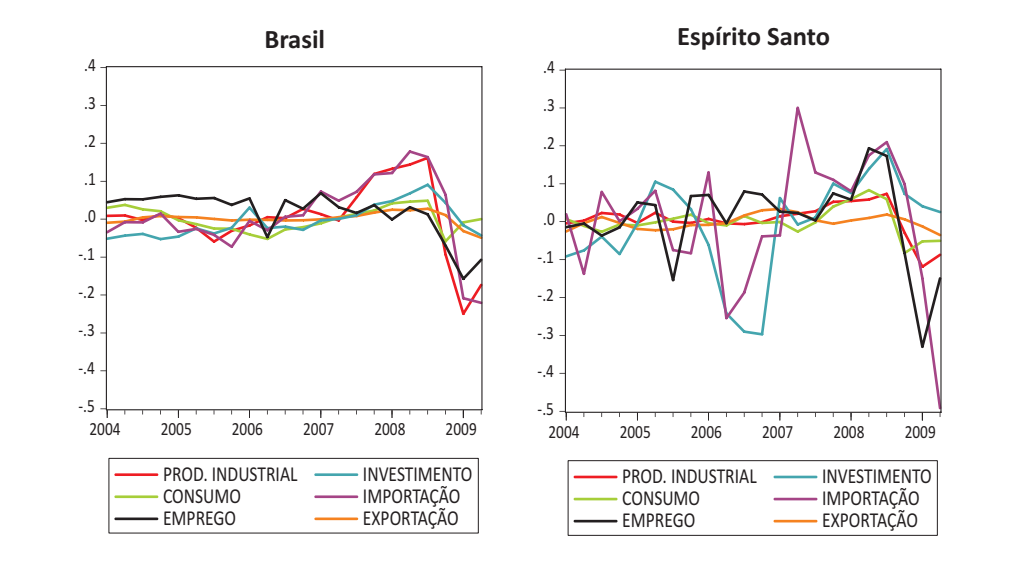
[16] Ver, por exemplo, Kanczuk e Faria (2000) e Ellery, Gomes e Sachida (2002).

No caso, essa tabela apresenta os desvios-padrão das principais variáveis econômicas analisadas acima, tanto no caso do Brasil (primeira coluna), quanto no caso do Espírito Santo (segunda coluna). Adicionalmente, essa tabela apresenta, na terceira coluna, uma comparação entre as magnitudes das volatilidades no País e no Estado, a partir da divisão dos dados da segunda pela primeira coluna, assim como estatísticas descritivas selecionadas (média e mediana).

De acordo com os resultados reportados na última coluna dessa tabela, é possível notar que o Estado apresenta flutuações nitidamente mais voláteis que o País no caso de todas as variáveis analisadas. Especificamente, os ciclos de negócios do Espírito Santo são, em média, cerca de duas vezes mais voláteis em comparação aos ciclos ocorridos no Brasil (valores de 1,71 e 1,60 para a média e a mediana, respectivamente), confirmando a alta volatilidade relativa das flutuações cíclicas ocorridas no Estado.

Esse ponto fica evidente a partir da inspeção do gráfico 5, que descreve a evolução temporal dos componentes cíclicos das variáveis produção industrial, consumo, emprego, investimento, importação e exportação para o Brasil e o Espírito Santo, ao longo do período 2004:1/2009:1. No caso, as escalas de ambos os gráficos foram padronizadas, de modo a ressaltar as diferenças existentes entre as séries.

Gráfico 5 - Evolução Temporal dos Componentes Cíclicos das Variáveis do Brasil e do Espírito Santo - 2004:1/2009:1



Notas: (1) Os dados usados no gráfico acima possuem periodicidade trimestral, englobando o período 2004:1/2009:2.
(2) Todos os dados estão em escala logarítmica, com seus componentes cíclicos tendo sido obtidos a partir do filtro Hodrick-Prescott, considerando ë=1.600.
Elaboração: IJSN – Coordenação de Estudos Econômicos.

Assim como no caso dos dados contidos na última tabela, uma inspeção visual desses gráficos confirma o fato de que as flutuações cíclicas estaduais são nitidamente mais voláteis do que as flutuações nacionais, independentemente da variável analisada.

A tabela 7 exibe o desvio-padrão e os coeficientes de correlação cruzada estimados para distintos setores industriais do Estado (componentes cíclicos das séries). Mais uma vez, o índice referente à indústria geral é tido como valor de referência para as demais séries contidas na tabela.

Tabela 7 - Desvio-padrão e Correlações Cruzadas para Setores Industriais do Espírito Santo - 1991:1/2009:2

Setores	d.p.	d.p. relativo	Correlação Cruzada da Industria Geral com:		
			t-1	t	t+1
Indústria Geral	0,06	1,00	0,58	1,00	0,58
Alimentos e Bebidas	0,08	1,36	0,28	0,39	0,12
Celulose	0,10	1,69	0,24	0,39	0,15
Indústria Extrativa	0,11	1,86	0,45	0,85	0,65
Indústria de Transformação	0,05	0,86	0,59	0,90	0,38
Metalurgia	0,09	1,46	0,54	0,76	0,35
Minerais não-metálicos	0,06	1,10	-0,02	0,15	0,11

Notas: (1) Os dados usados na tabela acima possuem periodicidade trimestral, englobando o período 1991:1/2009:2.
(2) Todos os dados estão em escala logarítmica, com seus componentes cíclicos tendo sido obtidos a partir do filtro Hodrick-Prescott, considerando ë=1.600.
Elaboração: IJSN – Coordenação de Estudos Econômicos.

Os resultados obtidos demonstram, em primeiro lugar, que todos os setores analisados apresentam um padrão coincidente com a indústria geral. Em segundo lugar, é possível notar que os índices referentes às indústrias extrativa, de transformação e metalúrgica apresentam um maior grau de associação linear com o índice geral, com coeficientes de correlação de 0,85, 0,9 e 0,76, respectivamente. Esse resultado demonstra a maior importância quantitativa desses setores industriais em relação aos demais, no caso do Espírito Santo.

Por outro lado, em termos de volatilidade, destacam-se as indústrias extrativa, de celulose e metalúrgica, que apresentam valores de desvios-padrão entre 1,5 e 2 vezes o valor reportado para o índice geral. Esse resultado provavelmente decorre da dependência do Estado em relação aos mercados internacionais de *commodities*, bem como das oscilações daí decorrentes.

As tabelas 8 e 9 exibem informações referentes a períodos de expansão e contração da atividade econômica, ocorridos tanto no Estado quanto no País, no caso de dados relacionados ao PIB (Tabela 8) e à produção industrial (Tabela 9), respectivamente.

No caso, o critério utilizado para a definição de períodos de expansão e contração foi o seguinte: uma economia está em expansão na data *t* quando há um crescimento no componente cíclico da medida de produto empregada, ou seja, $y_t^c - y_{t-1}^c > 0$, onde y_t^c equivale ao componente cíclico da série considerada. Similarmente, uma economia se encontra em recessão na data *t* quando $y_t^c - y_{t-1}^c \leq 0$. De acordo com essa definição, diz-se que ocorreu um ponto de inflexão na data *t-1* quando a economia estava em recessão (expansão) em *t-1* e está em expansão (recessão) em *t*. Ou seja, um ponto de inflexão correspondente a uma mudança de fase no ciclo de negócios. No caso da tabela abaixo, os períodos comuns de expansão equivalem a áreas em verde enquanto que os períodos comuns de recessão equivalem a áreas em laranja. Por outro lado, áreas que não estão coloridas equivalem a períodos onde não ocorre um padrão de sincronia entre Brasil e Espírito Santo, em termos de expansão ou contração do nível de atividade.

Tabela 8 - Fase dos Ciclos Econômicos – PIB 2004:02/2009:01

Fase dos Ciclos Econômicos - PIB		
Período	Brasil	Espírito Santo
2004.2	+	+
2004.3	-	-
2004.4	-	+
2005.1	-	-
2005.2	+	-
2005.3	-	-
2005.4	+	+
2006.1	+	+
2006.2	-	+
2006.3	+	+
2006.4	+	-
2007.1	+	+
2007.2	+	-
2007.3	-	+
2007.4	+	-
2008.1	+	+
2008.2	+	+
2008.3	+	+
2008.4	-	-
2009.1	-	-

Legenda	
	período comum de expansão
	período comum de recessão

Notas: (1) Os dados usados na tabela acima possuem periodicidade trimestral, englobando o período 2004:2/2009:1. Todos os dados estão em escala logarítmica, com seus componentes cíclicos tendo sido obtidos a partir do filtro Hodrick-Prescott, considerando λ=1600.
Elaboração: IJSN – Coordenação de Estudos Econômicos.

Tabela 9 - Fase dos Ciclos Econômicos – Produção Industrial
1991:2/2009:2

Período	Brasil	Espírito Santo
1991:2	+	+
1991:3	+	+
1991:4	-	+
1992:1	-	-
1992:2	-	-
1992:3	+	-
1992:4	+	+
1993:1	+	+
1993:2	+	-
1993:3	-	-
1993:4	-	-
1994:1	+	+
1994:2	+	-
1994:3	+	+
1994:4	+	+
1995:1	+	-
1995:2	-	-
1995:3	-	+
1995:4	+	-
1996:1	+	-
1996:2	+	+
1996:3	+	+
1996:4	+	+
1997:1	-	-
1997:2	+	+
1997:3	+	-
1997:4	-	-
1998:1	-	+
1998:2	+	-
1998:3	-	+
1998:4	-	-
1999:1	-	+
1999:2	+	+
1999:3	+	+
1999:4	+	-
2000:1	+	-
2000:2	+	-
2000:3	+	+
2000:4	+	+
2001:1	+	-
2001:2	-	-
2001:3	-	-
2001:4	-	-
2002:1	+	+
2002:2	+	+
2002:3	-	+
2002:4	+	+
2003:1	-	-
2003:2	-	-
2003:3	+	+
2003:4	+	-
2004:1	-	+
2004:2	+	+
2004:3	+	-
2004:4	-	+
2005:1	-	-
2005:2	+	-
2005:3	-	-
2005:4	-	+
2006:1	+	+
2006:2	-	+
2006:3	-	-
2006:4	+	+
2007:1	+	-
2007:2	+	-
2007:3	+	+
2007:4	+	+
2008:1	+	+
2008:2	+	+
2008:3	+	+
2008:4	-	-
2009:1	-	-
2009:2	+	+

Legenda	
	período comum de expansão
	período comum de recessão

Notas: (1) Os dados usados na tabela acima possuem periodicidade trimestral, englobando o período 1991:2/2009:2.
(2) Todos os dados estão em escala logarítmica, com seus componentes cíclicos tendo sido obtidos a partir do filtro Hodrick-Prescott, considerando ë=1.600.
Elaboração: IJSN – Coordenação de Estudos Econômicos.

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

É interessante notar que, ao longo do período de análise referente a dados do PIB (2004:2/2009:1), o Espírito Santo apresenta um padrão coincidente com o Brasil em termos de períodos de expansão da atividade econômica, embora o mesmo não ocorra no caso de períodos de recessão. Dentre os 20 trimestres considerados na tabela acima, o Estado apresenta o mesmo padrão de expansão que o País ao longo de 8 deles (ou seja, em 38% das vezes), ao mesmo tempo em que apresenta 5 períodos comuns de recessão com o País (24% das vezes). Nos demais períodos, parece não haver um padrão comum entre as unidades analisadas.

Os resultados são basicamente os mesmos quando é considerada a evolução temporal dos componentes cíclicos de índices de produção industrial, mesmo havendo diferenças em termos do período amostral analisado (1991:2/2009:2), quando da comparação com os resultados referentes ao PIB. No caso, ao longo de um período total de 73 trimestres, o Estado apresentou um período comum de expansão com o País ao longo de 28 trimestres (38% das vezes), apresentando um período comum de contração ao longo de apenas 18 trimestres (cerca de 25% das vezes).

No caso dos resultados expostos acima, o ponto básico a ser ressaltado é o seguinte: o Estado tende a acompanhar o país mais ao longo de períodos de expansão do que em períodos de contração do nível de atividade, com esse resultado sendo robusto a distintos períodos amostrais e ao uso de diferentes medidas usadas para captar o nível agregado de atividade.

As tabelas 10 e 11 abaixo apresentam dados relacionados à duração de fases de expansão e contração dos ciclos nas economias nacional e estadual, tanto no caso do PIB (Tabela 10) quanto no caso da produção industrial (Tabela 11).

Tabela 10 - Duração das fases dos Ciclos Econômicos no Brasil e no Espírito Santo – PIB - 2004:2/2009:1

PIB		Expansão		Recessão	
		BR	ES	BR	ES
Duração (trimestres)	Média	2,40	1,70	1,60	1,50
	Desvio-padrão	1,52	1,25	0,89	0,84

Elaboração: IJSN – Coordenação de Estudos Econômicos.

Tabela 11 - Duração das fases dos Ciclos Econômicos no Brasil e no Espírito Santo – Produção Industrial - 1991:2/2009:2

Produção Industrial		Expansão		Recessão	
		BR	ES	BR	ES
Duração (trimestres)	**Média**	3,00	2,00	2,00	1,90
	Desvio-padrão	2,45	1,20	0,68	0,94

Elaboração: IJSN – Coordenação de Estudos Econômicos.

Os resultados reportados na tabela 10 demonstram que, no caso de durações médias relacionadas ao PIB, períodos de expansão tendem a durar mais do que períodos recessivos, tanto no caso do Brasil quanto no caso do Espírito Santo (expansões duram 2,4 e 1,7 trimestres para o País e o Estado, respectivamente, com recessões durando cerca de 1,5 trimestres). No caso de durações onde o índice de produção industrial é utilizado como indicador do nível de atividade, expansões e recessões tendem a durar, em média, o mesmo número de trimestres, no caso do Espírito Santo (cerca de dois trimestres), ao passo que, no caso brasileiro, períodos de expansão duram, em média, um trimestre a mais do que períodos de recessão.

Em termos de volatilidade, é possível notar que períodos de expansão da atividade econômica são, em geral, mais voláteis do que períodos de recessão, com a diferença sendo mais marcante no caso brasileiro. No caso do Espírito Santo, a volatilidade de períodos de expansão da produção industrial é, em geral, equivalente a 1,2 trimestres, enquanto que a volatilidade de períodos de recessão é de 0,94 trimestres, aproximadamente. Por sua vez, o desvio-padrão do PIB Estadual apresenta um comportamento similar àquele observado para a produção industrial, com períodos de expansão apresentando uma volatilidade de aproximadamente 1,25 trimestres, ao passo que períodos de recessão têm um desvio-padrão de cerca de 0,84 trimestre. Um padrão semelhante, embora envolvendo magnitudes superiores, pode ser observado no caso brasileiro.

Outra questão que vale à pena ser respondida no presente contexto é a seguinte: qual é a relação entre os índices de atividade estaduais e o nacional? A tabela 12 abaixo representa uma primeira tentativa nesse sentido.[17] Na tabela estão expostos os coeficientes de correlação linear entre os componentes cíclicos dos índices de produção industrial disponíveis para alguns estados brasileiros. No caso, cada célula dessa tabela apresenta o coeficiente de correlação estimado entre as séries disponíveis na linha e na coluna correspondente. Por conta disso, a diagonal dessa tabela contém apenas coeficientes iguais à unidade, uma vez que equivale a uma coluna onde são reportados os coeficientes estimados das séries com elas mesmas.

[17] Para uma análise relacionada a esse tema, ver o trabalho de Cunha e Moreira (2006), que analisam o padrão cíclico de medidas de PIB *per capita* estaduais ao longo do período 1985/2002.

Tabela 12 - Correlação entre os Estados Brasileiros – Produção Industrial 2002:1/2009:2

	ES	BR	AM	BA	CE	GO	MG	PA	PE	PR	RJ	RS	SC	SP
ES	1,000													
BR	0,846	1,000												
AM	0,512	0,776	1,000											
BA	0,618	0,718	0,625	1,000										
CE	0,469	0,669	0,509	0,615	1,000									
GO	0,553	0,535	0,465	0,503	0,499	1,000								
MG	0,878	0,953	0,680	0,717	0,600	0,441	1,000							
PA	0,668	0,667	0,460	0,604	0,654	0,319	0,677	1,000						
PE	0,544	0,646	0,482	0,517	0,502	0,401	0,644	0,550	1,000					
PR	0,373	0,499	0,453	0,354	0,473	0,564	0,396	0,247	0,402	1,000				
RJ	0,647	0,619	0,395	0,329	0,227	0,306	0,607	0,462	0,351	-0,061	1,000			
RS	0,796	0,847	0,506	0,484	0,480	0,544	0,778	0,422	0,530	0,513	0,579	1,000		
SC	0,579	0,861	0,718	0,723	0,829	0,444	0,788	0,556	0,595	0,532	0,326	0,684	1,000	
SP	0,748	0,963	0,769	0,726	0,733	0,531	0,892	0,635	0,602	0,572	0,474	0,793	0,909	1,000

Notas: (1) Os dados usados na tabela acima possuem periodicidade trimestral, englobando o período 2002:1/2009:2.
(2) Todos os dados estão em escala logarítmica, com seus componentes cíclicos tendo sido obtidos a partir do filtro Hodrick-Prescott, considerando ë=1.600.
Elaboração: IJSN – Coordenação de Estudos Econômicos.

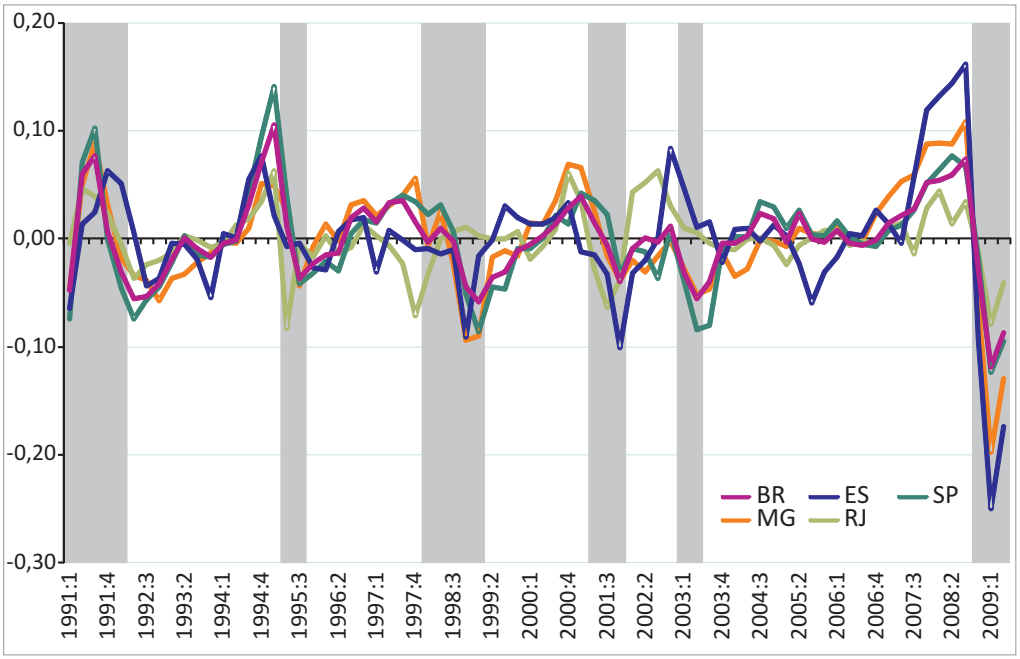
A primeira coluna dessa tabela apresenta os coeficientes de correlação entre o componente cíclico da produção industrial estadual e os componentes de outros estados brasileiros, assim como o componente cíclico da produção industrial nacional. Os coeficientes reportados demonstram que, em termos de flutuações cíclicas do índice de produção industrial, o Espírito Santo apresenta um alto grau de associação linear com o Brasil, uma vez que o coeficiente estimado equivale a 0,85. Assim, flutuações ocorridas no País tendem a ser acompanhadas por flutuações ocorridas no Estado, embora esse padrão tenda a ser mais sincronizado no caso de períodos de prosperidade do que no caso de períodos recessivos, conforme notado acima. Outro ponto digno de nota equivale ao fato de que o estado do Espírito Santo apresenta um alto grau de associação linear com o estado de Minas Gerais (coeficiente de correlação de 0,88), assim como com os estados de Rio Grande do Sul (0,8) e São Paulo (0,75), resultado que pode demonstrar a existência de possíveis "efeitos-transbordamento" (*spillover effects*) entre essas unidades da Federação.[18]

Em termos de coeficientes de correlação de cada estado com o Brasil (segunda coluna da tabela), o Espírito Santo aparece em quinto lugar dentre as unidades analisadas, ficando atrás apenas de São Paulo, Minas Gerais, Santa Catarina e Rio Grande do Sul, que encontram-se em primeiro, segundo, terceiro e quarto lugares, respectivamente. Por sua vez, esse resultado demonstra que o Estado apresenta um padrão cíclico em maior consonância com estados das regiões Sul e Sudeste do país, ressaltando a importância da localização geográfica sobre o nível de atividade regional.

[18] O presente trabalho não tem o objetivo de verificar empiricamente a possível ocorrência desses "efeitos-transbordamento" entre estados. Fica a sugestão de que a pesquisa futura concentre-se nesse tema.

O gráfico 6 exibe a evolução temporal dos componentes cíclicos dos índices de produção industrial dos estados da região sudeste e do Brasil ao longo do período 1991:1/2009:2.

Gráfico 6 - Componentes Cíclicos da Produção Industrial do Brasil e da Região Sudeste - 1991:1/2009:2



Notas: (1) Os dados usados no gráfico acima possuem periodicidade trimestral, englobando o período 1991:1/2009:2.
(2) Todos os dados estão em escala logarítmica, com seus componentes cíclicos tendo sido obtidos a partir do filtro Hodrick-Prescott, considerando ë=1.600.
Elaboração: IJSN – Coordenação de Estudos Econômicos.

Apesar de todas as séries consideradas no gráfico acima exibirem um padrão aproximadamente coincidente, tendendo a contrair ao longo dos períodos recessivos reportados no gráfico, é possível notar nítidas diferenças em termos de volatilidade. Assim, o Espírito Santo apresenta, ao longo do período considerado, um desvio-padrão de 5,92%, sendo o Estado com o componente cíclico da produção industrial mais volátil, ao passo que os estados de São Paulo, Rio de Janeiro e Minas Gerais apresentam, respectivamente, valores de 4,67%, 2,89% e 5,02% para essa estatística.[19]

Outra questão relevante a ser respondida aqui é a seguinte: existe algum padrão de precedência temporal entre os ciclos estaduais e nacional? A tabela 13 apresenta resultados de testes de Granger-causalidade relacionando os componentes cíclicos dos índices de produção industrial nacional e estadual.

[19] Os resultados são semelhantes quando considera-se o período amostral anterior à crise de 2008 (1991:01/2008:02), embora, neste caso, o estado de São Paulo apresente uma volatilidade ligeiramente superior ao estado do Espírito Santo (4,34% contra 4,28%, respectivamente).

Basicamente, esses testes equivalem a testes de hipóteses do seguinte formato:

H_0 (hipótese nula): *a variável x não Granger-causa a variável y*;

H_A (hipótese alternativa): *caso contrário*.

Ou seja, testes de Granger-causalidade procuram analisar se ocorre um padrão de precedência temporal de uma variável em relação a outra, não implicando necessariamente em uma relação de causalidade entre as variáveis analisadas. A tabela abaixo reporta os "p-valores" correspondentes a esses testes.[20] Uma vez que os resultados de testes de Granger-causalidade são sensíveis ao uso de números alternativos de defasagens, optou-se por reportar resultados para especificações contendo 1, 4, 8 e 12 defasagens.

Tabela 13 - Teste de Granger Causalidade entre a Produção Industrial do Brasil e do Espírito Santo - 1991:1/2009:2

Hípotese Nula:	Defasagens			
	1	4	8	12
Prod. Ind. ES não Granger Causa Prod. Ind. BR	0,41	0,44	0,36	0,59
Prod. Ind. BR não Granger Causa Prod. Ind. ES	0,98	0,79	0,98	0,98

Notas: (1) Os dados usados na tabela acima possuem periodicidade trimestral, englobando o período 1991:1/2009:2.
(2) Todos os dados estão em escala logarítmica, com seus componentes cíclicos tendo sido obtidos a partir do filtro Hodrick-Prescott, considerando ë=1.600.
Elaboração: IJSN – Coordenação de Estudos Econômicos.

Os resultados obtidos demonstram que, ao longo do período amostral considerado, não é possível rejeitar a hipótese de inexistência de precedência temporal entre os índices de produção industrial do País e do Estado, independentemente do número de defasagens empregado nos testes. Ou seja, as flutuações no índice de produção industrial brasileiro não tendem a preceder temporalmente as flutuações ocorridas no Espírito Santo e vice-versa.[21] Assim, é possível concluir que, apesar de existir certo grau de sincronia entre os ciclos de negócios ocorridos no Estado e no País, parece não haver um padrão claro de precedência temporal entre essas flutuações.

[20] O termo "p-valor", também conhecido como "nível exato de significância", equivale ao mais baixo nível de significância ao qual a hipótese nula de um teste de hipóteses pode ser rejeitada (Gujarati 2000, p.794).

[21] Os resultados de testes de Granger-causalidade são qualitativamente semelhantes, no caso de outras unidades da Federação. Esses resultados não foram reportados apenas no intuito de poupar espaço.

6. CONCLUSÕES

As flutuações cíclicas constituem um aspecto natural na evolução de uma economia de mercado. A documentação quantitativa dos principais fatos estilizados relacionados a esse fenômeno constitui importante tarefa no sentido de facilitar e sistematizar a compreensão das principais regularidades empíricas de curto prazo, facilitando, em última instância, o processo de formulação de políticas públicas voltadas ao desenvolvimento.

Este trabalho buscou realizar uma sistematização dos principais fatos estilizados dos ciclos de negócios relacionados à economia do Espírito Santo, assim como realizar uma análise comparativa das propriedades cíclicas dessa economia com o Brasil e demais unidades da Federação.

Os principais resultados obtidos foram os seguintes:

i. O nível agregado de atividade, medido tanto a partir do índice de produção industrial, quanto a partir de um indicador trimestral do PIB vem apresentando, ao longo dos últimos anos, uma tendência de crescimento sustentado.

ii. As flutuações cíclicas ocorridas no Espírito Santo são nitidamente mais voláteis do que as flutuações ocorridas no Brasil (duas vezes mais), com o Estado tendendo a crescer acima da média nacional durante períodos de prosperidade, ao mesmo tempo em que tende a crescer abaixo da média durante períodos de recessão.

iii. É possível notar a ocorrência de uma redução gradativa na volatilidade das flutuações cíclicas em anos recentes, acompanhada de um aumento em sua persistência, tanto no caso nacional quanto no caso estadual.

iv. O estado do Espírito Santo apresenta, em geral, um padrão coincidente com o País em termos de períodos de expansão econômica, embora o mesmo não ocorra no que diz respeito a períodos de recessão.

v. O estado do Espírito Santo apresenta forte grau de co-movimento com o nível de atividade agregada do País, bem como com alguns dos estados das regiões Sul e Sudeste, fato que ressalta a importância de sua localização geográfica, assim como a possível ocorrência de "efeitos-transbordamento" entre regiões.

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

Em termos gerais, a partir da inspeção dos resultados reportados neste trabalho, pode-se notar que a economia do estado do Espírito Santo adequa-se a alguns dos fatos estilizados dos ciclos de negócios, embora não o faça em relação a outros.

Vale a ressalva de que esses resultados podem estar condicionados ao uso de medidas específicas utilizadas para capturar o comportamento de variáveis econômicas selecionadas (ou seja, as *proxies* utilizadas). Por outro lado, fica a sugestão de que a pesquisa futura concentre-se no uso de medidas mais precisas, de acordo com a disponibilidade de dados, assim como o uso de períodos amostrais distintos, no sentido de gerar um maior grau de robustez aos resultados reportados neste trabalho.

Compreender a dinâmica de curto prazo de uma economia constitui uma das tarefas mais tradicionais na teoria macroeconômica moderna. Espera-se que, a partir dos resultados reportados, seja possível a elaboração de explicações teóricas condizentes com alguns dos fatos aqui descritos, assim como a formulação de políticas capazes de mitigar eventuais efeitos adversos dos ciclos de negócios no estado do Espírito Santo.

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ABEL, Andrew; BERNANKE, Ben S. *Macroeconomics*. Addison Wesley, 1992.

BACKUS, David K.; KEHOE, Patrick J. International evidence on the historical properties of business cycles. *American Economic Review*, v.82, n.4, p.864-888, 1992.

BONELLI, Regis; BASTOS, Estêvão K.X.; ABREU, Patricia C.A. *Metodologia e sistema de cálculo do indicador do Produto Interno Bruto (PIB) em bases trimestrais para o estado do Espírito Santo*. Texto para Discussão n.07, IJSN, set.2009. 47p.

CONJUNTURA ECONÔMICA. *Nova ferramenta para acompanhar os ciclos econômicos brasileiros*. Conjuntura Econômica, v.63, n.06, Jun.2009, p.30-32.

COOLEY, Thomas F.; PRESCOTT, Edward C. Economic growth and business cycles. In: COOLEY, Thomas F. (ed.) *Frontiers of business cycle research*. New Jersey: Princeton Univ., 1995. p.1-38.

CUNHA, Alexandre; MOREIRA, Leonardo P. Ciclos econômicos regionais no Brasil de 1985 a 2002: uma introdução. *Revista de Economia Contemporânea*, v.10, n.1, p.115-138, jan./mar.2006.

ELLERY, Roberto G. Jr.; GOMES, Victor; SACHSHIDA, Adolfo. Business cycle fluctuations in Brazil. *Revista Brasileira de Economia*, v.56, n.2, p.269-308, abr.-Jun.2002.

ES 2025. Plano de Desenvolvimento Espírito Santo 2025 – Avaliação Estratégica do Espírito Santo e Elementos para a Visão de Futuro. Abril, 2006. Disponível em: http://www.espiritosanto2025.com.br/

GUJARATI, Damodar. *Econometria Básica*. São Paulo: Pearson/Makron Books, 2000. 848p.

HODRICK, Robert; PRESCOTT, Edward C. Post-War U.S. business cycles: a descriptive empirical investigation. *Journal of Money, Credit and Banking*, v.29, n.1, p.1-16, 1997.

KANCZUK, Fábio; FARIA, Francisco, Jr. Ciclos reais para a indústria brasileira? *Estudos Econômicos*, v.47, n.4, p.335-350, 2000.

KYDLAND, Finn; PRESCOTT, Edward C. Business cycles: real facts and a monetary myth. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, v.14, n.2, p.3-18, 1990.

LUCAS, Robert E., Jr. Understanding business cycles. In: BRUNNER, Karl; MELTZER, Allan (eds.). *Stabilization of the domestic and international economy*. Amsterdam: North-Holland Publishing Company, v.5, p.7-29, 1977.

MAGALHÃES, Matheus A. de. Explicando os ciclos de negócios. *Economia Aplicada*, v.4, n.1, p.157-189, jan.-mar.2000.

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

MAGALHÃES, Matheus A. de ; RIBEIRO, Anna P.L. *Evolução da produtividade no estado do Espírito Santo*: uma análise comparativa. Nota Técnica n.06, IJSN, ago.2009. 22p.

STOCK, James H.; WATSON, Mark W. Business cycle fluctuations in U.S. macroeconomic time series. In: TAYLOR, J.; WOODFORD, M. (eds.) *Handbook of Macroeconomics*, North-Holland, p.3-64, 2000.

ZARNOWITZ, Victor. Recent work on business cycles in historical perspective: a review of theories and evidence. *Journal of Economic Literature*, v.23, n.2, p.523-580, 1985.

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

APÊNDICE A: VARIÁVEIS UTILIZADAS NA ANÁLISE

Tabela A1 - Estatísticas Descritivas das Principais Variáveis Empregadas na Análise

Variáveis		Média	Mediana	Desvio-padrão	Máximo	Mínimo
PIB	BR	133,79	132,65	8,84	149,20	121,05
	ES	112,51	113,27	8,33	128,19	99,73
Produção Industrial	BR	96,99	95,40	15,45	135,92	64,65
	ES	92,05	86,20	23,70	151,91	56,20
	AM	121,31	123,84	16,49	146,17	86,42
	BA	101,47	99,83	11,92	129,64	75,03
	CE	98,84	97,29	14,98	130,52	66,35
	GO	116,20	117,68	13,63	144,86	85,11
	MG	98,64	97,16	17,34	145,75	64,53
	PA	126,57	126,33	18,99	161,30	94,06
	PE	112,11	105,76	20,29	163,49	81,52
	PR	102,52	102,61	16,49	143,66	69,78
	RJ	85,67	85,14	16,76	113,65	58,96
	RS	93,94	96,08	12,17	117,07	60,44
	SC	97,96	99,57	10,92	118,09	71,36
	SP	101,41	99,41	15,89	144,23	65,03
Consumo	BR	125,28	123,07	21,06	158,44	92,70
	ES	163,31	160,91	37,44	219,16	106,79
Investimento	BR	3399436,58	3268333,47	482674,85	4719769,00	2764816,57
	ES	68907,81	62064,50	19765,57	119218,67	49524,67
Emprego	BR	101,50	100,99	2,73	107,84	97,13
	ES	94,71	94,63	2,80	99,58	88,73
Produtividade do Trabalho	BR	111,71	112,74	4,32	121,84	102,67
	ES	168,43	153,15	44,73	233,48	101,63
Salários Reais	BR	104,60	102,42	10,75	132,60	88,12
	ES	127,57	124,62	21,82	175,00	98,25
Importação	BR	74,46	75,91	31,01	160,63	17,79
	ES	275,43	254,90	84,69	436,33	137,47
Exportação	BR	62,12	52,32	26,44	113,60	27,71
	ES	88,63	90,11	11,20	105,91	53,18

Nota: O significado das variáveis na tabela é o seguinte: PIB – Índice de volume do Produto Interno Bruto a preços de mercado; Produção Industrial – índice de produção física industrial; Consumo – volume de vendas do comércio varejista ampliado; Investimento – consumo aparente de cimento; Emprego – índice de horas pagas na indústria ; Produtividade do Trabalho – média da produtividade dos trabalhadores na indústria, formada pela razão entre os índices de produção industrial e de horas pagas na indústria; Salários Reais – índice de folha de pagamento real; Importação – índice de *quantum* das Importações; Exportação – índice de *quantum* das Exportações.
Elaboração: IJSN – Coordenação de Estudos Econômicos.

Tabela A2 - Descrição das Variáveis Analisadas

Variáveis		Fonte	Unidade	Período Amostral
Medidas de Atividade				
PIB a preço de mercado	BR	IBGE	Índice	2004:1/2009:1
	ES	IBGE/IJSN	Índice	2004:2/2009:2
Produção Física Industrial		IBGE	Índice	1991:1/2009/2
Medida de Consumo				
Volume de Vendas	BR	IBGE	Índice	2003:1/2009:2
do Comércio Varejista	ES	IBGE	Índice	2004:1/2009:2
Medida de Investimento				
Consumo Aparente de Cimento		SNIC	Tonelada	2001:1/2009:2
Medidas de Insumos Industriais				
Horas Pagas		IBGE	Índice	2001:1/2009:2
Salários Reais		IBGE	Índice	2001:1/2009:2
Produtividade do Trabalho		IJSN	Índice	2001:1/2009:2
Medidas de Comércio Exterior				
Importações	BR	IPEADATA	Índice de *quantum*	1991:1/2009:2
	ES	IJSN	Índice de *quantum*	2002:1/2009:2
Exportações	BR	IPEADATA	Índice de *quantum*	1991:1/2009:2
	ES	IJSN	Índice de *quantum*	2003:1/2009:2

Elaboração: IJSN – Coordenação de Estudos Econômicos.

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

APÊNDICE B: FILTRO HODRICK-PRESCOTT

O método utilizado para a obtenção dos componentes cíclicos das séries analisadas neste trabalho foi o filtro Hodrick-Prescott (Hodrick e Prescott 1997). Este é um filtro linear usado para a extração do componente de longo prazo ("secular") de uma série econômica.

Em particular, seja y_t uma série temporal, com y_t^g e y_t^c correspondendo a seus componentes secular (longo prazo) e cíclico (curto prazo), respectivamente. Em algumas aplicações econômicas, y_t pode ser representado pelo logaritmo natural da série original. Basicamente, o filtro Hodrick-Prescott corresponde à solução do seguinte problema de minimização:

$$\sum_{t=1}^{T} (y_t^c) + \lambda \sum_{t=1}^{T} [(y_{t+1}^g - y_t^g) - (y_t^g - y_{t-1}^g)]^2$$

onde a expressão acima representa uma função perda, enquanto que o termo λ equivale a um parâmetro que reflete a variância relativa do componente secular da série em comparação a seu componente cíclico, também conhecido como parâmetro de suavização. Na análise acima, foram empregados valores de λ iguais a 1.600 (dados trimestrais) e 14.400 (dados mensais). Ambos os valores equivalem a magnitudes comumente utilizadas no caso de estudos aplicados relacionados ao tema.

Por sua vez, o componente cíclico de uma série pode ser obtido a partir da seguinte operação:

$$y_t^c = y_t - y_t^g$$

Ou seja, a partir da subtração do componente secular do logaritmo natural da série, é possível a obtenção de seu componente cíclico.

Editoração
João Vitor André

Bibliotecária
Andreza Ferreira Tovar

05

7

Texto para Discussão nº13

Preços de *Commodities* e Nível de Atividade no Espírito Santo: um estudo econométrico

GOVERNO DO ESTADO DO ESPÍRITO SANTO
SECRETARIA DE ESTADO DE ECONOMIA E PLANEJAMENTO - SEP
INSTITUTO JONES DOS SANTOS NEVES - IJSN

TEXTO PARA DISCUSSÃO | 13

PREÇOS DE COMMODITIES E NÍVEL DE ATIVIDADE NO ESPÍRITO SANTO: UM ESTUDO ECONOMÉTRICO

Matheus Albergaria de Magalhães
Economista,
Coordenador de Estudos Econômicos
do Instituto Jones dos Santos Neves
Rede de Estudos Macroeconômicos (MACRO)

Vitória I 2010

Instituto Jones dos Santos Neves
Preços de commodities e nível de atividade no Espírito Santo: um estudo econométrico. Vitória, ES, 2009.

37p.: il. (Texto para discussão, 13)
ISBN 978-85-62509-55-1

1.Commodities. 2.Comércio Exterior. 3.Espírito Santo(Estado). I.Título. II.Série.

SUMÁRIO

Apresentação 4

1. Introdução 5

2. Referencial Teórico 6

3.Caracterização do Comércio Exterior do Estado do Espírito Santo 8

4. Base de Dados e Metodologia 12

5. Resultados 13

5.1. Análise Preliminar 13

5.2. Testes de Raiz Unitária 17

5.3. Testes de Granger-Causalidade 19

5.4. Impactos Dinâmicos de Preços de *Commodities* sobre o Nível de Atividade 21

6. Testes de Robustez 28

6.1. Variações no Número de Defasagens Utilizados em Testes de Granger-Causalidade 28

6.2. Uso de Distintos Índices de Preços de *Commodities* em Testes de Granger-Causalidade 29

7. Conclusões 31

8. Referências Bibliográficas 33

Apêndice A: Estatísticas Descritivas das Variáveis Utilizadas na Análise 35

Apêndice B: Metodologia de Vetores Autoregressivos (VAR) 36

APRESENTAÇÃO*

O presente trabalho propõe-se a mensurar empiricamente os efeitos de variações nos preços de *commodities* sobre o nível de atividade do estado Espírito Santo ao longo do tempo, assim como comparar os impactos desses preços sobre a economia estadual *vis-à-vis* a economia nacional e demais estados brasileiros. Os resultados obtidos permitem identificar cinco padrões empíricos distintos: (i) por conta de seu alto grau de abertura, o estado do Espírito Santo sente mais intensamente os impactos de choques nos preços de *commodities* do que o Brasil e outros estados; (ii) resultados de testes de Granger-causalidade demonstram que preços de *commodities* exercem um padrão de precedência temporal sobre os níveis de atividade estadual e nacional; (iii) padrão semelhante de precedência temporal também ocorre no caso de amplo conjunto de variáveis macroeconômicas relacionadas ao estado do Espírito Santo; (iv) um choque nos preços de *commodities* faz com que o nível de atividade estadual aumente inicialmente, sofrendo uma contração em seguida, para então apresentar um aumento permanente em relação a seu nível original no longo prazo; (v) resultados de um exercício de decomposição da variância demonstram que, em média, os impactos quantitativos de choques nos preços de *commodities* são maiores no caso estadual do que no caso nacional. Esses resultados são robustos a diversas questões de especificação, tais como o uso de diferentes transformações estacionárias dos dados e de distintos números de defasagens empregados em testes de Granger-causalidade . Esses resultados são importantes no sentido de possibilitarem uma melhor compreensão dos efeitos de oscilações nos preços de *commodities* sobre uma pequena economia aberta, conforme parece ser o caso do Espírito Santo.

* O autor agradece os comentários e as sugestões de Ana Paula Vescovi, Victor Toscano e dos participantes de seminários ocorridos no Instituto Jones dos Santos Neves (IJSN) e na Universidade Federal do Espírito Santo (UFES), ocorridos nos dias 30 de abril e 21 de maio de 2010, respectivamente. Um agradecimento especial às estagiárias Manoela Andrade e Jessica Rangel, pela excelente assistência de pesquisa. Vale a ressalva de que eventuais erros aqui contidos são de inteira responsabilidade do autor.

1. INTRODUÇÃO

O Espírito Santo possui um alto grau de abertura ao comércio exterior. Estimativas do coeficiente de abertura do Estado apontam para uma magnitude em torno de 50% (Magalhães e Toscano 2009; Pereira e Maciel 2009). Ou seja, a cada R$ 100 produzidos em território estadual, cerca de R$ 50 são destinados ao setor externo. Esse fato acaba fazendo com que a economia local fique extremamente condicionada a acontecimentos ocorridos no cenário internacional.

Em particular, por conta da pauta de exportações do Espírito Santo ser concentrada em *commodities*, nota-se que variações nos preços desses bens acabam por ter um impacto pronunciado na economia[1]. O objetivo do presente trabalho é quantificar os efeitos de variações nos preços de *commodities* sobre o nível de atividade estadual. Adicionalmente, busca-se averiguar eventuais diferenças das respostas do Estado em comparação a outras Unidades da Federação (Ufs)[2].

Para se quantificar os efeitos dos preços de *commodities* sobre o nível de atividade serão empregadas neste trabalho técnicas econométricas referentes a dados de séries temporais. Especificamente, o presente trabalho será baseado em modelos de vetores autoregressivos (VARs), assim como testes de Granger-causalidade, com ambas as técnicas sendo amplamente usadas na área de Macroeconomia aplicada[3].

O trabalho está dividido da seguinte maneira: na próxima seção, é feita uma breve revisão de alguns dos trabalhos relacionados ao tema, enquanto que a terceira seção apresenta uma caracterização do comércio exterior do estado do Espírito Santo. A quarta seção descreve a base de dados e a metodologia empregados no trabalho, enquanto que a quinta seção contém os principais resultados da análise empírica conduzida. A sexta seção, por sua vez, contém resultados de testes de robustez relacionados a alguns dos principais resultados empíricos obtidos. Finalmente, a sétima seção apresenta as conclusões do trabalho e fornece algumas sugestões de pesquisa futura sobre o tema.

[1] O termo "*commodities*" serve para designar bens em estado bruto ou com pequeno grau de industrialização, de qualidade quase uniforme, produzidos em grandes quantidades e por diferentes produtores. Basicamente, *commodities* equivalem a produtos padronizados, cujo preço não é definido pelo produtor, o que faz com que seu esquema de produção possa ser razoavelmente aproximado a partir de um mercado competitivo (em concorrência perfeita). Segundo Puga (2008, p.2): "*A definição de* commodities *não é pacífica. A princípio, engloba os produtos intensivos em recursos naturais, padronizados e com tecnologia de produção amplamente conhecida, sendo o termo geralmente associado a bens negociados em Bolsa de Mercadorias. Essa lista, no entanto, costuma ser acrescida por bens como minério de ferro, aço e alimentos industrializados que, embora não sejam padronizados e nem negociados em Bolsa, guardam semelhança com as* commodities *nos demais aspectos.*" (grifos do autor).

[2] Breves análises relacionadas à importância das *commodities* no comércio exterior brasileiro estão contidas em Puga (2008) e Pereira (2009).

[3] Para maiores informações a respeito dessas técnicas, ver Canova (1995), Enders (1995, cap.5) e Stock e Watson (2001). As referências seminais sobre esses temas equivalem aos trabalhos de Granger (1969) e Sims (1980).

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

2. REFERENCIAL TEÓRICO

Prates (2007) equivale a uma referência pioneira em termos de literatura nacional sobre o tema. No caso desse trabalho, a autora busca explicar a tendência de alta dos preços de *commodities* ocorrida a partir do ano de 2001. Para tanto, elabora uma detalhada análise da evolução dos preços de distintos tipos de *commodities* (alimentícias, metálicas e agrícolas), concluindo que, em geral, os preços de *commodities* apresentam um padrão nitidamente procíclico (i.e., aumentam quando aumenta o produto agregado e vice-versa). A autora também conclui que os preços de *commodities* metálicas exibem maior correlação com o nível de atividade industrial, uma vez que a oferta desses bens tende a reagir de forma mais lenta a aumentos de demanda, em comparação a *commodities* agrícolas, o que faz com que o mercado para esse tipo de *commodity* se assemelhe mais ao mercado de petróleo do que ao de matérias-primas agrícolas.

A autora finaliza seu estudo sugerindo que a alta de preços de *commodities* ocorrida no período 2002/2005 esteve associada a uma sobreposição de fatores: recuperação econômica global, desvalorização do Dólar, bolhas especulativas fomentadas por taxas de juros baixas e devido ao marcante crescimento econômico da China registrado ao longo desse período. Embora reconheça a dificuldade de se isolar alguns desses fatores como principais determinantes da trajetória de alta dos preços de *commodities*, a autora levanta duas hipóteses básicas a esse respeito: a crescente importância da economia chinesa em termos globais (“efeito-China”) e as condições macroeconômicas internas vigentes ao longo do período de análise.

Por sua vez, o estudo empírico de Prates e Marçal (2008) equivale a uma tentativa de mensuração do desempenho exportador brasileiro ao longo do período 1999/2006, levando em conta a influência da tendência de alta dos preços de *commodities* para esse desempenho. Os autores demonstram que, ao longo do período 2003/2006, a pauta brasileira de exportações esteve concentrada principalmente em *commodities* primárias e bens de baixa intensidade tecnológica, fato que acabou beneficiando o País no contexto internacional da época, não apenas por conta do aumento dos preços de *commodities*, mas também por conta de características específicas da expansão econômica da China no período e da recuperação sincronizada da economia mundial. Uma decorrência desse fato foi o aumento da participação de mercado do Brasil nas importações mundiais.

Utilizando técnicas de cointegração, os autores buscam quantificar a importância do aumentos dos preços de *commodities* sobre o desempenho observado das exportações brasileiras ao longo do período de análise. Os resultados obtidos demonstram que o padrão de alta observado foi, de fato, um importante determinante do desempenho favorável das exportações nacionais no período, tanto por conta de seus impactos diretos (“efeito-preço”) quanto indiretos (“efeito-quantidade”).

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

Baseando-se em dados históricos corespondentes a um período de aproximadamente 300 anos, Jacks, O'Rourke e Williamson (2009) buscam responder a diversas questões relacionadas a padrões empíricos de preços de *commodities*. Para tanto, os autores partem da constatação de que países pobres tendem a apresentar maior volatilidade em suas flutuações econômicas, exatamente devido ao fato de possuírem uma pauta de exportações concentrada em um número relativamente reduzido de produtos básicos[4].

Adicionalmente, esses autores ressaltam que a ocorrência de uma volatilidade excessiva pode ser prejudicial ao crescimento de longo prazo de uma nação. Os resultados obtidos a partir da análise dos dados históricos considerados permitem a identificação dos seguintes padrões empíricos: (i) não houve aumento na volatilidade de preços de *commodities* desde o ano de 1700; (ii) os preços de *commodities* sempre exibiram maior volatilidade do que os preços de bens manufaturados; (iii) processos de integração econômica tendem a reduzir a volatilidade dos preços de *commodities*. Em particular, os autores obtêm uma conclusão que vai contra a hipótese de Prebisch (1950), de que os preços de *commodities* exibiriam um padrão mais volátil do que os preços de bens industrializados, uma vez que os últimos teriam suas flutuações reduzidas devido ao surgimento da moderna indústria corporativa. Segundo Jacks, O'Rourke e Williamson (2009), se essa hipótese fosse de fato apoiada pelos dados, então diferenças de volatilidade dos preços dessas duas categorias de bens deveriam ter surgido apenas a partir do final do século XIX. Entretanto, a evidência empírica reportada pelos autores não indica a ocorrência dessa diferença no período supracitado, com os preços de *commodities* apresentando um padrão mais volátil do que os preços de bens industrializados ao longo dos últimos 300 anos, e não apenas a partir da década de 50, conforme a hipótese de Prebisch.

Baseando-se nas referências supracitadas, o presente trabalho buscará evidenciar alguns padrões empíricos relacionados a preços de *commodities*, com ênfase em seus impactos sobre o nível de atividade do estado do Espírito Santo.

[4] Como colocam os autores: *"(...) Primary products, or export* commodities *as they are often called, experience far greater price volatility than do manufactures or services, although this is more often assumed than demonstrated in the literature (…)"* (Jacks, O'Rourke e Williamson 2009, pp.3-4).

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

3.CARACTERIZAÇÃO DO COMÉRCIO EXTERIOR DO ESTADO DO ESPÍRITO SANTO[5]

Conforme dito acima, o Espírito Santo pode ser caracterizado como um dos estados com maior grau de abertura do País. Distintos estudos destinados a mensurar o grau de abertura do Estado chegaram à mesma conclusão em termos de sua posição frente a outras UFs, embora possam haver discrepâncias em termos de magnitudes do coeficiente de abertura propriamente dito, provavelmente decorrentes de diferenças em termos de períodos de análise e/ou metodologia empregada. A Tabela 1 abaixo resume alguns dos estudos relacionados ao

Tabela 1 - Estimativas de Grau de Abertura (G.A.) para o Estado do Espírito Santo, de acordo com Distintos Estudos Empíricos

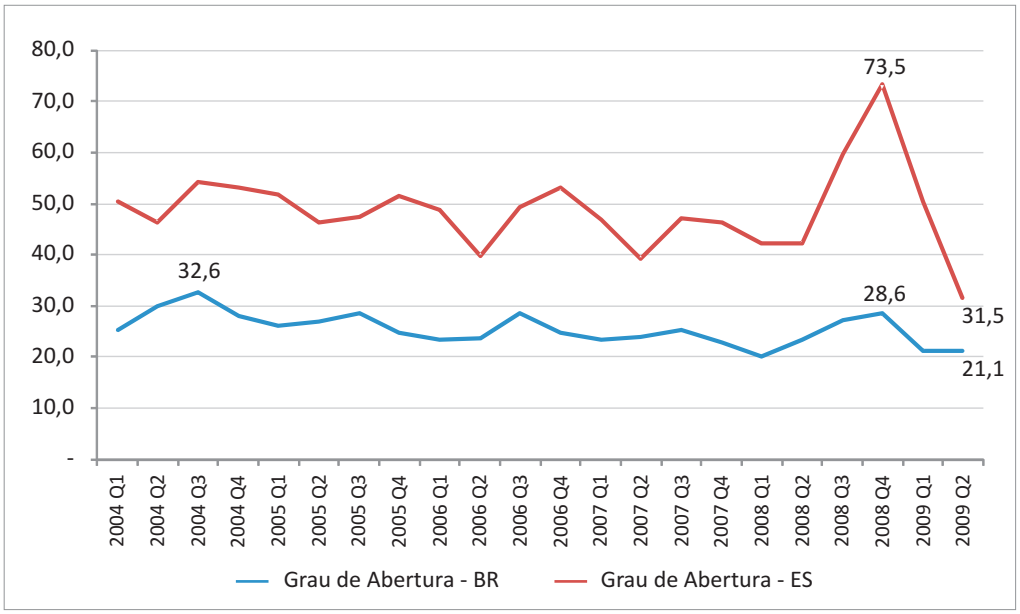
Autores	Período Amostral	Frequência Temporal	Estimativa G.A.	Posição Ranking
Souza (2003)	1991/2000	Anual	60,8%	1º
Pereira e Maciel (2009)	2000/2006	Anual	50,3%	1º
Magalhães e Toscano (2009)	2004:01/2009:02	Trimestral	48,7%	n.c.ª

Fonte: Souza (2003), Pereira e Maciel (2009) e Magalhães e Toscano (2009).
Nota: (a) O termo "n.c." denota "nada consta". No caso do trabalho de Magalhães e Toscano (2009), os autores não elaboraram um *ranking* de coeficientes de abertura das UFs, uma vez que trabalham apenas com dados referentes ao estado do Espírito Santo e ao Brasil.

Magalhães e Toscano (2009) calculam estimativas trimestrais do coeficiente de abertura do Espírito Santo, comparando essas estimativas com o caso brasileiro. O Gráfico 1 contém a evolução temporal dessas duas variáveis ao longo do período 2004:01/2009:02.

[5] Para maiores informações a respeito da evolução do comércio exterior do estado do Espírito Santo, ver *Panorama Econômico* (2009) e Toscano e Magalhães (2010).

Gráfico 1 - Estimativas Trimestrais de Grau de Abertura (G.A.) para o Estado do Espírito Santo, 2004:01/2009:02 (dados trimestrais)



Fonte: Rede de Estudos Macroeconômicos (MACRO) - CEE/IJSN.

De acordo com os resultados descritos acima, pode-se notar que o Espírito Santo apresenta um grau de abertura nitidamente superior ao caso nacional ao longo de todo o período amostral especificado. Adicionalmente, nota-se que as estimativas supracitadas apresentaram alguma variação ao longo do tempo, com as medidas de grau de abertura estadual e nacional tendo sofrido uma contração no período 2007-2008, por conta dos efeitos da crise financeira internacional originada no mercado imobiliário norte-americano, o que acabou ocasionando uma contração simultânea de exportações e importações estaduais.

Em termos de pauta de exportações, o Espírito Santo pode ser caracterizado principalmente como um estado exportador de bens básicos e intermediários. A Tabela 2 contém dados que corroboram essa última afirmação, uma vez que apresenta as participações percentuais dos bens exportados e importados pelo Estado, classificados por fator agregado.

Tabela 2 - Participações Percentuais de Bens (Classificação por Fator Agregado) nas Exportações e Importações do Estado do Espírito Santo, 2009 (dados anuais)

	Participação (%)	
	Exportações	Importações
Básicos	47,29	5,49
Manufaturados	21,94	88,87
Semimanufaturados	28,23	5,65
Consumo de Bordo	2,54	–

Fonte: Rede de Estudos Macroeconômicos (MACRO) - CEE/IJSN.
Nota: (a) O termo "Consumo de Bordo" serve para denotar o conjunto de bens transacionados entre residentes e não residentes a bordo de aeronaves, embarcações, etc.[6]

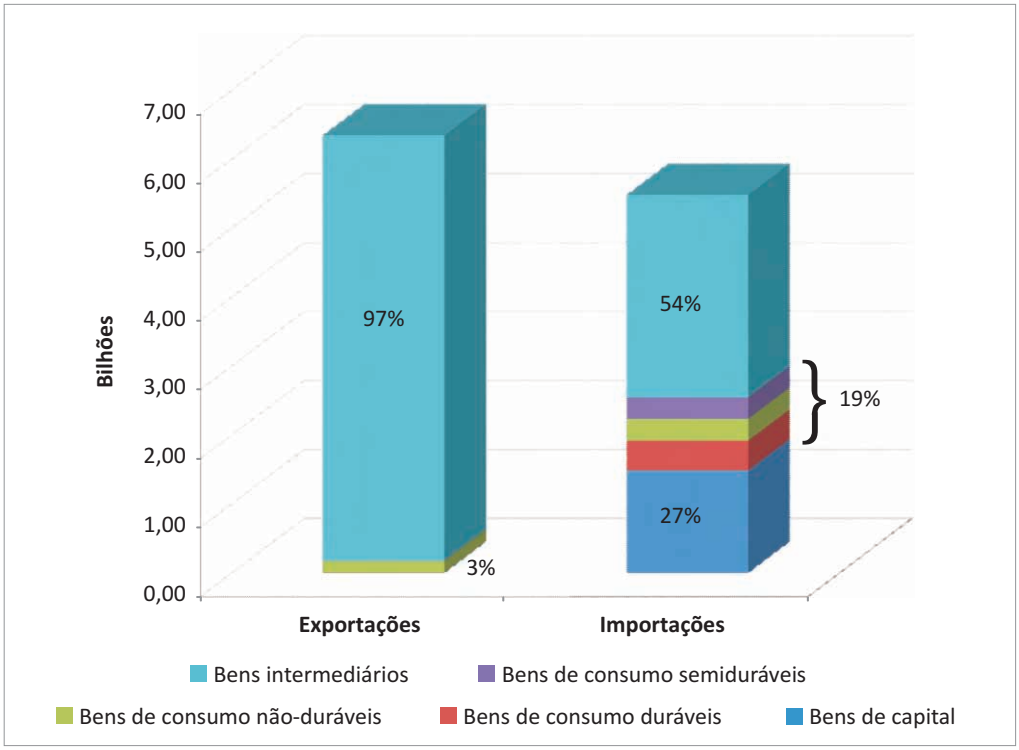
Os dados da última tabela demonstram que cerca de metade das exportações do Estado (47,3%) equivalem a produtos básicos, enquanto que, em termos de importações, a ampla maioria (89%) dos bens transacionados corresponde a bens manufaturados.

Por outro lado, o Gráfico 2 contém a composição das exportações e importações estaduais, assim como os respectivos percentuais correspondentes a cada tipo de bem. A diferença em relação à tabela anterior diz respeito à classificação dos bens utilizada. Especificamente, no caso do gráfico abaixo, fez-se uso de uma classificação por categoria de uso, ao passo que no caso da tabela acima foi utilizada a classificação por fator agregado.

[6] Para maiores detalhes a respeito dessa informação, ver o *website* do Banco Central do Brasil (http://www.bcb.gov.br/ftp/infecon/BalPagSet_P.pdf).

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

Gráfico 2 - Participações Percentuais de Bens (Classificação por Categoria de Uso) nas Exportações e Importações do Estado do Espírito Santo, 2009 (dados anuais)



Fonte: Rede de Estudos Macroeconômicos (MACRO) - CEE/IJSN.

Conforme é possível notar a partir da inspeção do gráfico, o estado do Espírito Santo possui uma pauta de importações nitidamente mais diversificada do que sua pauta de exportações. Especificamente, o Estado importa bens de consumo, bens de capital e bens intermediários, ao mesmo tempo em que possui a grande maioria de suas exportações (97%) concentrada em produtos intermediários.

A partir dos resultados reportados acima, é possível constatar que, por conta de sua estrutura econômica, o Espírito Santo constitui um bom exemplo de pequena economia aberta, uma vez que possui uma pauta de exportações concentrada principalmente em bens básicos e intermediários, ao mesmo tempo em que não exerce influência sobre preços internacionais dos bens que exporta ou importa. Em termos gerais, os resultados da análise descrita abaixo podem servir como evidência acerca dos efeitos de choques macroeconômicos ocorridos no cenário internacional sobre uma pequena economia aberta.

4. BASE DE DADOS E METODOLOGIA

No caso deste trabalho, foram utilizados dados referentes a índices de preços de *commodities* e níveis de atividade nacional e estadual. Especificamente, no caso dos preços de *commodities*, foram utilizados os índices de preços de *commodities* do *Commodity Research Bureau* (CRB)[7]. No caso de alguns testes de robustez, também foram utilizados índices provenientes do Fundo Monetário Internacional (FMI) (maiores detalhes adiante).

Em termos de índices de atividade, foram utilizados índices de produção industrial do Brasil, do Espírito Santo e de outras UFs, cuja fonte primária é a Pesquisa Industrial Mensal – Produção Física (PIM-PF), do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Especificamente, esses índices servem para representar medidas de nível de atividade das respectivas economias às quais estão associados. O período amostral analisado equivale a 1998:01/2009:03 (dados trimestrais). O *Apêndice A* contém uma descrição das séries temporais empregadas no trabalho.

[7] O CRB produz diversos indicadores relacionados a preços de *commodities*. Para maiores informações a respeito de alguns dos índices utilizados neste trabalho, ver o *website* dessa instituição: http://www.crbtrader.com/.

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

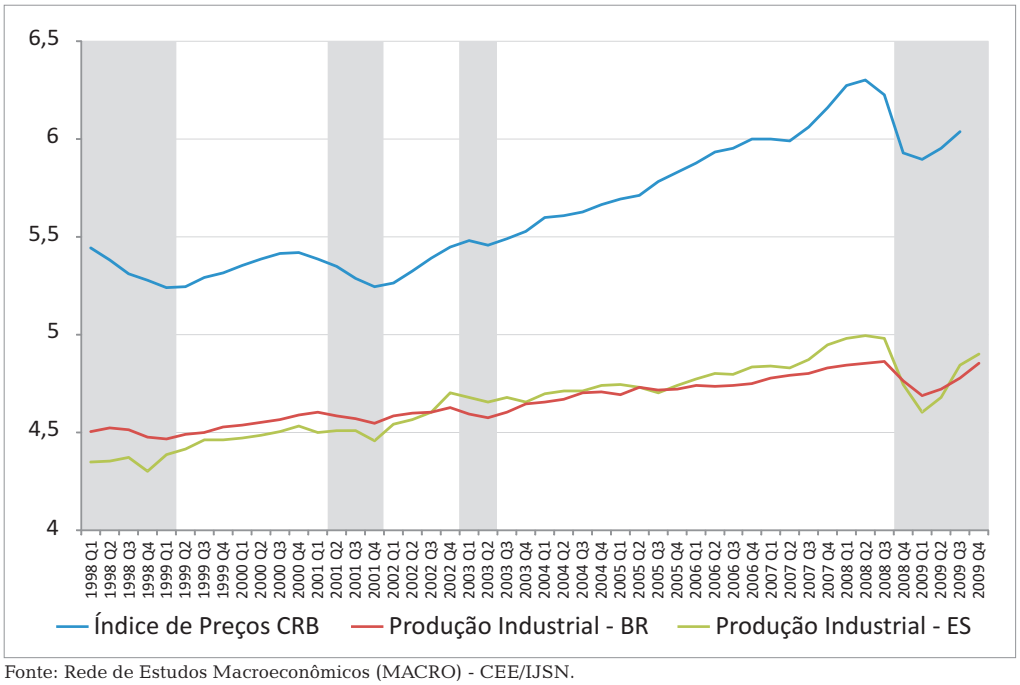
5. RESULTADOS

Nesta seção são expostos os principais resultados da análise empírica conduzida no trabalho.

5.1. Análise Preliminar

O Gráfico 3 apresenta a evolução temporal das séries de produção industrial do Brasil e do Espírito Santo ao longo do período 1980:01/2009:03 (dados trimestrais), assim como do índice CRB, com todas as variáveis estando expressas na escala logarítmica natural[8]. Do mesmo modo, também são expostas no gráfico áreas correspondentes a recessões no caso brasileiro (áreas em cinza), em consonância com a classificação proposta pelo Comitê de Datação dos Ciclos Econômicos (CODACE) (CONJUNTURA ECONÔMICA 2009).

Gráfico 3 - Séries Temporais do Índice de Preços CRB e dos Índices de Produção Industrial Nacional e Estadual, 1998:01/2009:04 (dados trimestrais)



Fonte: Rede de Estudos Macroeconômicos (MACRO) - CEE/IJSN.

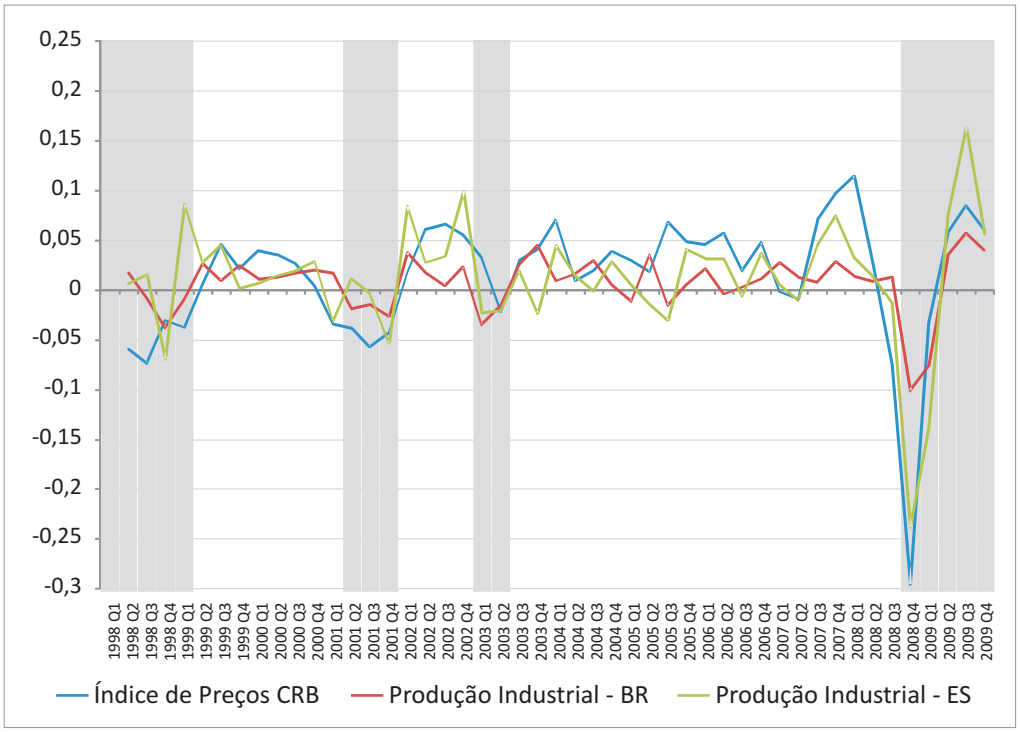
[8] Optou-se pelo uso de dados nesse formato como uma maneira de compactar as escalas das séries originais, evitando-se assim possíveis problemas de variância (heterocedasticidade). Adicionalmente, vale lembrar que este é um procedimento comum em estudos econométricos aplicados hoje em dia.

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

Os padrões descritos no gráfico permitem inferir que todas as séries consideradas, quando expressas em níveis, apresentam trajetórias bastante semelhantes ao longo do período analisado[9].

Os Gráficos 4 e 5, por sua vez, apresentam a evolução temporal de transformações estacionárias das mesmas séries, sendo que, no caso do primeiro gráfico, são apresentadas as primeiras-diferenças dos logaritmos naturais das séries, ao passo que, no caso do segundo gráfico, são apresentados os componentes cíclicos das séries (obtidos via filtro Hodrick-Prescott) (Hodrick e Prescott 1997). O intuito básico de ambos os gráficos equivale a ressaltar as oscilações de curto prazo das séries.

Gráfico 4 - Primeiras-Diferenças dos Logaritmos Naturais do Índice de Preços CRB e dos Índices de Produção Industrial Nacional e Estadual, 1998:01/2009:04 (dados trimestrais)

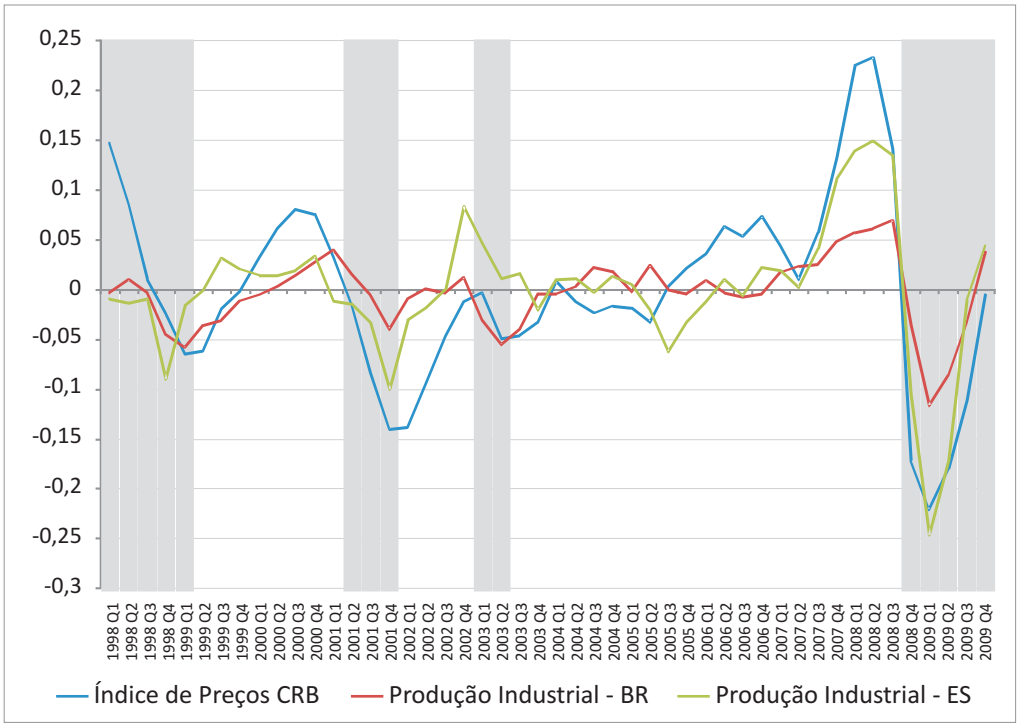


Fonte: Rede de Estudos Macroeconômicos (MACRO) - CEE/IJSN.

[9] A princípio, o padrão gráfico das séries consideradas poderia sugerir a ocorrência de um padrão de cointegração, embora sejam necessários testes adicionais para a eventual confirmação desse diagnóstico (maiores detalhes adiante).

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

Gráfico 5 - Componentes Cíclicos do Índice de Preços CRB e dos Índices de Produção Industrial Nacional e Estadual, 1998:01/2009:04 (dados trimestrais)



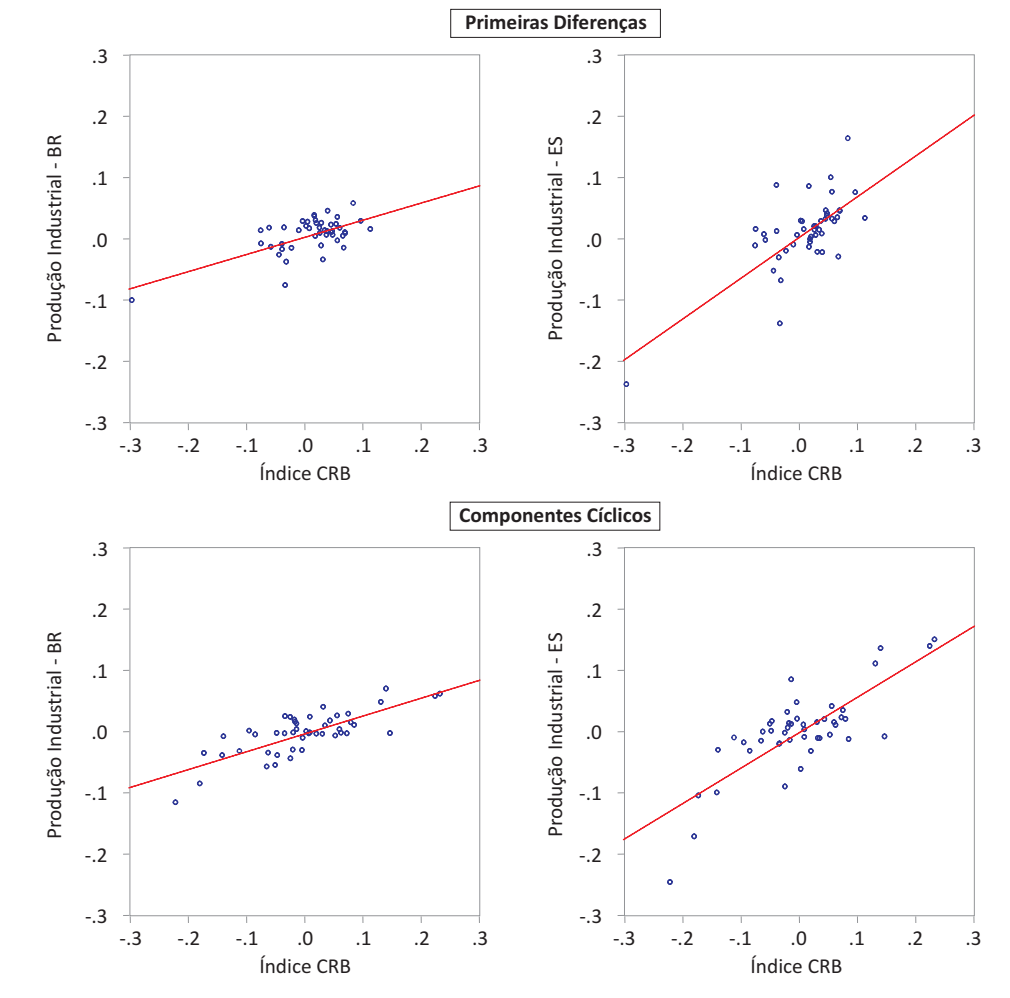
Fonte: Rede de Estudos Macroeconômicos (MACRO) - CEE/IJSN.

Conforme é possível notar, nos dois gráficos, as oscilações do índice CRB são nitidamente mais voláteis do que as oscilações dos índices de produção industrial estadual e nacional (o desvio-padrão do primeiro índice equivale a 1,4 e 2,7 vezes os desvios-padrão dos índices estadual e nacional, respectivamente, no caso dos componentes cíclicos das séries). Em especial, no caso da crise de 2008, nota-se uma queda acentuada em todas as séries analisadas, com posterior recuperação no período recente. Adicionalmente, pode-se notar que o índice CRB aparentemente antecipa as recessões reportadas no gráfico, embora sejam necessários testes adicionais para confirmar esses diagnóstico.

O Gráfico 6 apresenta diagramas de dispersão relacionando os índices de produção industrial (estadual e nacional) e o índice CRB. Os gráficos da parte superior expõem as primeiras-diferenças dos logaritmos naturais enquanto que os gráficos da parte inferior expõem os componentes cíclicos das séries. Esses gráficos também contêm retas de regressão obtidas a partir do método de mínimos quadrados ordinários (MMQO).

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

Gráfico 6 - Diagramas de Dispersão entre Índice de Preços CRB e Índices de Produção Industrial Nacional e Estadual, 1998:01/2009:04 (dados trimestrais)



Fonte: Rede de Estudos Macroeconômicos (MACRO) - CEE/IJSN.

Conforme dito acima, pode-se notar que, tanto no caso de dados em diferenças quanto dados filtrados, as retas de regressão estimadas para o estado do Espírito Santo são mais inclinadas do que as retas estimadas para o Brasil, um resultado que denota um maior grau de associação linear entre as variáveis citadas no caso estadual. Esse fato é corroborado pelos valores relativamente mais altos dos coeficientes de determinação no caso estadual *vis-à-vis* o caso nacional[10].

A Tabela 3 expõe os coeficientes de correlação estimados entre pares de variáveis, no caso de ambas transformações citadas acima.

[10] Os coeficientes de determinação (R^2) relacionados a regressões envolvendo os índices supracitados e uma constante foram os seguintes, nos casos nacional e estadual, respectivamente: 0,39 e 0,5 no caso de dados em primeiras-diferenças; e 0,59 e 0,62, no caso dos componentes cíclicos das séries.

Tabela 3 - Coeficientes de Correlação entre Índices de Produção Industrial e Índices de Preços de Commodities, 1998:01/2009:04 (dados trimestrais)

Primeiras - Diferenças	Produção Industrial - BR	Produção Industrial - ES	Índice CRB
Produção Industrial - BR	1		
Produção Industrial - ES	0,774	1	
Índice CRB	0,633	0,716	1
Componentes Cíclicos	**Produção Industrial - BR**	**Produção Industrial - ES**	**Índice CRB**
Produção Industrial - BR	1		
Produção Industrial - ES	0,777	1	
Índice CRB	0,772	0,791	1

Fonte: Rede de Estudos Macroeconômicos (MACRO) - CEE/IJSN.

Também no caso dessas tabelas, pode-se notar a ocorrência de um maior grau de associação linear entre o índice CRB e o índice de produção industrial do Espírito Santo, em comparação ao índice de produção industrial brasileiro. Esse resultado confirma os resultados reportados acima, embora nada diga a respeito de relações de precedência temporal e/ou causalidade entre as variáveis consideradas. Nas próximas sub-seções, será desenvolvida uma análise empírica buscando explorar a possível existência desses padrões.

5.2. Testes de Raíz Unitária

Um importante passo da análise empírica a ser conduzida neste contexto equivale a checar a estacionariedade das séries analisadas. Por conta disso, optou-se pela realização de testes de raíz unitária. Basicamente, esses testes equivalem a testes de hipótese relacionados à existência de uma raíz unitária na série temporal considerada. Especificamente, considerando-se um processo autoregressivo de primeira ordem (AR(1)) do tipo:

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + u_t, \quad (1)$$

tem-se que um teste de raíz unitária pode ser formulado da seguinte maneira:

H_0 (hipótese nula): a série possui raíz unitária ($\alpha_1 = 1$);

H_A (hipótese alternativa): *caso contrário*.

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

A Tabela 4 contém resultados dos testes *Augmented Dickey-Fuller* (ADF) (Dickey e Fuller 1981) e *Phillips-Perron* (PP) (Phillips e Perron 1992), cuja hipótese nula equivale à ocorrência de uma raíz unitária em cada série. No caso desses testes, todos os resultados foram obtidos a partir de especificações com uma constante e tendência temporal. O número de defasagens empregado em cada teste foi escolhido a partir do Critério de Informação de Schwarz, sendo reportado em parênteses na tabela.

A título de robustez, essa tabela inclui ainda resultados referentes ao teste proposto por Kwiatkowski *et al.* (1992) (KPSS), cuja hipótese nula, contrariamente aos testes anteriores, equivale à hipótese de estacionariedade da série. Adicionalmente, também são reportados na tabela resultados referentes a esse teste no caso de quatro defasagens, em linha com as sugestões contidas nessa última referência (Kwiatkowski *et al.* 1992).

Tabela 4 - Testes de Raiz Unitária
Período Amostral: 1998:01/2009:03 (dados trimestrais)

Variável	Teste ADF	Teste PP	Teste KPSS	Teste KPSS (4 defasagens)
Índice CRB	-3,503*	-2,78	0,163**	0,163**
	(1)	(2)	(4)	
(Índice CRB)	-4,59***	-3,20*	0,093	0,105
	(1)	(14)	(3)	
Produção Industrial - BR	-5,24***	-3,70**	0,089	0,089
	(1)	(5)	(4)	
(Produção Industrial - BR)	-7,41***	-6,64***	0,129*	0,042
	(1)	(8)	(12)	
Produção Industrial - ES	-5,06***	-3,35*	0,118	0,118
	(1)	(5)	(4)	
(Produção Industrial - ES)	-6,70***	-7,85***	0,106	0,031
	(3)	(16)	(13)	

Fonte: Rede de Estudos Macroeconômicos (MACRO) - CEE/IJSN.
Notas:
(a)Todas as séries estão expressas em escala logarítmica natural.
(b)Valores críticos para esse teste estão contidos em Dickey e Fuller (1981) e Mackinnon (1991).
(c)O número de defasagens empregado em cada teste (reportado em parênteses) foi escolhido de acordo com o critério de informação de Schwarz.
(d) Os termos (*), (**) e (***) denotam rejeição da hipótese nula de cada teste aos níveis de 10%, 5% e 1% de significância, respectivamente.

De acordo com os resultados contidos na tabela acima, é possível notar que a maioria das séries analisadas pode ser caracterizada como pertencentes à classe I(1); ou seja, essas séries são integradas de primeira ordem. Por outro lado, também é possível notar que os resultados dos testes considerados demonstram que as séries de produção industrial podem

ser caracterizadas como estacionárias (I(0)) em níveis, fato que impossibilita, a princípio, a condução de testes de cointegração entre essas séries e o índice CRB[11]. Em decorrência disso, optou-se por trabalhar com transformações estacionárias das séries. Especificamente, as transformações utilizadas equivalem ao uso de primeiras-diferenças dos logaritmos naturais e de componentes cíclicos das séries, em consonância com alguns dos resultados apresentados acima.

5.3. Testes de Granger-Causalidade

Os resultados dos Gráficos 4 e 5 acima, referentes à evolução temporal de transformações estacionárias das séries sugerem a ocorrência de um padrão de precedência temporal entre o índice CRB e os índices de produção industrial considerados. Por conta disso, a Tabela 5 abaixo busca responder à seguinte questão: ocorre algum padrão de precedência temporal entre preços de *commodities* e nível de atividade? Para tanto, são expostos resultados de testes de Granger-causalidade (Granger 1969)[12], equivalente a testes de hipóteses do seguinte formato:

$\mathbf{H_0}$ (hipótese nula): *a variável x não Granger-causa a variável y* ;

$\mathbf{H_A}$ (hipótese alternativa): *caso contrário*.

Ou seja, testes de Granger-causalidade procuram analisar se ocorre um padrão de precedência temporal de uma variável em relação a outra, não implicando necessariamente em uma relação de causalidade entre as variáveis analisadas.

A Tabela 5 apresenta resultados desses testes para os casos nacional e estadual, tanto no caso de dados em primeiras-diferenças quanto no caso de componentes cíclicos.

Tabela 5 - Testes de Granger-causalidade envolvendo Medidas de Preços de Commodities e Nível de Atividade: Brasil e Espírito Santo

	Primeiras-Diferenças		Componentes Cíclicos	
	Produção Industrial Brasil	Produção Industrial Espírito Santo	Produção Industrial Brasil	Produção Industrial Espírito Santo
H_0: Índice CRB não Granger-causa Produção Industrial	0,003***	0,000***	0,004***	0,000***

Fonte: Rede de Estudos Macroeconômicos (MACRO) - CEE/IJSN.
Notas:
(a)Nos testes de Granger-causalidade realizados foram empregadas quatro defasagens.
(b)Os termos (*), (**) e (***) denotam rejeição da hipótese nula do teste aos níveis de significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

[11] Ver, a esse respeito, Engle e Granger (1987).
[12] Para exemplos de aplicações desse teste a distintos contextos, ver Sims (1972) e Thurman e Fischer (1988).

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

Os resultados reportados na tabela acima demonstram que o índice CRB exerce um padrão de precedência temporal sobre o nível de atividade, tanto no caso do índice de produção industrial nacional quanto no caso do índice estadual, independentemente da transformação estacionária considerada, uma vez que a hipótese nula do teste é rejeitada em todas as situações acima, ao nível de significância de 1%. Em termos gerais, esse resultado demonstra que o comportamento desse índice de preços pode vir a prever com certa antecedência os padrões do nível de atividade do Estado.

Uma questão relacionada aos resultados reportados acima diz respeito ao fato dos preços de *commodities* afetarem ou não outras variáveis econômicas do estado do Espírito Santo. A Tabela 6 busca verificar essa hipótese, ao expor resultados de testes de Granger-causalidade relacionando o índice de preços CRB e diversas variáveis econômicas selecionadas para o Estado: importações, exportações, horas pagas na indústria, pessoal ocupado na indústria, índices de produção industrial referentes a setores específicos (alimentação, celulose, extrativa, metalurgia, minerais não-metálicos, transformação) e vendas no comércio varejista.

Tabela 6 - Testes de Granger-causalidade envolvendo Preços de Commodities e Distintas Variáveis Macroeconômicas: Espírito Santo

H_0: Índice CRB não Granger-causa Variável Macroeconômica	Primeiras Diferenças	Componentes Cíclicos
Importações	0,004***	0,003**
Exportações	0,000***	0,000***
Horas Pagas na Indústria	0,359	0,476
Pessoal Ocupado na Indústria	0,271	0,517
Produção Industrial - Alimentação	0,682	0,598
Produção Industrial - Celulose	0,005***	0,009***
Produção Industrial - Extrativa	0,000***	0,000***
Produção Industrial - Metalurgia	0,010**	0,008***
Produção Industrial - Minerais	0,24	0,176
Produção Industrial - Transformação	0,000***	0,000***
Vendas Varejo	0,584	0,49

Fonte: Rede de Estudos Macroeconômicos (MACRO) - CEE/IJSN.
Nota: ver Tabela 5 acima.

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

No caso desses testes específicos, os resultados obtidos demonstram que cerca da metade das séries consideradas sofrem precedência temporal do índice CRB. Ou seja, preços de *commodities* Granger-causam importações, exportações e os índices de produção industrial das indústrias Extrativa, Metalúrgica e de Transformação do Estado. Esses resultados são importantes no sentido de chamar atenção para o fato de que a evolução temporal dos preços de *commodities*, captada a partir do índice CRB, pode vir a fornecer indicações aproximadas do comportamento futuro da economia estadual[13].

5.4. Impactos Dinâmicos de Preços de Commodities sobre o Nível de Atividade

Uma forma de se investigar os efeitos dinâmicos de preços de *commodities* sobre o nível de atividade é através da estimação de um modelo de Vetores Autoregressivos (VAR)[14]. Em particular, a partir dessa metodologia, é possível se estimar a resposta de medidas representando o nível de atividade econômica a variações nos preços de *commodities* ao longo do tempo.

Todos os dados contidos no VAR equivalem primeiras-diferenças dos logaritmos naturais das séries citadas[15]. Esse procedimento é justificado a partir do fato de que o VAR em questão foi estimado via MMQO e, portanto, optou-se pelo uso de variáveis estacionárias de forma a se evitar problemas de regressão espúria. Cada VAR foi estimado com uma constante e três defasagens de cada uma das variáveis citadas acima, assim como *dummies* para períodos específicos, escolhidas de modo a refletir choques macroeconômicos ocorridos nessas ocasiões[16].

A interpretação básica de um exercício dessa natureza é a seguinte: como os índices de produção industrial considerados reagem a "choques" (inovações nos VAR estimados) nos preços de *commodities*? No caso, considera-se uma situação hipotética inicial de equilíbrio (representada pela origem do gráfico), onde não ocorrem choques na economia. A partir daí, estima-se a resposta dinâmica do índice de produção industrial considerado a um choque originado a partir de preços de *commodities*.

[13] Uma sugestão nesse sentido seria a construção de indicadores antecedentes relacionados à economia do estado do Espírito Santo, em moldes semelhantes àqueles propostos por Bonelli, Bastos e Abreu (2009). No caso, seria desejável que esses indicadores fossem baseados no comportamento de indicadores de preços de *commodities*, dada a estrutura produtiva local. Fica essa sugestão como tema de pesquisa futura.

[14] O *Apêndice B* do trabalho apresenta uma derivação formal de modelos do gênero.

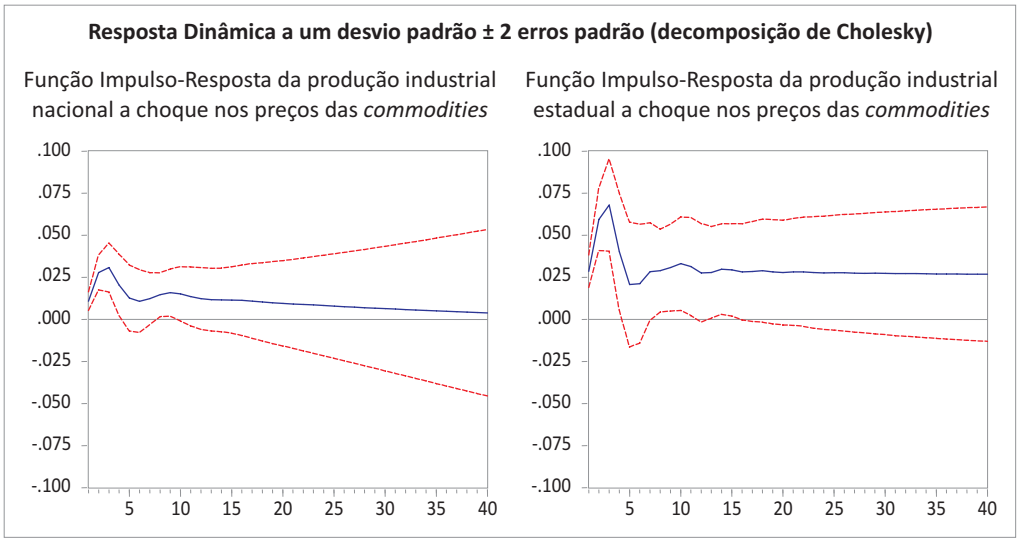
[15] Resultados não mudam no caso de estimações VAR envolvendo os componentes cíclicos das séries.

[16] Foram criadas *dummies* temporais para os seguintes trimestres da amostra: 1999:01, 2002:01, 2003:01 e 2008:03. Esses períodos foram escolhidos de modo a refletir o padrão temporal do índice CRB, assim como os efeitos de eventos econômicos específicos sobre esse índice. Resultados obtidos são basicamente os mesmos no caso de especificações VAR onde essas *dummies* não são incluídas.

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

O Gráfico 7 apresenta as funções impulso-resposta (FIR) acumuladas estimadas para um período equivalente a 40 trimestres (10 anos). Especificamente, o gráfico à esquerda corresponde à situação onde o nível de atividade é representado pelo índice de produção industrial nacional, enquanto que o gráfico à direita corresponde ao caso estadual. Em ambos os gráficos, as linhas contínuas equivalem às funções impulso-resposta propriamente ditas, enquanto que as linhas tracejadas equivalem a intervalos de confiança correspondentes a dois erros-padrão. As escalas dos gráficos foram uniformizadas, de modo a facilitar a comparação dos resultados.

Gráfico 7 - Impactos Dinâmicos de Preços de Commodities sobre o Nível de Atividade: Brasil e Espírito Santo



Fonte: Rede de Estudos Macroeconômicos (MACRO) - CEE/IJSN.
Notas:
(a)Funções impulso-resposta (FIR) obtidas a partir de especificações VAR contendo o índice CRB (representando preços de *commodities*) e índices de produção industrial (nível de atividade) nacional e estadual. Em cada especificação, foram empregadas três defasagens e quatro *dummies* temporais.
(b)Linhas contínuas equivalem a FIR estimadas, enquanto que linhas tracejadas equivalem a intervalos de confiança correspondentes a dois erros-padrão.

À primeira vista, os gráficos apresentados demonstram um padrão semelhante entre os casos nacional e estadual. Um aumento de um desvio-padrão nos preços de *commodities* exerce, em um primeiro momento, um impacto positivo sobre o nível de atividade, que atinge um pico em torno de quatro trimestres (um ano) após o choque inicial, para, em seguida, atingir um nível permanentemente mais alto.

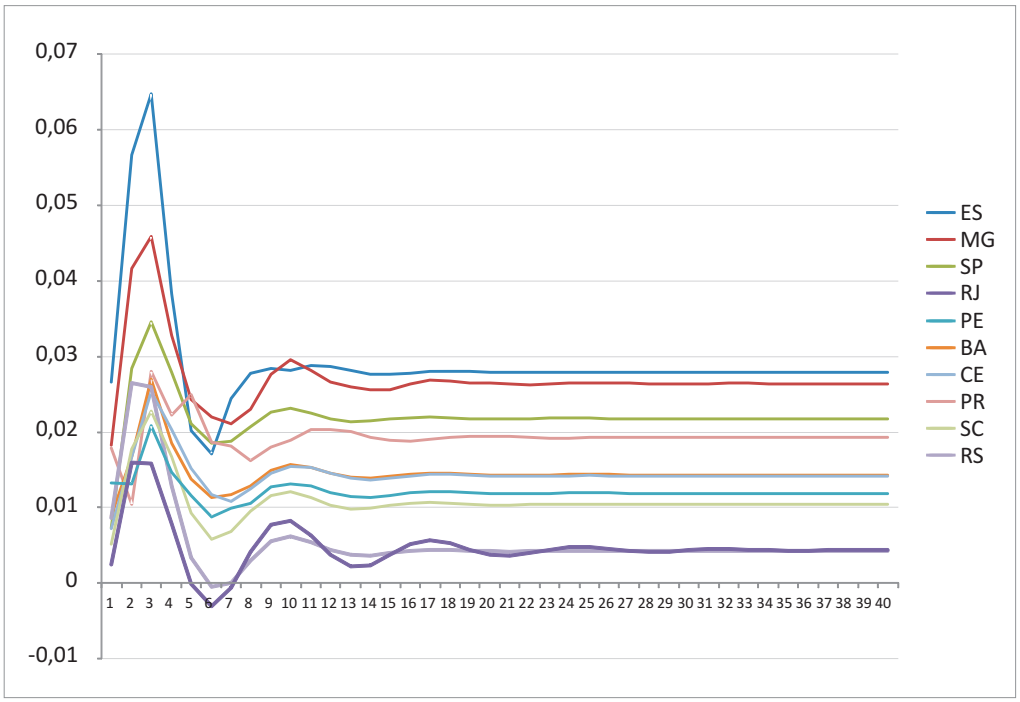
Por outro lado, vale notar a ocorrência de algumas diferenças entre os casos nacional e estadual. Primeiramente, pode-se notar que o nível de atividade estadual alcança, após 40 trimestres, um nível permanente mais alto do que o nível de atividade nacional. Em particular, no caso brasileiro, o nível de atividade tende assintoticamente a zero (ou seja, nesse caso, os efeitos dinâmicos de preços de *commodities* tendem a se dissipar com o tempo), ao passo que, no caso estadual, essa variável sofre um aumento permanente, ficando cerca de 2,5% mais alta do que na situação inicial de equilíbrio.

Em segundo lugar, a FIR referente ao estado do Espírito Santo é estimada com maior precisão do que a FIR referente ao Brasil, uma vez que, nesse último caso, os intervalos de confiança da FIR passam permanentemente pelo valor zero a partir do 10º trimestre após o choque (o mesmo padrão ocorre no caso do Espírito Santo apenas a partir do 17º trimestre após o choque, com os intervalos de confiança estimados sendo menores).

Esses resultados são importantes no sentido de demonstrarem que preços de *commodities* exercem um impacto positivo permanente sobre o nível de atividade, tanto no contexto nacional quanto no estadual, embora o impacto seja nitidamente maior no segundo caso. Por sua vez, isto demonstra que o Estado sofre mais com as oscilações advindas dos preços desses bens em comparação ao País.

Adicionalmente, o Gráfico 8 abaixo contém as FIR estimadas para distintos estados brasileiros. Neste caso, é possível notar que o nível de atividade estadual alcança um nível de equilíbrio de longo prazo permanentemente mais alto do que os demais estados analisados.

Gráfico 8 - Funções Impulso-Resposta Estimadas para Distintos Estados Brasileiros

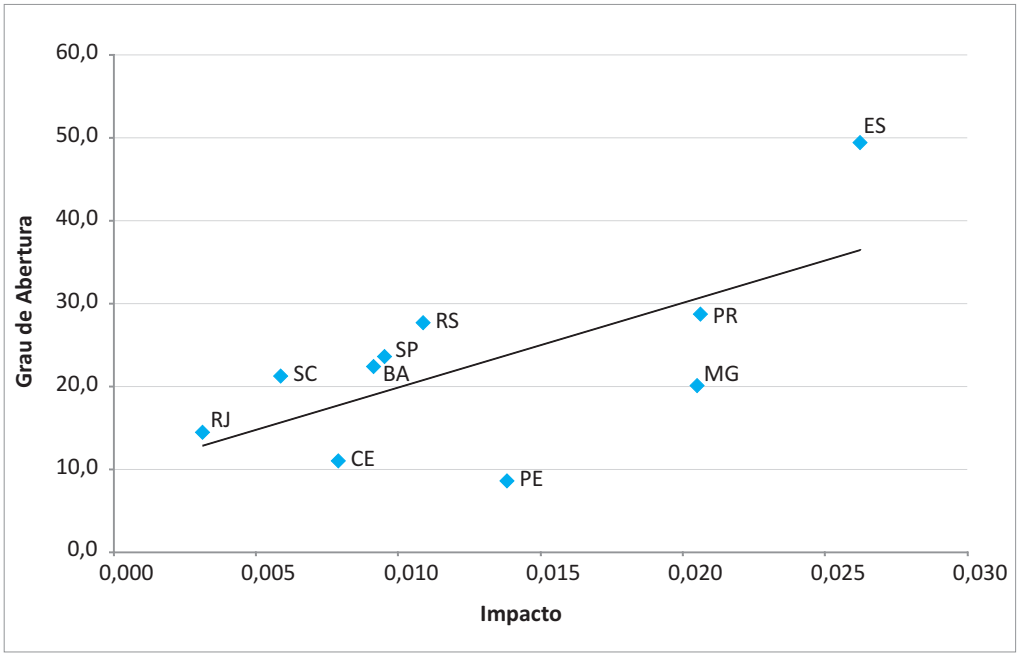


Fonte: Rede de Estudos Macroeconômicos (MACRO) - CEE/IJSN.

O gráfico acima demonstra que o estado do Espírito Santo sofre, em geral, um impacto nitidamente maior de variações nos preços de *commodities* do que os demais estados analisados.

Uma questão que poderia surgir no presente contexto é a seguinte: há alguma diferença em termos de impactos de variações de preços de *commodities* em uma economia de acordo com seu grau de abertura ao exterior? O Gráfico 9 busca responder essa questão. Especificamente, esse gráfico equivale a um diagrama de dispersão relacionando os impactos de choques em preços de *commodities* e coeficientes de grau de abertura para distintos estados brasileiros[17]. Adicionalmente, a título de se verificar o ajuste dos dados, também é exposta uma reta de regressão obtida via MMQO.

Gráfico 9 - Grau de Abertura x Impacto Inicial de Choques de Preços de Commodities sobre Nível de Atividade Estados Brasileiros (Primeiras-Diferenças dos Logaritmos Naturais)



Fonte: Rede de Estudos Macroeconômicos (MACRO) - CEE/IJSN.

[17] No caso, os impactos de choques em preços de *commodities* são mensurados como o primeiro valor reportado para funções impulso-resposta obtidas a partir de uma especificação VAR envolvendo os índices CRB e de produção industrial. Os coeficientes de grau de abertura para os estados equivalem às estimativas contidas em Pereira e Maciel (2009). Os resultados obtidos são virtualmente os mesmos no caso dos componentes cíclicos das séries. Esses resultados não foram reportados no texto apenas com o intuito de poupar espaço.

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

Os resultados descritos no gráfico acima demonstram a ocorrência de uma relação empírica positiva entre os impactos de choques nos preços de *commodities* e grau de abertura. Ou seja, no caso dos estados brasileiros, tem-se uma situação onde economias mais abertas ao comércio exterior são, em média, economias mais impactadas por variações nos preços de *commodities*.

Em especial, chama atenção o comportamento do estado do Espírito Santo, localizado a uma distância considerável da reta de regressão estimada e com valores relativamente altos para ambas as variáveis consideradas (impacto dos choques e grau de abertura), o que leva à indagação adicional de que o Estado provavelmente sofre de maneira mais intensa os impactos de variações nos preços de *commodities*. Um método formal de checar essa hipótese equivale a um exercício de decomposição da variância. Basicamente, esse exercício empírico equivale a calcular a porcentagem da variância do erro de previsão de uma das variáveis do VAR em relação a outras variáveis do sistema, bem como sua evolução ao longo do tempo.

A Tabela 7 contém resultados relacionados a um exercício de decomposição da variância, tanto no caso nacional (segunda coluna) quanto no caso estadual (terceira coluna). Por sua vez, a quarta coluna dessa tabela equivale à divisão da terceira pela segunda coluna, com o intuito de verificar a ocorrência de eventuais diferenças de magnitude entre Brasil e Espírito Santo no que diz respeito aos impactos quantitativos de choques nos preços de *commodities*. Consideram-se distintos períodos (1 a 60 trimestres, expressos como múltiplos de quatro, de modo a refletir a frequência trimestral), como forma de se checar a importância dos choques supracitados ao longo de distintos horizontes de tempo.

[18] Para maiores detalhes a esse respeito, ver Bueno (2008, cap.6).

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

Tabela 7 - Decomposição da Variância
Impactos Quantitativos de Choques nos Preços de Commodities sobre o Nível de Atividade, Brasil e Espírito Santo

Choque Preços Commodities – Primeiras-Diferenças			
Período	Brasil (1)	Espírito Santo (2)	(2)/(1)
1	26,993	47,379	1,755
4	59,711	69,467	1,163
8	61,542	68,779	1,118
12	61,799	68,769	1,113
24	61,816	68,772	1,116
36	61,815	68,772	1,113
48	61,815	68,772	1,113
60	61,815	68,772	1,113
Média	57,163	66,185	1,199
Choque Preços Commodities – Componentes Cíclicos			
Período	Brasil (1)	Espírito Santo (2)	(2)/(1)
1	27,080	46,240	1,707
4	72,803	78,512	1,078
8	79,206	84,834	1,071
12	79,931	85,562	1,070
24	80,213	86,066	1,072
36	80,222	86,082	1,073
48	80,222	86,083	1,073
60	80,222	86,083	1,073
Média	72,488	79,933	1,152

Fonte: Rede de Estudos Macroeconômicos (MACRO) - CEE/IJSN.

Os resultados contidos na tabela acima demonstram que ocorrem diferenças entre o Estado e o País no que diz respeito à contribuição relativa de choques nos preços de *commodities*. Em particular, no caso da quarta coluna da tabela, pode-se notar que, em média, a contribuição de choques desse tipo é cerca de 1,2 vezes maior no caso do Espírito Santo em comparação ao caso brasileiro. Ou seja, esse resultado reforça os resultados anteriores, que demonstravam um maior impacto relativo de choques em preços de *commodities* no Estado, algo decorrente da própria estrutura produtiva local.

Por outro lado, quando da comparação dos valores contidos na segunda e terceira colunas da tabela, é possível notar que os impactos de variações nos preços de *commodities* tendem a ser mais pronunciados no Estado, também. Assim, no caso de um trimestre após o choque, tem-se que preços de *commodities* explicam cerca de 47% da variância na produção industrial do

Espírito Santo, enquanto que essa proporção equivale a 27%, no caso brasileiro (impacto quase duas vezes maior no caso estadual do que no caso nacional). No caso de quatro trimestres (um ano) após o choque, a contribuição desses choques para a variância dos índices de produção industrial estadual e nacional correspondem a 69% e 60%, aproximadamente (79% e 73%, no caso de componentes cíclicos), com essa proporção sendo mantida até mesmo no caso de 60 trimestres (15 anos) após o choque inicial. Em média, o impacto de choques em preços de *commodities* tem um impacto em torno de 57% sobre o nível de atividade nacional, com esse impacto equivalendo a cerca de 66%, no caso do nível de atividade estadual (para componentes cíclicos das séries, esses impactos equivalem a 72% e 80% nos casos nacional e estadual, respectivamente).

Em suma, a partir do exercício de decomposição da variância aqui descrito, pode-se notar a ocorrência de dois resultados básicos: (i) existem diferenças quantitativas relacionadas aos impactos de choques nos preços de *commodities* entre o País e o Estado, com essas diferenças sendo mais pronunciadas no caso de curtos horizontes de tempo; (ii) choques nos preços de *commodities* possuem, em média, um impacto cerca de 1,2 vezes superior no caso estadual *vis-à-vis* o caso nacional, independentemente da transformação estacionária considerada.

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

6.TESTES DE ROBUSTEZ

Nesta seção são expostos resultados de testes de robustez. Basicamente, a intenção da presente seção equivale a verificar se os principais resultados empíricos descritos acima são robustos a variações nos métodos de análise e/ou dados utilizados. A título de simplificação, os testes de robustez expostos abaixo foram divididos em duas categorias básicas: uso de distintos números de defasagens empregados em testes de Granger-causalidade e uso de índices alternativos de preços de *commodities*. As sub-seções abaixo discutem esses testes em maior detalhe.

6.1. Variações no Número de Defasagens Utilizadas em Testes de Granger-Causalidade

Uma vez que os resultados de testes de Granger-causalidade podem ser sensíveis ao número de defasagens empregado nos testes, optou-se por verificar a robustez dos principais resultados obtidos acima a partir da execução de testes dessa natureza com distintos números de defasagens (1, 4 e 8 defasagens). Os resultados são expostos na tabela 8 abaixo.

Tabela 8 - Robustez: Testes de Granger-causalidade com Números de Defasagens Alternativos (1, 4, 8 defasagens), Brasil e Espírito Santo

H_0: Índice CRB não Granger-causa Variável Macroeconômica	Defasagens	Primeiras-Diferenças		Componentes Cíclicos	
		Produção Industrial Brasil	Produção Industrial Espírito Santo	Produção Industrial Brasil	Produção Industrial Espírito Santo
Índice CRB	1	0,000***	0,000***	0,035**	0,252
	4	0,003***	0,000***	0,004***	0,000***
	8	0,004***	0,029**	0,001***	0,007***

Fonte: Rede de Estudos Macroeconômicos (MACRO) - CEE/IJSN.
Notas: ver Tabela 5 acima.

De acordo com a informação contida na tabela acima, pode-se notar que os resultados obtidos anteriormente são robustos ao uso de distintas defasagens em testes de Granger-causalidade. Especificamente, a hipótese nula do teste ("preços de *commodities* não Granger-causam nível de atividade") é rejeitada ao nível de significância de 1% na ampla maioria dos casos.

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

A tabela 9 contém testes de robustez na mesma linha dos testes anteriores, embora relacionados a um amplo conjunto de variáveis macroeconômicas referentes ao Estado. Neste caso, também é possível notar que a maior parte dos resultados obtidos acima acaba sendo confirmada no caso de números alternativos de defasagens. Ou seja, a grande maioria das variáveis macroeconômicas consideradas sofre precedência temporal do índice CRB, com exceções ocorrendo apenas no caso de horas pagas e pessoal ocupado na indústria, do índice de produção industrial do setor de alimentação e das vendas reais, resultados em consonância com aqueles reportados anteriormente para o Espírito Santo.

Tabela 9 - Robustez: Testes de Granger-causalidade com Números de Defasagens Alternativos (1, 4, 8 defasagens) para Distintas Variáveis Macroeconômicas, Espírito Santo

H_0: Índice CRB não Granger-causa Variável Macroeconômica	Primeiras-Diferenças			Componentes Cíclicos		
	1	2	4	1	2	4
Importações	0,008***	0,000***	0,004***	0,000***	0,000***	0,003**
Exportações	0,000***	0,000***	0,000***	0,000***	0,000***	0,000***
Horas Pagas na Indústria	0,154	0,466	0,359	0,017**	0,187	0,476
Pessoal Ocupado na Indústria	0,111	0,233	0,271	0,019**	0,156	0,517
Produção Industrial - Geral	0,000***	0,000***	0,000***	0,253	0,000***	0,000***
Produção Industrial - Alimentação	0,624	0,564	0,682	0,256	0,517	0,598
Produção Industrial - Celulose	0,309	0,064*	0,005***	0,050**	0,000***	0,009***
Produção Industrial - Extrativista	0,000***	0,000***	0,000***	0,013**	0,000***	0,000***
Produção Industrial - Metalurgia	0,106	0,002***	0,010**	0,707	0,002***	0,008***
Produção Industrial - Minerais	0,019**	0,028**	0,24	0,009***	0,044**	0,176
Produção Industrial - Transformação	0,029**	0,001***	0,000***	0,608	0,000***	0,000***
Vendas Reais	0,664	0,865	0,584	0,259	0,701	0,490

Fonte: Rede de Estudos Macroeconômicos (MACRO) - CEE/IJSN.
Notas: ver Tabela 5 acima.

De acordo com os resultados reportados, pode-se notar que os resultados descritos anteriormente são robustos ao uso de distintos números de defasagens empregados no teste.

6.2. Uso de Distintos Índices de Preços de Commodities em Testes de Granger-Causalidade

Um teste de robustez adicional que pode ser feito no presente contexto equivale à realização de testes de Granger-causalidade envolvendo distintos índices de preços de *commodities*. No caso, a partir da utilização de índices de preços referentes a tipos específicos de *commodities*, buscou-se checar a ocorrência de um padrão de precedência temporal destes em relação ao nível de atividade.

A Tabela 10 contém os resultados desse teste de robustez. Para tanto, foram empregados índices de preços de *commodities* oriundos tanto do CRB quanto do FMI. No caso, foram utilizados tanto índices de preço de gorduras e metais provenientes do CRB, quanto índices de preços de produtos agrícolas, combustíveis e metais provenientes do FMI. Em consonância com a tabela acima, resultados são reportados para distintas transformações estacionárias dos dados (primeiras-diferenças e componentes cíclicos), assim como distintos números de

Tabela 10 - Robustez: Testes de Granger-causalidade envolvendo Distintos Índices de Preços de Commodities, Brasil e Espírito Santo

Commodities			CRB Gorduras	CRB Metais	FMI Agrícolas	FMI Combustíveis	FMI Metais
Produção Industrial Espírito Santo	Primeiras Diferenças	1	0,991	0,002***	0,786	0,301	0,36
		2	0,934	0,010**	0,051*	0,044**	0,135
		4	0,537	0,171	0,353	0,000***	0,424
	Componentes Cíclicos	1	0,673	0,020**	0,811	0,407	0,466
		2	0,835	0,013**	0,271	0,005***	0,127
		4	0,408	0,062*	0,349	0,037**	0,272
Produção Industrial Brasil	Primeiras Diferenças	1	0,86	0,000***	0,287	0,497	0,013**
		2	0,937	0,002***	0,033**	0,346	0,008***
		4	0,653	0,064*	0,073*	0,027**	0,0418**
	Componentes Cíclicos	1	0,634	0,001***	0,137	0,755	0,057*
		2	0,697	0,010**	0,026	0,441	0,004***
		4	0,857	0,039**	0,016*	0,609	0,009***

Fonte: Rede de Estudos Macroeconômicos (MACRO) - CEE/IJSN.
Notas: ver Tabela 5 acima.

Os resultados obtidos neste caso demonstram que o padrão de precedência temporal dos preços de *commodities* em relação ao nível de atividade parece depender do tipo de *commodity* considerada nos testes. Assim, nota-se que no caso dos preços de gorduras, não há um padrão de precedência temporal dessa variável sobre o nível de atividade, qualquer que seja o número de defasagens considerado. Do mesmo modo, parece não haver um padrão claro no caso de produtos agrícolas. Por outro lado, os preços de *commodities* metálicas precedem temporalmente o nível de atividade, tanto no caso estadual quanto no caso nacional.

Em relação aos índices provenientes do FMI, dois resultados dignos de nota no presente contexto dizem respeito ao fato de que, enquanto os preços de combustíveis aparentam exercer um padrão de precedência temporal apenas sobre o nível de atividade do Espírito Santo, os preços de *commodities* metálicas exercem o mesmo efeito apenas sobre o nível de atividade do Brasil. Esses resultados provavelmente decorrem de diferenças nas estruturas produtivas do País e do Estado, merecendo ser tema de investigações futuras.

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

7.CONCLUSÕES

Sendo um dos estados brasileiros com maior grau de abertura ao comércio exterior, o Espírito Santo encontra-se em uma posição onde possui maior exposição relativa a choques externos, especialmente aqueles relacionados a preços de *commodities*, devido a atual composição da pauta de exportações local. Por conta disso, o principal objetivo deste trabalho foi verificar empiricamente os efeitos de variações nos preços de *commodities* sobre o nível de atividade estadual a partir do emprego da metodologia VAR e de testes de Granger-causalidade na análise das séries temporais aqui consideradas.

Os principais resultados da análise aqui descrita foram os seguintes:

i. Por conta de seu alto grau de abertura, o estado do Espírito Santo sente mais intensamente os impactos de choques nos preços de *commodities* do que o Brasil e demais estados;

ii. Preços de *commodities*, quando medidos a partir do índice CRB, exercem um padrão de precedência temporal sobre os níveis de atividade estadual e nacional;

iii. Padrão semelhante de precedência temporal também ocorre no caso de amplo conjunto de variáveis macroeconômicas relacionadas ao estado do Espírito Santo;

iv. Funções Impulso-resposta estimadas a partir de um modelo VAR demonstram que um choque nos preços de *commodities* faz com que o nível de atividade estadual aumente inicialmente, sofrendo uma contração em seguida, para então apresentar um aumento permanente em relação a seu nível original;

v. Resultados de um exercício de decomposição da variância demonstram que, em média, os impactos quantitativos de choques nos preços de *commodities* são maiores no caso estadual do que no caso nacional (1,2 vezes maior);

Os resultados obtidos são robustos a diversas questões de especificação, tais como o uso de diferentes transformações estacionárias dos dados e de distintos números de defasagens empregados nos testes de Granger-causalidade. Por outro lado, vale notar que os resultados relacionados a testes de Granger-causalidade não são robustos ao uso de distintos índices de preços de *commodities*. Uma possível explicação para esse resultado equivaleria ao fato de existirem significativas diferenças entre as estruturas produtivas do País e do Estado.

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

Em termos de pesquisa futura, ficam três sugestões básicas. Em primeiro lugar, sugere-se a elaboração de estudos empíricos que empreguem bases de dados e/ou períodos amostrais distintos, não apenas para o caso estadual, mas também para as demais Unidades da Federação, como forma de checar a robustez de alguns dos principais resultados aqui descritos. Além disso, fica a sugestão de que sejam feitas investigações empíricas mais detalhadas relacionadas a diferenças existentes entre os padrões reportados para o Estado e para o País, que podem ser úteis no sentido de aumentar a compreensão da dinâmica econômica inerente a cada uma dessas unidades.

Uma segunda estratégia de pesquisa equivale à construção de indicadores antecedentes de atividade econômica estadual a partir de preços de *commodities*, dados os resultados relacionados a testes de Granger-causalidade reportados acima. Especificamente, preços de *commodities* parecem exercer um padrão de precedência temporal robusto em relação às flutuações do nível de atividade do Estado.

Em terceiro lugar, sugere-se a formulação de modelos teóricos que possam se adequar aos padrões empíricos aqui descritos, assim como gerar previsões úteis para fins de política econômica. A título de exemplo, a construção de um modelo de equilíbrio geral dinâmico com uma pequena economia aberta que sofresse choques em seus termos de troca (ou nos preços dos bens que exporta) poderia ser útil para se calcular as respostas quantitativas daí advindas, assim como para a elaboração de previsões relacionadas a distintos cenários macroeconômicos.

Dada a forte influência dos preços de *commodities* sobre as flutuações do nível de atividade do Estado, faz-se necessária uma melhor compreensão dos impactos quantitativos de variações desses preços no curto prazo. Espera-se que o presente trabalho possa contribuir como um primeiro passo nessa direção.

8. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BONELLI, Regis; BASTOS, Estêvão K.X.; ABREU, Patricia C.A. Metodologia e sistema de cálculo do indicador do Produto Interno Bruto (PIB) em bases trimestrais para o estado do Espírito Santo. *Texto para Discussão n.07*, IJSN, set.2009. 47p. (Disponível em: http://www.ijsn.es.gov.br/_databases/docstd/td-07.pdf).

BUENO, Rodrigo D.L.S. *Econometria de séries temporais*. Cengage Learning: São Paulo, 2008, 300p.

CANOVA, Fábio. VAR models: specification, estimation, inference and forecasting. In: PESARAN, H.; WICKENS, M. *Handbook of Applied Econometrics*, v.1, Basil Blackwell, 1995.

CONJUNTURA ECONÔMICA. *Nova ferramenta para acompanhar os ciclos econômicos brasileiros*. Conjuntura Econômica, v.63, n.06, Jun.2009, p.30-32.

DICKEY, David A, and FULLER, Wayne A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, v.49, n.4, p.1057-1073, 1981.

ENDERS, Walter. *Applied econometric time series*. John Wiley and Sons, 1995, 433p.

ENGLE, Robert F.; GRANGER, C.W.J. Co-integration and error-correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, v.55, n.1, p.251-276, 1987.

GRANGER, Clive W. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, v.37, n.3, p.424-438, 1969.

HODRICK, Robert e PRESCOTT, Edward C. Post-War U.S. business cycles: a descriptive empirical investigation. *Journal of Money, Credit and Banking*, v.29, n.1, p.1-16, 1997.

JACKS, David S.; O'ROURKE, Kevin H.; WILLIAMSON, Jeffrey. *Commodity price volatily and world market integration since 1700*. NBER working paper n.14748, 2009, 36p. (Disponível em: http://www.nber.org/papers/w14748).

KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P.C.B.; SCHMIDT, P. and SHIN, Y. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of unit root. *Journal of Econometrics*, v.54, n.1, p.159-178, 1992.

MACKINNON, James G. Critical values for cointegration tests. In: ENGLE, Robert F.; GRANGER, Clive W.J. (eds.) *Long-run economic relationships*: readings in cointegration. Oxford Univ., 1991.

MAGALHÃES, Matheus A.; TOSCANO, Victor. Estimativas de grau de abertura para a economia do Espírito Santo. *Nota Técnica n.08*, IJSN, dez.2009, 19p. (Disponível em: http://www.ijsn.es.gov.br/_databases/docsnt/nt-08.pdf).

PANORAMA ECONÔMICO – Espírito Santo 2009. IJSN, vários números (Disponível em: http://www.ijsn.es.gov.br/follow.asp?urlframe=emdestaque/4592.asp).

PEREIRA, Lia V. A contribuição das *commodities* às exportações. *Conjuntura Econômica*, v.63, n.9, set.2009, p.68-70.

PEREIRA, Lia V.; MACIEL, Diego S. *O comércio exterior do estado do Espírito Santo*. IETS/IJSN, manuscrito, 2009, 45p.

PHILLIPS, P.C.B. and PERRON, Pierre. Testing for unit roots in time series regression. *Biometrika*, v.75, n.3, p.335-346, 1988.

PRATES, Daniela M. A alta recente dos preços das *commodities*. *Revista de Economia Política*, v.27, n.3, p.323-344, 2007.

PRATES, Daniela M.; MARÇAL, Emerson F. O papel do ciclo de preços no desempenho recente das exportações brasileiras. *Análise Econômica*, v.49, p.163-191, mar.2008.

PREBISCH, Raul. *The economic development of Latin America and its principal problems*. New York, United Nations, 1950.

PUGA, Fernando. Balança comercial brasileira: muito além das *commodities*. *Visão do Desenvolvimento*, n.54, BNDES, 24 set. 2008, 8p. (Disponível em: http://www.bndes.gov.br/SiteBNDES/export/sites/default/bndes_pt/Galerias/Arquivos/conhecimento/visao/visao_54.pdf).

SIMS, Christopher. Money, income and causality. *American Economic Review*, v.62, n.3, p.540-555, Sept.1972.

SIMS, Christopher. Macroeconomics and reality. *Econometrica*, v.48, n.1, p.1-48,1980.

SOUZA, Nali J. Abertura comercial e crescimento dos estados brasileiros, 1991/2000. *Teoria e Evidência Econômica*, v.11, n.21, p.41-61, nov.2003.

STOCK, James H. e WATSON, Mark W. Vector autoregressions. *Journal of Economic Perspectives*, v.15, n.1, p.101-116, fall 2001.

TOSCANO, Victor N.; MAGALHÃES, Matheus A. *Comércio Exterior Espírito Santo – 2º Semestre de 2009*, IJSN, abr.2010, 27p. (Disponível em: http://www.ijsn.es.gov.br/comercioexterior/comex/comex_semestra_2009.pdf).

THURMAN, Walter N.; FISHER, Mark E. Chickens, eggs, and causality, or which came first? *American Journal of Agricultural Economics*, v.70, n.2, p.237-238, May 1988.

APÊNDICE A: ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DAS VARIÁVEIS UTILIZADAS NA ANÁLISE

A Tabela A1 abaixo contém as estatísticas descritivas das principais variáveis analisadas neste trabalho.

Tabela A1 - Estatísticas Descritivas das Principais Variáveis usadas na Análise

		Média	Mediana	Desvio Padrão	Máximo	Mínimo
Índices de Produção Industrial	BR	97,61	95,21	15,00	131,02	71,22
	AM	122,32	125,39	15,24	153,82	86,39
	PA	127,67	128,64	18,10	157,64	91,45
	CE	99,40	98,44	13,93	129,75	68,97
	PE	112,66	111,52	10,24	146,56	92,18
	BA	101,96	100,85	12,32	128,44	63,89
	MG	99,21	96,66	17,01	141,18	70,76
	RJ	86,22	85,50	16,79	111,99	49,25
	SP	102,06	98,88	14,71	138,44	75,16
	PR	103,23	100,48	16,11	140,09	65,71
	SC	98,15	99,85	10,21	115,57	72,75
	RS	94,17	96,66	11,43	117,03	61,61
	GO	117,76	118,36	12,05	146,02	93,86
Índices de Produção Industrial - ES	Geral	93,0	88,8	24,49	156,14	53,24
	Extrativa	85,4	67,66	39,69	190,23	38,1
	Transformação	96,1	96,07	19,49	143,17	54,33
	Alimentação	120,1	117,59	23,89	245,73	65,12
	Celulose	90,6	79,28	32,05	150,85	22,06
	Minerais	91,7	97,36	18,42	128,88	46,95
	Metalurgia	88,5	89,51	24,88	156,5	49,84
Exportações		291.287,79	215.016,00	199.880,24	1.205.638,00	20.555,00
Importações		255.228,57	219.533,00	179.118,56	846.577,00	32.379,00
Horas Pagas na Indústria		95,06	95,51	2,92	100,57	87,94
Pessoal Ocupado na Indústria		94,38	94,65	3,29	101,16	85,89
Vendas no Varejo		128,73	120,64	28,47	217,43	88,30
Índice CRB		295,06	248,45	100,99	595,98	182,95
Índice CRB - Gorduras		256,44	250,87	78,85	535,78	151,07
Índice CRB - Metais		390,53	273,83	224,89	950,91	170,37
Índice FMI - Agrícolas		93,56	97,34	18,00	132,35	56,92
Índice FMI - Metais		76,62489546	62,527079	35,96093571	205,37771	44,164196
Índice FMI - Combustíveis		66,6995098	48,42010208	45,36064766	248,36325	22,061914

Fonte: Rede de Estudos Macroeconômicos (MACRO) - CEE/IJSN.
Nota: (a)Variáveis que exibiam padrões sazonais foram previamente dessazonalizadas a partir do método ARIMA X-12.

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

APÊNDICE B: METODOLOGIA DE VETORES AUTOREGRESSIVOS (VAR)

A metodologia empregada no presente trabalho equivale à estimação de um modelo de Vetores Autoregressivos (VAR). No caso, quer-se estimar um modelo no seguinte formato[19]:

$$\mathbf{A}X_t = \mathbf{B}_0 + \sum_{i=1}^{p} \mathbf{B}_i X_{t-i} + \mathbf{B}\,E_t \qquad \text{(B1)},$$

onde:

A é uma matriz **n x n**, que define restrições contemporâneas entre as variáveis que constituem o vetor **n x 1**, $\mathbf{X_t}$, com

$\mathbf{X_t}$ = [Índice CRB, Índice de Produção Industrial]'

equivalendo a um vetor que contém todas as **n** variáveis empregadas na estimação VAR (n = 2, no caso)[20].

$\mathbf{B_0}$ equivale a um vetor de constantes **n x 1**, ao passo que $\mathbf{B_i}$ equivale a matrizes **n x n**.

B equivale a uma matriz diagonal **n x n** de desvios-padrão.

O termo **i** equivale ao número de defasagens empregado no VAR, com o termo **p** equivalendo ao número máximo de defasagens empregado.

Por sua vez o termo $\mathbf{E_t}$ equivale a um vetor **n x 1** de perturbações aleatórias não correlacionadas entre si contemporânea ou temporalmente. Esse vetor tem média zero e variância constante e normalizada para igualar a unidade, equivalendo a uma matriz identidade de ordem **n**, no presente contexto:

$$\mathbf{E_t} \sim \text{i.i.d. } (0; \mathbf{I_n})$$

Por outro lado, por conta da possível endogeneidade existente entre as variáveis do VAR, costuma-se estimar modelos desse tipo a partir de sua forma reduzida, que pode ser representada a partir da seguinte equação:

[19] A exposição da metodologia VAR aqui descrita é baseada em Bueno (2008, cap.6).
[20] Os choques no VAR foram identificados com base nesse ordenamento das variáveis (com o índice CRB vindo antes do índice de produção industrial) e na decomposição de Cholesky (ver Enders 1995, cap.5).

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

$$X_t = A^{-1}B_0 + \sum_{i=1}^{p} A^{-1}B_i X_{t-i} + A^{-1}BE_t$$

$$= {}_0 + \sum_{i=1}^{p} {}_i X_{t-1} + e_t, \qquad \text{(B2)}$$

onde:

$${}_i \equiv A^{-1}B_t,\ i = 0, 1, ..., p \qquad BE_t \equiv Ae_t.$$

O modelo VAR descrito acima pode ser estimado a partir do método de mínimos quadrados ordinários (MMQO), atentando-se principalmente para a interação entre as variáveis do sistema considerado.

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

Editoração
João Vitor André

Bibliotecária
Andreza Ferreira Tovar

05

8

Nota Técnica nº15

Um Estudo Estatístico da Distribuição de Investimentos Previstos para o Espírito Santo, 2009 - 2014

GOVERNO DO ESTADO DO ESPÍRITO SANTO
SECRETARIA DE ESTADO DE ECONOMIA E PLANEJAMENTO – SEP
INSTITUTO JONES DOS SANTOS NEVES – IJSN

NOTA TÉCNICA 15

UM ESTUDO ESTATÍSTICO DA DISTRIBUIÇÃO DE INVESTIMENTOS PREVISTOS NO ESPÍRITO SANTO, 2009-2014

Matheus Albergaria de Magalhães
Economista,
Coordenador de Estudos Econômicos
do Instituto Jones dos Santos Neves,
Rede de Estudos Macroeconômicos (MACRO)

Victor Nunes Toscano
Coordenador de Conjuntura e Comércio Exterior
do Instituto Jones dos Santos Neves,
Rede de Estudos Macroeconômicos (MACRO)

Vitória I 2010

Instituto Jones dos Santos Neves
Estudo estatístico da distribuição de investimentos previstos no Espírito Santo, 2009-2014. Vitória, ES, 2010.

27p., tab. (Nota técnica, 15)

1.Investimentos. 2.Estatística. 3.Economia. 4. Espírito Santo (Estado). I.Magalhães, Matheus Albergaria de. II.Toscano, Victor Nunes. III.Título. IV.Série.

Sumário

Apresentação.....04

1. Introdução 05

2. Base de Dados.....07

3. Resultados 08

3.1. Análise Descritiva.....08

3.2. Resultados Econométricos.....18

4. Conclusões e Agenda de Pesquisa Futura.....24

5. Referências Bibliográficas.....26

Apresentação*

O presente trabalho tem como objetivo realizar um estudo estatístico da distribuição de projetos de investimento previstos para o estado do Espírito Santo ao longo do período 2009-2014. Adicionalmente, o trabalho busca verificar a validade empírica das leis de Zipf e Pareto para essa distribuição. Os resultados obtidos demonstram que: (i) a distribuição dos projetos de investimento previstos para o Estado apresenta-se como nitidamente assimétrica; (ii) essa distribuição segue um formato de "cauda longa", qualquer que seja o tamanho de amostra considerado; (iii) em termos de propriedades estatísticas, ocorrem nítidas diferenças entre distintos estratos da distribuição de projetos de investimento; (iv) apesar do formato da distribuição de projetos de investimento, a amostra total não pode ser caracterizada a partir da lei de Zipf, com essa lei sendo válida apenas para alguns estratos específicos; (v) em termos de participação relativa, os 25, 50 e 100 maiores projetos de investimento previstos para o Estado respondem respectivamente por 60%, 74% e 86% do total da amostra. Esses resultados são importantes no sentido de facilitarem a identificação de padrões empíricos referentes à distribuição de projetos de investimento no espaço, podendo ser úteis em termos de formulação e implementação de políticas públicas voltadas para o desenvolvimento de localidades específicas.

(*) Os autores agradecem os comentários e sugestões de Ana Paula Vescovi e Mirta Sataka. Vale a ressalva de que os erros e idiossincrasias remanescentes devem-se única e exclusivamente aos autores.

1. INTRODUÇÃO

Compreender a distribuição de projetos de investimento previstos para um estado constitui um importante desafio no tocante a políticas públicas. Em termos regionais, diferenças nas taxas de investimento entre localidades podem resultar em distintas trajetórias de crescimento de longo prazo[1]. Em particular, características específicas da distribuição estatística dos investimentos relacionados a uma localidade pode revelar importantes padrões empíricos, úteis tanto no sentido de auxiliar na formulação e implementação de políticas regionais quanto no sentido de constituir base para a elaboração de modelos teóricos relacionados ao comportamento dessa variável econômica.

Por conta disso, o principal objetivo do presente trabalho equivale à análise estatística da distribuição de projetos de investimento regionais. Basicamente, a presente análise possui caráter essencialmente descritivo, sendo baseada nos resultados divulgados pelo Instituto Jones dos Santos Neves (IJSN), a partir da pesquisa "*Investimentos Previstos no Espírito Santo*: 2009-2014"[2]. Essa pesquisa corresponde a uma tentativa de sistematizar informações oriundas de distintas fontes, relacionadas a projetos de investimento anunciados para municípios e microrregiões administrativas do Estado[3]. Especificamente, essa pesquisa apresenta a particularidade de englobar a ampla maioria dos projetos de investimento anunciados para o Espírito Santo ao longo dos próximos cinco anos.

Adicionalmente, este trabalho busca verificar a adequação empírica da Lei de Zipf aos projetos de investimento previstos para o Estado ao longo do período em análise. Para tanto, são utilizadas informações referentes a esses projetos de investimento cobrindo o território espírito-santense, assim como são realizados testes estatísticos buscando verificar a validade da lei supracitada. Em consonância com a literatura relacionada a testes dessa lei no contexto de Economia Urbana (tamanho de cidades, basicamente), espera-se que, a partir desse esforço de pesquisa, seja possível a obtenção de explicações relacionadas ao formato da distribuição dos projetos de investimento, bem como sua hierarquia em termos de valores. Alternativamente, o presente trabalho pode ser visto como a verificação da adequação da lei supracitada em um contexto distinto do usual[4].

Uma vantagem de um empreendimento nesses moldes equivale à possibilidade de uma melhor compreensão da dinâmica do investimento em termos espaciais, uma vez que a base de dados analisada compreende projetos referentes aos municípios do Espírito Santo[5]. A importância do

[1] Para um exemplo da importância empírica do investimento agregado, ver Leahy e Whited (1995).

[2] Para maiores detalhes sobre essa pesquisa, ver Taveira *et alli*. (2010).

[3] Atualmente, o estado do Espírito Santo está dividido em 78 municípios, havendo quatro macrorregiões de planejamento e doze microrregiões administrativas.

[4] A referência original sobre o tema equivale a Zipf (1949). Detalhes a respeito das leis de Pareto e Zipf podem ser encontrados em Adamic (2002) e Gabaix (2008). Para exemplos de estudos empíricos da lei de Zipf relacionados ao estudo do tamanho de cidades, ver Gabaix (1999) e Soo (2005). Gabaix e Ioannides (2004) equivale a uma resenha dessa literatura empírica. Os estudos de Miranda e Badia (2006) e Magalhães e Toscano (2010c) equivalem a aplicações relacionadas aos estados de Minas Gerais e Espírito Santo, respectivamente.

[5] Exemplos de análises de investimento aplicadas ao contexto regional, embora com propósitos distintos do presente trabalho, equivalem aos estudos de Silveira (2005) e Pessoti e Pessoti (2008).

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (27) 3636-8050

tema reside no fato de que, a partir dos resultados de exercícios empíricos nos moldes aqui descritos, passa a ser possível a identificação de padrões referentes a essas projeções de investimento, com implicações diretas em termos de planejamento e implementação de políticas regionais de desenvolvimento[6].

O trabalho está dividido da seguinte maneira: a segunda seção apresenta a base de dados empregada no trabalho, enquanto a terceira seção apresenta os principais resultados da análise empírica. Finalmente, a quarta seção apresenta conclusões e algumas sugestões em termos de pesquisa futura sobre o tema.

[6] Um breve estudo da evolução dos investimentos na indústria brasileira ao longo do período 2010-2013 está contido em Puga e Meirelles (2010). Para uma detalhada análise dos grandes projetos de investimento relacionados ao estado do Espírito Santo, ver Iglesias (2010). A partir da utilização de indicadores de concentração, Magalhães e Toscano (2010a) concluem que os projetos de investimento previstos para o estado do Espírito Santo ao longo do período 2008-2013 apresentam nítidos padrões de concentração em termos setoriais e espaciais.

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (27) 3636-8050

2. BASE DE DADOS

As variáveis utilizadas neste trabalho equivalem a projetos de investimento previstos para o estado do Espírito Santo ao longo do período 2009-2014, com sua fonte primária equivalendo ao documento "*Investimentos Previstos no Espírito Santo*: 2009-2014" (Taveira *et alli*. 2010). Em termos gerais, esse documento corresponde a um levantamento sistemático de intenções de investimento relacionadas ao estado do Espírito Santo ao longo de um período de cinco anos. Os investimentos contemplados podem ser tanto de origem pública quanto privada, equivalendo a valores maiores ou iguais a R$ 1 milhão (um milhão de reais).

As fontes primárias dos dados utilizados nessa pesquisa equivalem a levantamentos feitos diretamente pelo Instituto Jones dos Santos Neves (IJSN). Basicamente, os projetos reportados nessa pesquisa são obtidos a partir de anúncios de investimentos divulgados pelos principais meios de comunicação em níveis nacional e estadual. Adicionalmente, alguns dados são obtidos a partir de convênios entre o IJSN e instituições públicas[7]. Em um segundo momento, é feita uma averiguação dessas informações, com a equipe técncica do IJSN buscando confirmar os anúncios iniciais, assim como evitar problemas de dupla contagem[8].

Para facilitar a comparação entre projetos de investimento anunciados em distintos períodos de tempo, os dados originais são deflacionados a partir do Índice Geral de Preços do Mercado (IGP-M), calculado pela Fundação Getúlio Vargas (FGV)[9]. Adicionalmente, os valores dos investimentos previstos podem ser divididos de acordo com o município ao qual estão destinados, assim como a microrregião administrativa.

Duas ressalvas devem ser feitas no presente contexto. Primeiro, a pesquisa supracitada contempla apenas investimentos previstos para o Espírito Santo. Ou seja, essa pesquisa equivale a uma pesquisa de investimentos *planejados* para o Estado, não investimentos efetivos. Segundo, devido ao fato dessa pesquisa ser baseada em investimentos anunciados, há a possibilidade de ocorrência de alguns vieses nos resultados obtidos, uma decorrência direta da metodologia empregada na pesquisa. Ainda assim, os resultados apresentados podem ser úteis no sentido de apontar relevantes direções de movimento dos fluxos de capitais que ingressam ou venham a ingressar no Estado, assim como ressaltar possíveis potenciais de crescimento futuro de localidades específicas.

Por outro lado, vale a ressalva adicional de que, apesar dessa pesquisa ser realizada desde o ano de 2000, alguns dos aspectos metodológicos supracitados foram introduzidos apenas a partir do ano de 2009, o que impossibilita uma comparação direta de seus resultados com números anteriores do documento.

[7] Dentre as instituições conveniadas, pode-se citar, a título de exemplo, a Secretaria de Meio Ambiente e Recursos Hídricos (SEAMA), o Banco de Desenvolvimento do Espírito Santo S/A (BANDES), as secretarias estaduais de Planejamento (SEP), Saúde (SESA), Educação (SEDU) e Desenvolvimento (SEDES), dentre outras.

[8] Para maiores detalhes relacionados à metodologia da pesquisa supracitada, ver Taveira *et alli*. (2010, p.62-64).

[9] Especificamente, o valor de cada projeto individual contido no banco de dados do IJSN é dividido pelo IGP-M, com a base de comparação escolhida para esse índice correspondendo à média do ano de 2009.

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (27) 3636-8050

3. RESULTADOS

3.1. Análise Descritiva

A Tabela 1 apresenta resultados relacionados aos projetos de investimento previstos para o estado do Espírito Santo ao longo do período 2009-2014, divulgados de acordo com o setor e área aos quais pertencem. O montante total de investimentos previstos para o estado do Espírito Santo, com valores superiores a R$ 1 milhão, no período 2009 a 2014, foi de R$ 62,2 bilhões, sendo estes divididos em 972 projetos com valor médio estimado em torno de 63,9 milhões por projeto (última linha da tabela). Este montante encontra-se distribuído entre os principais setores econômicos do Estado, conforme ilustrado abaixo.

Tabela 1 - Investimentos, segundo Setores, por Número de Projetos e Total dos Investimentos – 2009-2014 (R$ 1 milhão)

Setores	Número de Projetos (1)	Part. %	Valor Total dos Investimentos (2)	Part. %	Valor Médio Projeto (2)/(1)
Infraestrutura	**328**	**33,7**	**32.508**	**52,3**	**99,1**
Energia	71	7,3	20.003,40	32,2	281,7
Transporte	181	18,6	6.771,30	10,9	37,4
Term. Portuário/ Aerop. e Armazenagem	76	7,8	5.733,10	9,2	75,4
Indústria	**105**	**10,8**	**20.322,70**	**32,7**	**193,5**
Comércio/Serviço e Lazer	**105**	**10,8**	**4.203,40**	**6,8**	**40**
Outros Serviços	**414**	**42,6**	**4.421**	**7,1**	**10,7**
Saneamento/ Urbanismo	148	15,2	1.960,80	3,2	13,2
Educação	172	17,7	1.113,50	1,8	6,5
Meio Ambiente	8	0,8	704	1,1	88
Saúde	75	7,7	470,6	0,8	6,3
Segurança Pública	11	1,1	172,3	0,3	15,7
Agroindústria	**20**	**2,1**	**696,6**	1,1	**34,8**
Total	**972**	**100**	**62.151,80**	**100**	**63,9**

Fonte: Taveira et alli. (2010, Tabela 2, p.19).

A segunda coluna da tabela contém o número de projetos de investimento referente a cada setor, enquanto a terceira coluna contém a respectiva participação desses projetos no total da amostra. Por sua vez, a quarta coluna apresenta o valor total desses projetos, com a quinta coluna contendo as participações desses valores no total. Finalmente, a sexta coluna apresenta o valor médio de cada projeto, obtido a partir da divisão dos valores contidos na quarta coluna pelos valores contidos na segunda coluna.

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (27) 3636-8050

De acordo com os valores expostos na tabela, pode-se notar que, em termos de número, a ampla maioria dos projetos considerados (33,7%) concentra-se na área de *Infraestrutura*, composta pelos setores de Energia (7,3%), Transporte (18,6%) e Terminal Portuário/Aeroportuário e Armazenagem (7,8%). Em seguida, vêm as áreas de *Indústria* e *Comércio/Serviços e Lazer*, com participação de 10,8%, cada. Os demais projetos (42,6%) pertencem à área intitulada *Outros Serviços*, que compreende os setores de Saneamento/Urbanismo (15,2%), Educação (17,7%), Meio Ambiente (0,8%), Saúde (7,7%) e Segurança Pública (1,1%).

Em relação aos valores dos projetos de investimento considerados na amostra, nota-se que mais da metade pertence à área de *Infraestrutura* (52,3%), estando concentrados principalmente no setor de Energia (32,2%). A área industrial vem em seguida, com valores equivalentes a pouco menos de um terço (32,7%) do total de projetos de investimento. Por sua vez, as áreas *Comércio/Serviços e Lazer* e *Outros Serviços* apresentam menores participações, em torno de 7%, cada.

Em relação aos valores médios dos projetos de investimento considerados, nota-se que o maior valor registrado corresponde à área industrial, com um valor médio estimado em torno de R$ 193,5 milhões. A área de *Infraestrutura* aparece em seguida, com um valor de R$ 99 milhões, sendo que o setor de Energia apresenta um valor médio por projeto estimado de cerca de R$ 282 milhões. Esses resultados apontam para a ocorrência de um padrão heterogêneo dos valores de projetos de investimento analisados, de acordo com a área e/ou setor considerado.

Abaixo, é feita uma análise dos principais investimentos previstos para o Estado, de acordo com sua distribuição em termos de medidas estatísticas de posição e dispersão. A Tabela 2 exibe estatísticas descritivas relacionadas aos investimentos previstos no Estado segundo setores de atividade econômica.

Tabela 2 - Estatísticas Descritivas de Investimentos Previstos no Estado

Setores	Nº de Projetos	Média	Mediana	Moda	Desvio-Padrão	Coef. Variação
Indústria	105	98	6,2	17,5	502,9	5,1
Agroindústria	20	33,1	8,9	-	77,5	2,3
Energia	71	359,2	102,4	470	683,7	1,9
Comércio/ Serviço e Lazer	105	42,2	13	13,5	90	2,1
Term. Portuário/ Aerop. e Armazenagem	76	83,1	7,4	1,1	178,2	2,1
Meio Ambiente	8	47,9	4,7	-	89,2	1,9
Saúde	75	24,4	7,1	-	35,7	1,5
Educação	172	8,3	4,4	2,4	14,4	1,7
Transporte	181	97,8	13,8	16,4	396,6	4,1
Saneamento/ Urbanismo	148	18,8	3	1	39,4	2,1
Segurança Pública	11	11	10,8	-	11,3	1

Fonte: Cálculos dos Autores.

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (27) 3636-8050

De acordo com as estatísticas apresentadas, é possível notar a ocorrência de considerável grau de heterogeneidade entre setores no que diz respeito aos valores dos investimentos previstos. No caso da média de investimentos previstos, por exemplo, pode-se notar que o setor de Energia apresenta um valor médio por projeto de R$ 359,2 milhões, ao passo que a área de Segurança Pública apresenta valor médio de R$ 11 milhões, correspondente a cerca de 3% do primeiro valor.

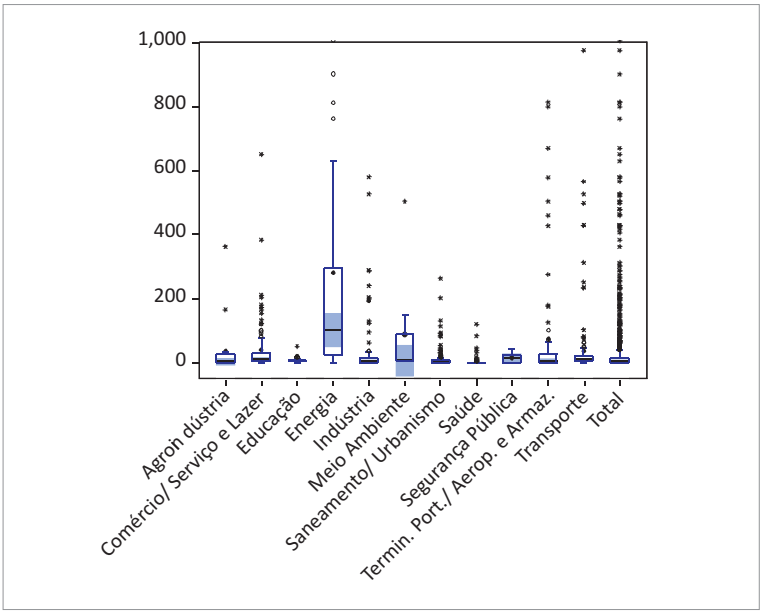
Do mesmo modo, é possível observar uma alta volatilidade em relação à maioria dos investimentos previstos, um fato comum no caso de dados relacionados a investimentos e em consonância com resultados anteriores. Essa tendência pode ser notada a partir dos altos valores calculados para as estatísticas de desvio-padrão e coeficiente de variação dos projetos analisados acima. Por exemplo, no caso da Indústria, obtém-se um valor do desvio-padrão de aproximadamente R$ 503 milhões, cerca de cinco vezes o valor da média de investimentos previstos para essa área.

Vale à pena ressaltar que as diferenças existentes em termos de valores calculados para a média, mediana e moda dos projetos de investimento considerados apontam a ocorrência de uma distribuição nitidamente assimétrica de investimentos previstos no Estado. A única exceção a esse padrão equivale ao setor de *Segurança Pública*, cujos valores para a média e mediana são praticamente idênticos; os demais segmentos apresentam marcantes diferenças nas estatísticas consideradas.

Os gráficos 1 e 2 reforçam alguns dos pontos mencionados acima. Neles são apresentados diagramas *Boxplot* relacionados aos investimentos previstos para o Estado. No caso desses gráficos, as “caixas” apresentadas representam a distribuição dos dados, considerando-se o primeiro e o terceiro quartis da distribuição, com o “fundo” da caixa equivalendo aos dados superiores a 25% da distribuição (primeiro quartil), ao passo que o “topo” da caixa equivale aos dados superiores a 75% da distribuição (terceiro quartil). Por sua vez, a linha reta interior à caixa equivale aos dados localizados exatamente na metade, sendo superiores a 50% da distribuição (segundo quartil ou mediana). Pontos negros equivalem à média da distribuição, enquanto pontos brancos e asteriscos equivalem a “valores aberrantes” (*outliers*). Finalmente, áreas sombreadas equivalem a intervalos de confiança referentes à mediana da distribuição.

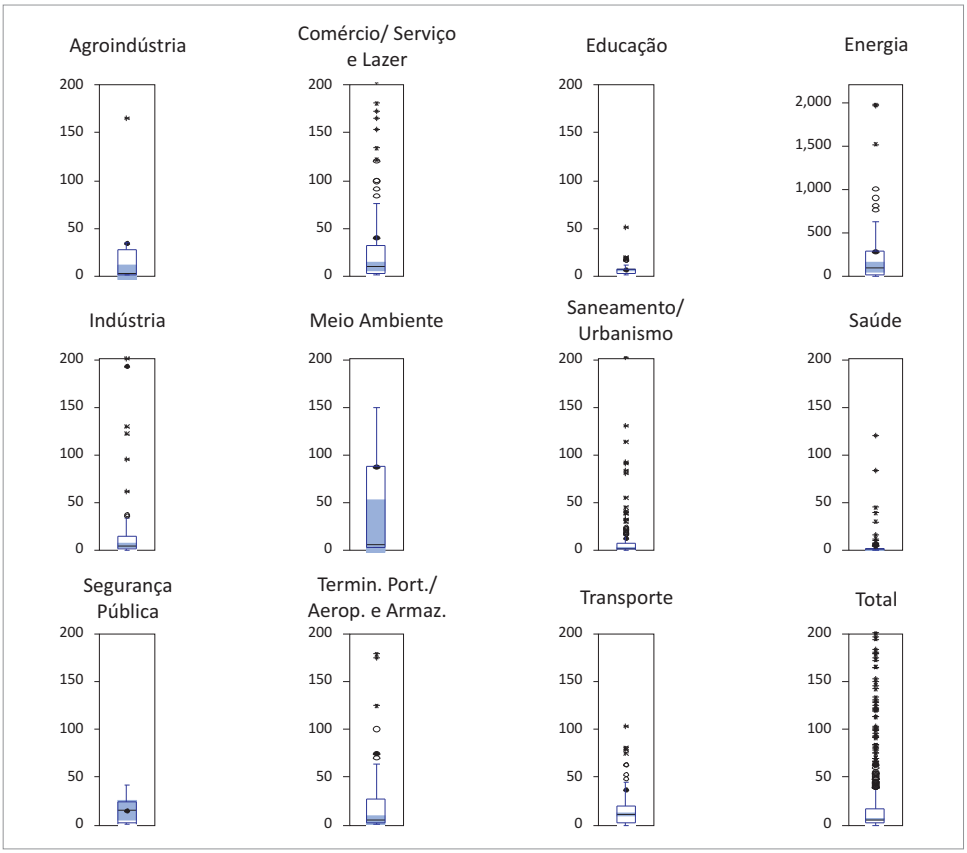
Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (27) 3636-8050

Gráfico 1 - Distribuição do Valor dos Investimentos Previstos por Setor – Espírito Santo, 2009-2014



Fonte: Cálculos dos Autores.

Gráfico 2 - Distribuição do Valor dos Investimentos por Setor Específico Espírito Santo, 2009-2014



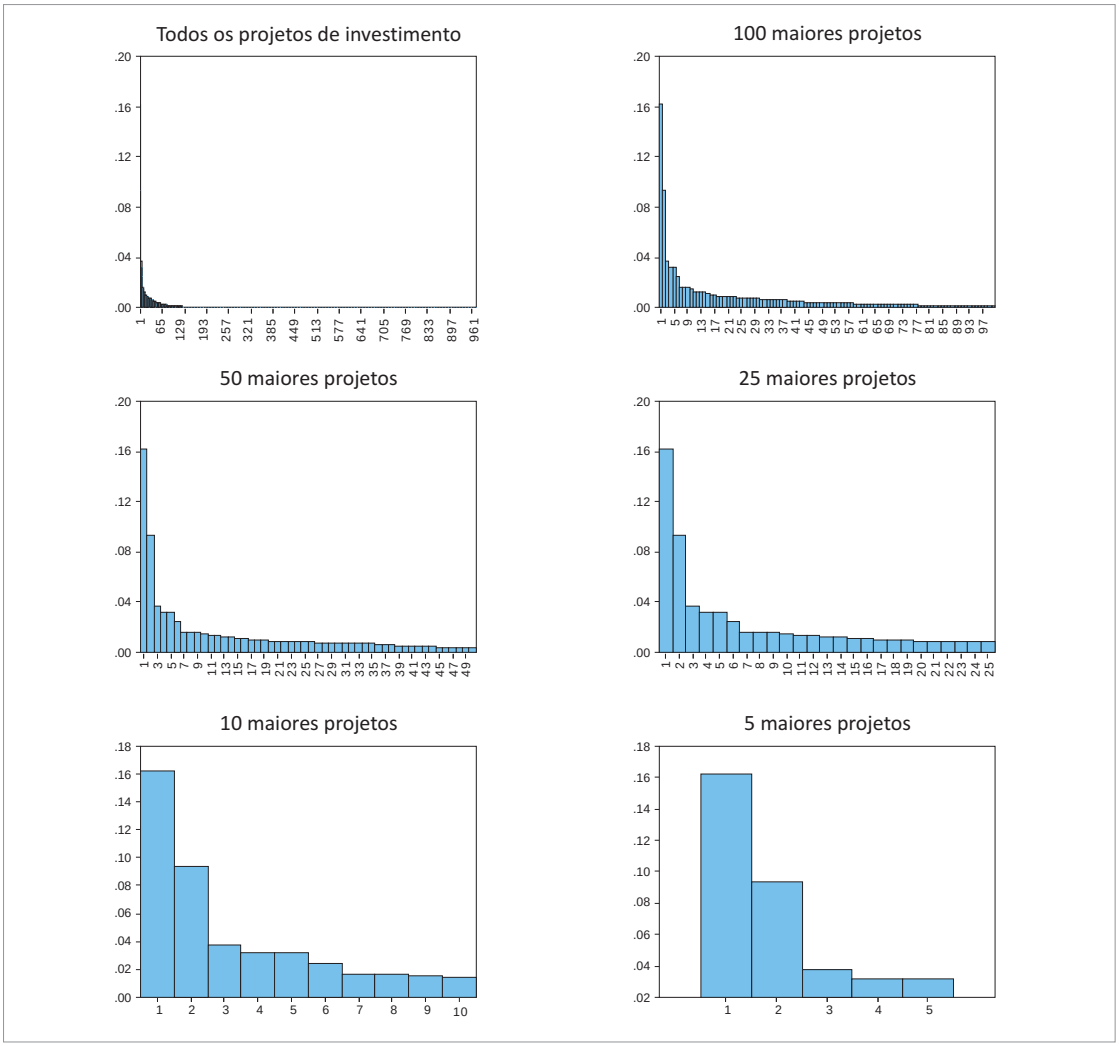
Fonte: Cálculos dos Autores.

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (27) 3636-8050

Em termos de distribuição setorial dos investimentos, nota-se, a ocorrência de um padrão nitidamente assimétrico entre os projetos considerados para o período 2009-2014. Especificamente, parece haver um alto grau de assimetria entre os projetos analisados, assim como a presença de valores aberrantes (*outliers*) na maioria dos casos. De acordo com os resultados reportados, a maior parte desses projetos encontra-se concentrada no setor de Energia e na área de *Indústria*, tradicionalmente responsáveis pela maior parte dos valores contidos na amostra. A única exceção a esses padrões de assimetria equivale ao setor de Segurança Pública, que apresenta uma distribuição mais centrada em torno da média quando da comparação com os demais setores.

O caráter nitidamente assimétrico da distribuição de projetos de investimento previstos fica ressaltado a partir do Gráfico 3, que contém histogramas relacionados aos projetos de investimento previstos para o Estado, de acordo com diferentes tamanhos de subamostras consideradas.

Gráfico 3 - Histograma dos Projetos de Investimento Destinados ao Estado do Espírito Santo, 2009-2014



Fonte: Cálculos dos Autores.

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (27) 3636-8050

Os padrões gráficos reportados acima demonstram que há alto grau de concentração de projetos em termos de montantes; ou seja, um número relativamente pequeno de projetos responde pelos maiores valores monetários da amostra considerada, com a ampla maioria dos projetos respondendo por parcelas consideravelmente menores. Esse resultado está de acordo com o fenômeno de "cauda longa", comum em diversos contextos nas áreas de Economia e Física, por exemplo (Adamic 2002; Gabaix 2008).

Especificamente, é interessante notar que o padrão de cauda longa dos projetos de investimento analisados parece variar de acordo com o tamanho da subamostra considerada. Em particular, o aspecto gráfico da distribuição de projetos de investimento parece mudar à medida que varia o número de projetos contidos na amostra em análise.

A Tabela 3 considera estatísticas descritivas dos projetos de investimento previstos para distintos estratos da amostra sob análise, incluindo a amostra como um todo.

Tabela 3 - Estatísticas Descritivas de Investimentos Previstos no Estado (R$ Milhões) Estratos Selecionados da Amostra Total

Estratos	Média	Mediana	Máximo	Mínimo	Desv. Pad	N
Total	**63,94**	**5,71**	**10078,63**	**0,06**	**407,94**	**972**
100 maiores	535,61	234,5	10078,63	83,9	1174,78	100
50 maiores	919,04	501,34	10078,63	234,74	1576,73	50
25 maiores	1480,3	800,58	10078,63	503,93	2100,36	25
10 maiores	2755,79	1740,33	10078,63	902,65	2954,68	10
5 maiores	4425,88	2306,51	10078,63	1963,9	3551	5

Fonte: Cálculos dos Autores.

Os resultados contidos na tabela apontam para a ocorrência de nítidas mudanças nos valores das estatísticas descritivas dos projetos de investimento de acordo com o estrato da amostra considerado. Em particular, nota-se que esses valores tendem a aumentar à medida que menores parcelas da amostra são consideradas. No caso, chama atenção o fato de que os valores referentes às estatísticas descritivas para a amostra como um todo são muito destoantes dos valores referentes aos estratos específicos considerados. Esse resultado, além de apontar para o caráter assimétrico da distribuição dos investimentos previstos para o estado do Espírito Santo ao longo do período 2009-2014, também demonstram que inferências baseadas na amostra total podem vir a não representar adequadamente a realidade inerente à maior parte dos projetos de investimento analisados.

Por sua vez, a Tabela 4 apresenta os valores dos projetos contidos em estratos específicos da amostra, bem como suas respectivas participações no total da amostra.

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (27) 3636-8050

Tabela 4 - Participação de Estratos Específicos no Total da Amostra de Projetos de Investimento

Estratos	Valor R$ (milhões)	Part. %
Total	**62.152**	**100%**
100 maiores	53.561	86%
50 maiores	45.952	74%
25 maiores	37.008	60%
10 maiores	27.558	44%
5 maiores	22.129	36%

Fonte: Cálculos dos Autores.

Os resultados expostos na tabela demonstram que as participações dos distintos estratos é crescente com o tamanho desses estratos. Em particular, é interessante notar que o estrato equivalente aos 20 maiores projetos corresponde a mais da metade dos valores do total da amostra, com os 50 maiores projetos respondendo por quase três quartos da amostra como um todo. Por outro lado, nota-se que os 100 maiores projetos de investimento respondem por 86% da amostra. Esses resultados são interessantes por demonstrarem a possibilidade de inferências representativas acerca do total de projetos de investimento previstos para o Estado a partir de estratos amostrais de tamanhos relativamente pequenos.

A Tabela 5 apresenta resultados relacionados a estratos específicos da amostra, tanto em termos de média dos valores dos projetos, quanto medidas de simetria, curtose e o teste de normalidade de Jarque-Bera[10].

Tabela 5 - Características Estatísticas da Distribuição de Projetos de Investimento Previstos para o Espírito Santo, Amostra Total e Estratos Específicos (R$ Milhões)

Estratos	Média	Simetria	Curtose	Jarque-Bera	Probabilidade
Total	**63,94**	**18,65**	**417,25**	**7.006.355**	**0**
100 maiores	535,61	6,42	48,68	9.381	0
50 maiores	919,04	4,66	25,67	1.252	0
25 maiores	1480,3	3,25	12,99	148	0
10 maiores	2755,79	1,8	4,87	7	0,03
5 maiores	4425,88	0,9	2,2	1	0,67

Fonte: Cálculos dos Autores.

[10] O teste Jarque-Bera (Jarque e Bera 1987) equivale a um teste de hipóteses relacionado à normalidade de uma distribuição de dados. Sua estatística de teste equivale à seguinte fórmula:

$$JB = n\left[\frac{S^2}{6} + \frac{(K-3)^2}{24}\right]$$

onde o termo *n* representa o tamanho da amostra, *S* equivale a uma medida de simetria e *K* a uma medida de curtose da distribuição. No caso de uma distribuição normal, deve-se ter $S = 0$ (simetria) e $K = 3$ (sem excesso ou falta de curtose). Para maiores informações a esse respeito, ver Gujarati (2004, p.148).

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (27) 3636-8050

Os resultados expostos na tabela confirmam a ocorrência de nítidas diferenças entre os estratos considerados. Em particular, nota-se que a média dos projetos tende a aumentar à medida que estratos menores são considerados. Por exemplo, enquanto a média de valor dos projetos da amostra total equivale a R$ 63,94 milhões, esse valor aumenta cerca de oito vezes quando é considerado o estrato contendo os 100 maiores projetos, apenas. Por outro lado, no caso da comparação entre o estrato contendo os 5 maiores projetos e o total da amostra, a diferença de valores chega a quase 70 vezes.

As estatísticas referentes à simetria e curtose das distribuições de projetos de investimento também apontam para nítidas diferenças entre a amostra e estratos específicos. Em termos de simetria, tanto a amostra total como os estratos considerados apresentam um padrão de assimetria à direita, consistente com distribuições de cauda longa. Por outro lado, a ampla maioria dos estratos considerados apresenta excesso de curtose, o que permite caracterizar as distribuições de projetos de investimento daí derivadas como leptocúrticas, um resultado também em consonância com distribuições de cauda longa.

A exceção a esses padrões empíricos fica por conta do estrato contendo os cinco maiores projetos de investimento, cuja distribuição apresenta estatísticas que permitem caracterizá-la como relativamente mais simétrica que os demais estratos, assim como platicúrtica e aproximadamente Normal, uma vez que não é possível rejeitar a hipótese nula do teste Jarque-Bera neste caso específico. Vale lembrar que esses resultados podem estar condicionados ao tamanho relativamente pequeno da amostra em questão.

Uma forma alternativa de mensurar a concentração dos projetos de investimento do Estado equivale ao cálculo de índices de primazia. Basicamente, esses índices equivalem a medidas de tamanho relativo dos projetos de investimento, fornecendo o tamanho do maior projeto em relação a um dado número de projetos. Formalmente, esse índice pode ser representado a partir da seguinte fórmula[11]:

$$P_j = \frac{N_1}{N_1 + N_2 + ... + N_j} \quad (1),$$

onde o termo P_j representa a primazia de "j-ésima" ordem, enquanto que N_i (i = 1, 2, ..., j) representa o tamanho do "i-ésimo" projeto.

[11] O termo "curtose" equivale ao quarto momento de uma distribuição de dados, sendo representado a partir da seguinte fórmula:

$$K = \frac{E(X - \mu)^4}{[E(X - \mu)^2]^2}$$

onde X denota uma variável aleatória, enquanto o termo μ representa a média populacional da distribuição. Distribuições com valores de K inferiores a 3 são também denominadas "platicúrticas" ou "de caudas curtas", enquanto que distribuições que exibam valores de K superiores a 3 são denominadas "leptocúrticas" ou "de caudas longas". Para maiores informações a esse respeito, ver Gujarati (2004, p.886-887).

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (27) 3636-8050

No caso da presente análise, optou-se pela construção de índices alternativos de primazia, referentes aos 5, 10, 25, 50 e 100 maiores projetos de investimento do Estado, assim como ao total da amostra. A tabela 6 expõe os resultados relacionados a esse indicador.

Tabela 6 - Indicador de Primazia dos Investimentos Previstos, 2009 a 2014 (Dados Anuais)

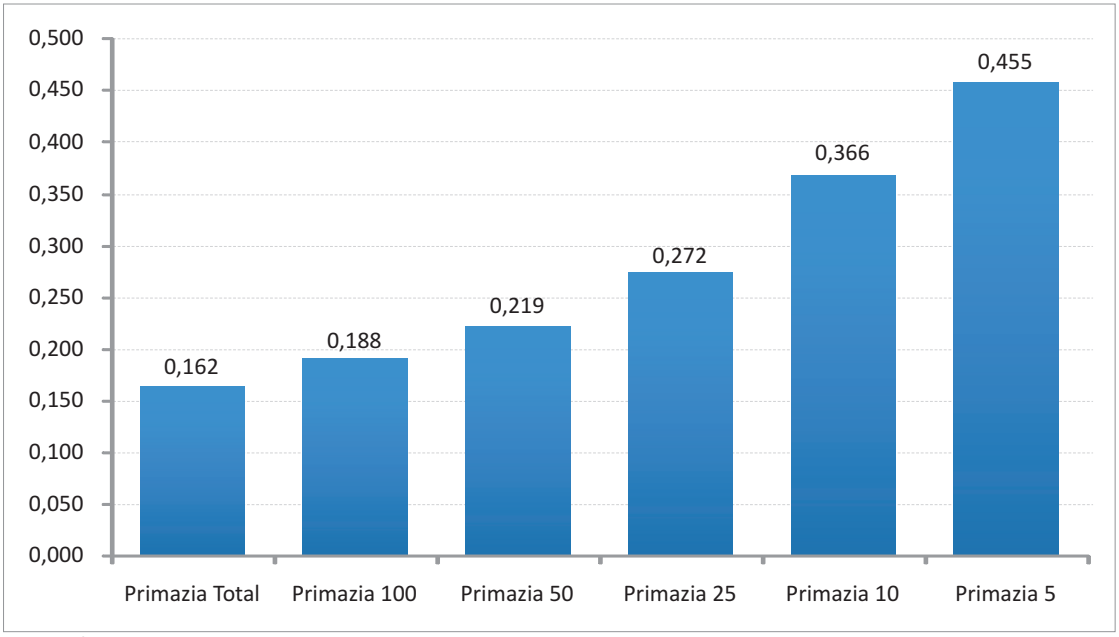
Estratos	ES
Primazia Total	**0,162**
Primazia 100	0,188
Primazia 50	0,219
Primazia 25	0,272
Primazia 10	0,366
Primazia 5	0,455

Fonte: Cálculos dos Autores.

Os resultados referentes a esses índices demonstram que os valores dos indicadores de primazia considerados variam de acordo com o tamanho da amostra analisada. Assim, pode-se notar que, enquanto esse indicador assume um valor de 0,46 no caso dos cinco maiores projetos de investimento, os valores obtidos apresentam uma tendência decrescente à medida em que novos projetos são incorporados na amostra. Por exemplo, no caso dos 25 maiores projetos, o indicador assume um valor de 0,27 (redução de 40% em relação aos cinco maiores projetos), chegando a um valor de 0,19 no caso dos 100 maiores projetos da amostra (redução de 60%). Em termos gerais, esses resultados apontam para a ocorrência de maiores diferenças entre projetos individuais no caso de menores amostras.

O Gráfico 4 contém a evolução dos indicadores de primazia de acordo com os respectivos tamanhos das amostras de projetos do Estado.

Gráfico 4 - Primazia dos Projetos de Investimento Previstos para o Estado do Espírito Santo, 2009-2014



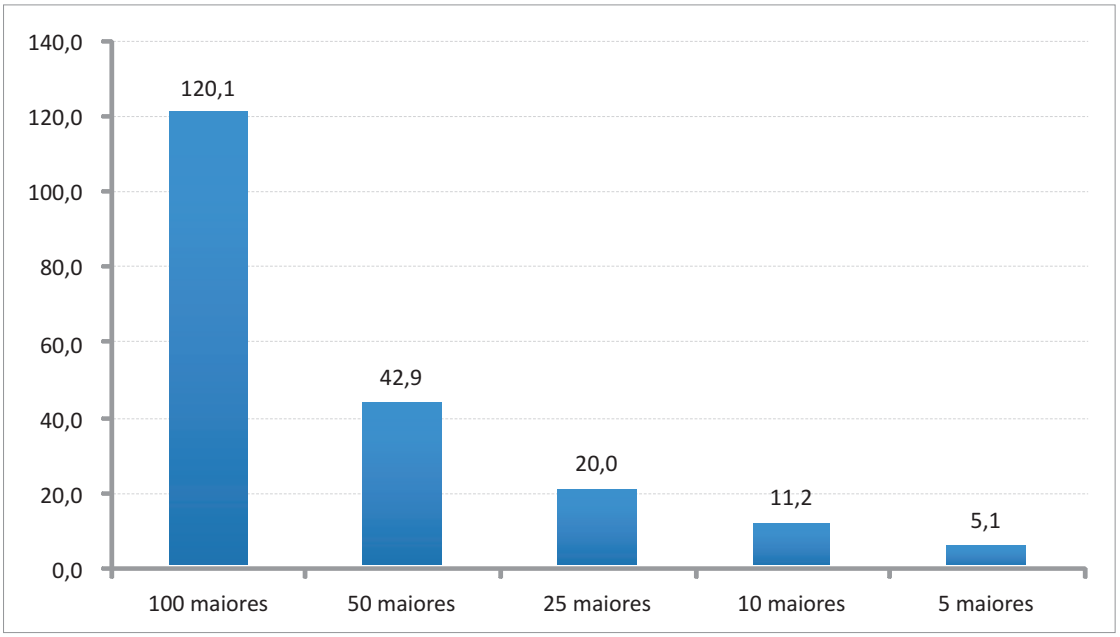
Fonte: Cálculos dos Autores.

Esses resultados confirmam o caráter assimétrico da distribuição de projetos de investimento previstos para o Estado, uma vez que demonstram que os indicadores de primazia assumem valores nitidamente superiores no caso de pequenas amostras dos maiores projetos, com esses valores aumentando à medida em que o tamanho dessas amostras diminui.

O gráfico 5 considera a evolução temporal da razão entre o maior e o menor projeto de investimento em termos de valores.

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (27) 3636-8050

Gráfico 5 - Valor do Maior Investimento/ Valor do Menor Investimento
Estratos Selecionados



Fonte: Cálculos dos Autores.

De acordo com o gráfico, nota-se que quando são considerados os cinco maiores projetos de investimento previstos para o estado, a razão entre o maior e o menor valor equivale a cinco vezes. Ou seja, no caso desse estrato amostral específico, o maior projeto de investimento possui um valor cerca de cinco vezes superior ao menor projeto. Por outro lado, ao se considerar os dez maiores projetos, essa razão aumenta para 11 vezes, chegando a 20 vezes, no caso dos 25 maiores projetos. No caso dos 100 maiores projetos, essa proporção chega a 120 vezes[12]. Um fato interessante a ser observado equivale à proporcionalidade existente entre as razões estimadas e os tamanhos dos estratos considerados, com essas razões crescendo quase na mesma proporção que as amostras.

Nesse contexto, seria interessante verificar a adequação empírica das leis de Pareto e Zipf à distribuição dos projetos de investimento previstos para o Espírito Santo, de acordo com as diferentes subamostras consideradas. Este é o objetivo da próxima subseção do trabalho, que busca fazê-lo através da verificação empírica da lei de Zipf para esses projetos de investimento.

3.2. Resultados Econométricos

Nesta subseção do trabalho são expostos resultados de estimações referentes a especificações econométricas das leis de Pareto e Zipf para a amostra em questão.

[12] No caso desse gráfico, optou-se pela não inclusão da razão referente ao total da amostra, uma vez que, dado o alto valor obtido para essa razão (176.929,8), poderiam ocorrer distorções na escala do gráfico apresentado.

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (27) 3636-8050

Uma forma de se confirmar a validade empírica da Lei de Zipf para distintos estratos da amostra equivale à estimação de especificações no seguinte formato:

$$\ln N(n_i) = \ln A - \zeta \ln(n)_i + \varepsilon_i \quad (2),$$

No caso, o termo $N(n_i)$ equivale à posição de cada projeto de investimento previsto para o Estado em um *ranking* decrescente, com n_i equivalendo a seu respectivo valor. Por sua vez, o termo A equivale a uma constante a ser estimada, enquanto o termo ε_i corresponde a um termo aleatório de erro, independente e identicamente distribuído (i.i.d.)[13].

Em particular, caso $\zeta = 1$, tem-se a validade empírica da Lei de Zipf (ou seja, o produto entre tamanho e *ranking* de um projeto equivale a uma constante). Caso ζ seja maior que 1, diz-se que a ordenação de projetos tende a ser mais igualitária; isto é, menores projetos estão, em termos de tamanho, mais próximos de projetos maiores. Por outro lado, situações onde ζ é menor que 1 equivalem a cenários correspondentes a uma ordenação mal distribuída, com a maior parte dos valores previstos concentrando-se em poucos projetos, geralmente os primeiros colocados no *ranking* de tamanhos da amostra.

Os resultados dessas estimações estão contidos na tabela 7, que expõe estimativas referentes aos principais parâmetros de interesse da análise, assim como o coeficiente de determinação ajustado de cada especificação estimada (R^2), bem como o número de observações das amostras consideradas[14].

[13] As especificações estimadas e a análise econométrica subsequente foram inspiradas nas análises contidas em Gabaix (1999), Soo (2005) e Miranda e Badia (2006).

[14] Devido à possibilidade de ocorrência de problemas de heterocedasticidade, os erros-padrão das estimativas reportadas acima foram calculados a partir do Método de White (White 1980).

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (27) 3636-8050

Tabela 7 - Coeficientes Estimados para a Equação (2)
Espírito Santo – 2009 a 2014

Estratos	equação 1		N
	ζ	R^2 ajustado	
Todos	-0,574***	0,958	972
	(0,010)		
100 maiores	-1,002***	0,971	100
	(0,022)		
50 maiores	-1,139***	0,972	50
	-0,0449		
25 maiores	-1,071***	0,966	25
	(0,055)		
10 maiores	-0,890***	0,963	10
	(0,045)		
5 maiores	-0,826***	0,935	5
	(0,126)		

Fonte: Cálculos dos Autores.
Nota: Os termos (*), (**) e (***) denotam significância estatística dos coeficientes estimados aos níveis de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Os resultados econométricos reportados na tabela demonstram que, quando considerada a amostra total, a distribuição de projetos de investimento comporta-se em acordo com a lei de Pareto, mas não de acordo com a lei de Zipf, uma vez que o coeficiente estimado fica em torno de -0,57. Resultados nos mesmos moldes são obtidos para estratos da amostra contendo os cinco e os dez maiores projetos de investimento, cujos coeficientes estimados equivalem a -0,83 e -0,89, respectivamente.

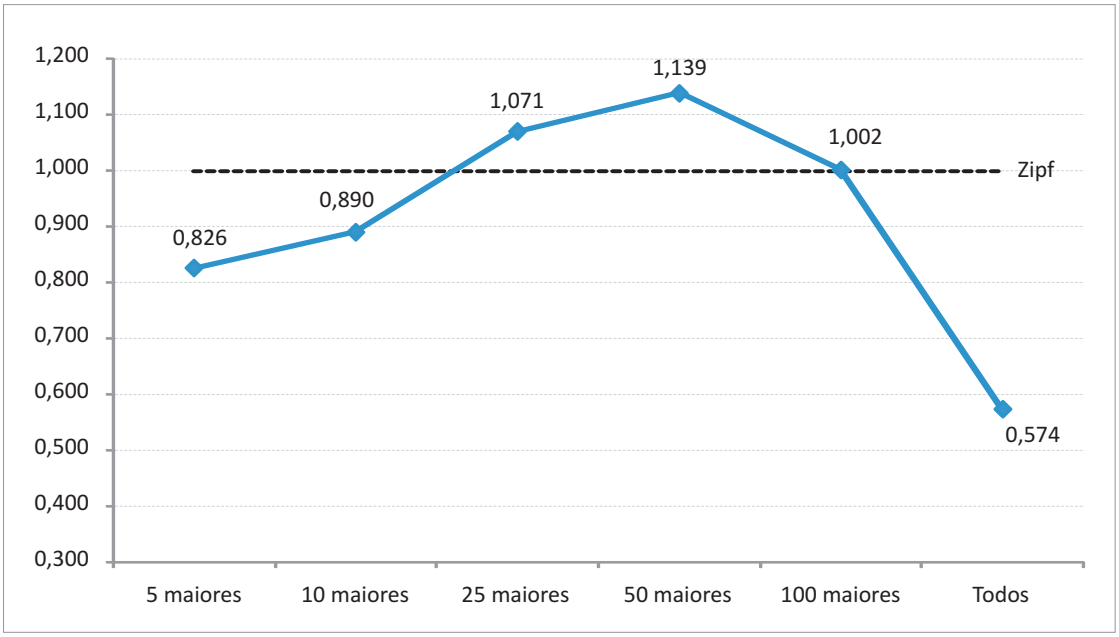
Embora esses resultados possam estar condicionados aos tamanhos relativamente pequenos desses estratos, apontam para a inadequação da lei de Zipf a esses conjuntos de dados. Por outro lado, pode-se notar que, no caso dos estratos contendo os 25, 50 e 100 maiores projetos de investimento da amostra, obtém-se resultados que tendem a confirmar a ocorrência da lei de Zipf, uma vez que os coeficientes estimados assumem valores próximos à unidade (-1,07, -1,14 e -1, respectivamente), sendo estatisticamente significativos. Esses resultados demonstram que, apesar da amostra como um todo não seguir a lei de Zipf, estratos contendo a maior parte da amostra apresenta boa adequação empírica a essa lei.

Em consonância com os padrões expostos acima, nota-se que, de fato, o ajuste da lei de Zipf aos dados varia de acordo com o tamanho dos estratos amostrais considerados, embora ainda seja necessária uma análise empírica mais rigorosa desses padrões.

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (27) 3636-8050

O gráfico 6 contém a evolução temporal dos coeficientes estimados para distintos estratos. De acordo com esse gráfico, nota-se que, embora menores estratos e o total da amostra não confirmem a ocorrência da lei de Zipf, essa lei acaba sendo confirmada para subamostras contendo entre 25 e 100 maiores projetos, que apresentam valores para os coeficientes estimados próximos à unidade.

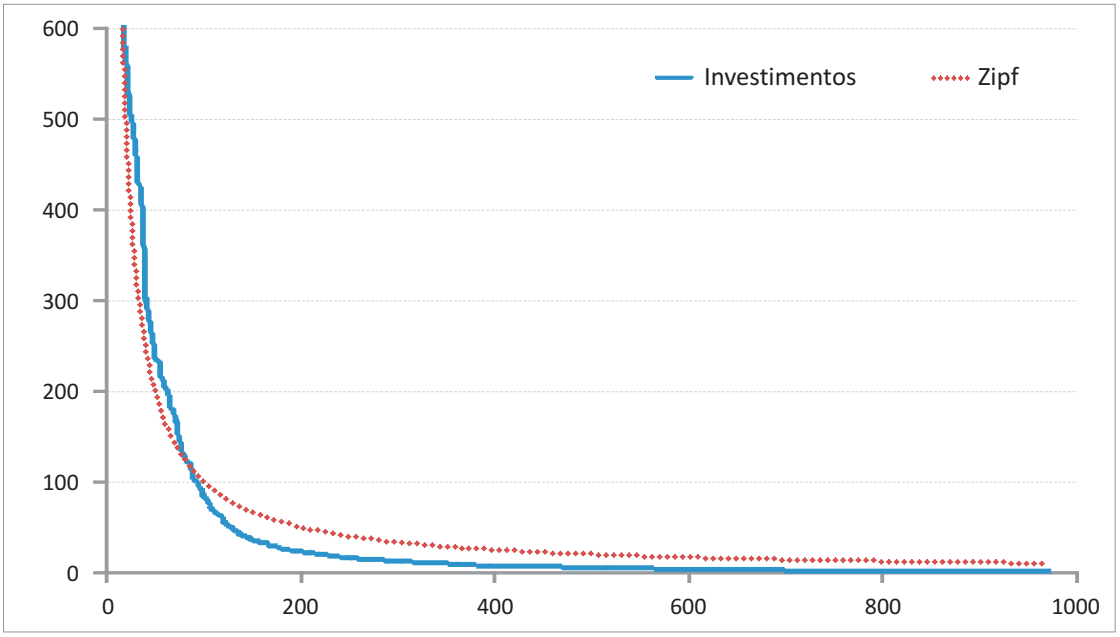
Gráfico 6 - Evolução Temporal dos Coeficientes Estimados para Diferentes Estratos dos Projetos de Investimento Previstos para o Estado do Espírito Santo, 1999 a 2007



Fonte: Cálculos dos Autores.

Finalmente, o gráfico 7 busca averiguar o ajustamento da lei de Zipf aos dados da amostra. No caso desse gráfico, são expostas duas curvas distintas: uma referente a uma distribuição correspondente exatamente àquela proposta originalmente por Zipf (linha tracejada) e outra correspondente à distribuição efetiva dos projetos de investimento do Estado.

Gráfico 7 - Valor dos Investimentos Previstos e Lei de Zipf
Espírito Santo – 2009 a 2014



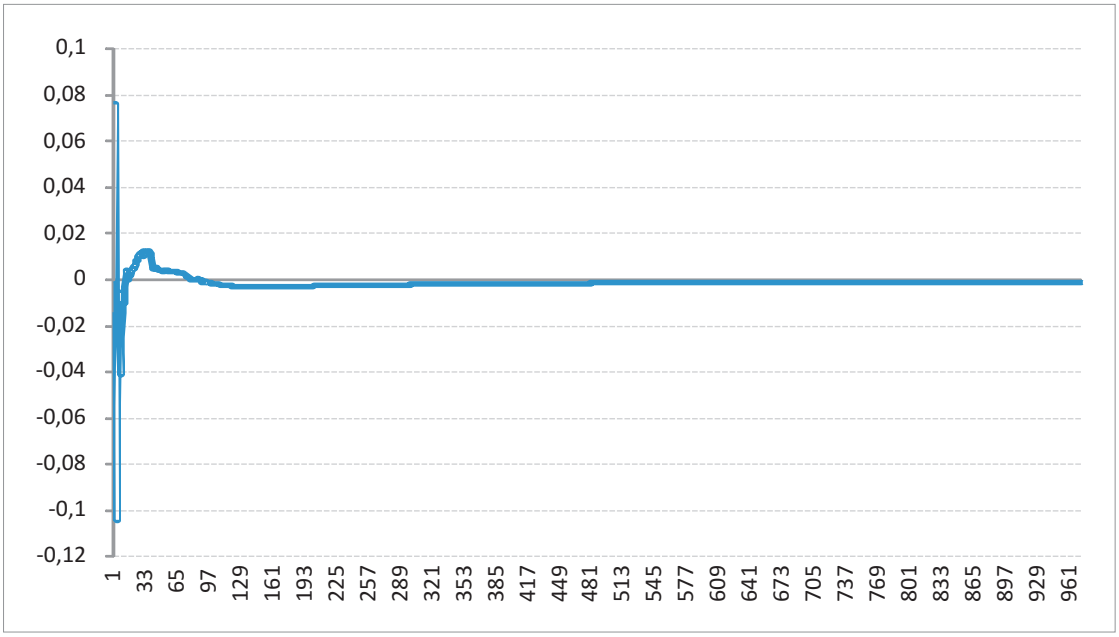
Fonte: Cálculos dos Autores.

A partir da inspeção visual desse gráfico, pode-se notar que a distribuição efetiva de projetos de investimento apresenta-se como superior à distribuição de Zipf no caso de amostras contendo até 100 projetos de investimento, aproximadamente. Uma decorrência básica desse resultado equivale a um sobredimensionamento dos projetos de maior valor em relação aos de menor valor.

Por outro lado, quando são considerados tamanhos de amostra superiores a 100 projetos, nota-se um padrão oposto, no qual ocorre um subdimensionamento de projetos de maior valor. Essa mudança no perfil da distribuição de projetos de investimento à medida que novos projetos são adicionados à amostra pode equivaler à razão pela qual a lei de Zipf tende a ser válida para alguns estratos específicos da amostra, apenas.

Em relação a esse fato, vale à pena checar a ocorrência de diferenças entre os valores efetivos da distribuição de projetos de investimento e aqueles previstos pela lei de Zipf. O gráfico 8 busca responder essa questão, exibindo a diferença entre esses valores, no caso da amostra total de projetos.

Gráfico 8 - Diferença entre Valores Previstos (Zipf) e Efetivos dos Projetos de Investimento Previstos para o Espírito Santo



Fonte: Cálculos dos Autores.

De acordo com o padrão descrito no gráfico, nota-se que, apesar de ocorrerem diferenças entre valores efetivos e previstos dos projetos de investimento, essas diferenças são, em geral, mais pronunciadas no caso dos maiores projetos da amostra (que ocupam as primeiras posições no *ranking*). Ainda assim, mesmo no caso desses projetos de maior valor, as diferenças existentes são relativamente pequenas, não ultrapassando 0,12 pontos. No caso da amostra total, observa-se uma tendência assintótica de redução das diferenças, com a cauda inferior da distribuição apresentando um ajuste em consonância com aquele previsto pela Lei de Zipf.

4. CONCLUSÕES E AGENDA DE PESQUISA FUTURA

Por conta de suas características específicas, o investimento agregado representa uma das mais importantes variáveis no processo de desenvolvimento de uma localidade. Este trabalho buscou realizar uma caracterização empírica da distribuição de projetos de investimento planejados para o estado do Espírito Santo ao longo do período 2009-2014, com ênfase no caráter assimétrico dessa distribuição, assim como sua adequação empírica em relação a uma distribuição de cauda longa em moldes condizentes com as leis de Pareto e Zipf.

Os principais resultados obtidos a partir desse esforço de pesquisa foram os seguintes:

i. A distribuição dos projetos de investimento previstos para o estado do Espírito Santo apresenta-se como nitidamente assimétrica, com a presença de valores aberrantes (*outliers*) na maioria dos setores analisados;

ii. A distribuição dos projetos de investimento segue uma distribuição de "cauda longa", qualquer que seja o tamanho de amostra considerado;

iii. Em termos de propriedades estatísticas, ocorrem nítidas diferenças entre distintos estratos da distribuição de projetos de investimento;

iv. Apesar do padrão de "cauda longa", a amostra como um todo não pode ser caracterizada como seguindo a lei de Zipf, com essa lei sendo válida apenas para estratos específicos da amostra (25, 50 ou 100 maiores projetos de investimento).

v. Em termos de participação relativa, os 25, 50 e 100 maiores projetos de investimento previstos para o Estado respondem por 60%, 74% e 86% do total da amostra. Esse resultado demonstra a possibilidade de estudo de padrões regionais de investimento a partir de subamostras de tamanho relativamente reduzido no Estado.

Esses resultados são interessantes por confirmarem a ocorrência de regularidades empíricas verificadas em outros contextos para projetos de investimento previstos para o estado do Espírito Santo. Em termos práticos, os resultados obtidos ressaltam que uma parcela relativamente pequena dos projetos analisados responde pela maior parte da distribuição considerada, fato que reforça o caráter assimétrico dessa distribuição. Adicionalmente, esses resultados demonstram que o estudo de estratos específicos da distribuição supracitada pode revelar alguns dos principais padrões da amostra como um todo, algo útil no caso de estudos aplicados, por exemplo.

Em termos de pesquisa futura, ficam três sugestões básicas. Em primeiro lugar, uma vez que ocorresse uma padronização na metodologia empregada na pesquisa de investimentos previstos do IJSN, seria interessante a elaboração de estudos voltados a testar a eventual ocorrência de

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (27) 3636-8050

padrões de convergência desses investimentos ao longo do tempo, nos moldes propostos por Magalhães e Toscano (2010b), por exemplo.

Em segundo lugar, como os montantes relacionados aos projetos de investimento podem ser estratificados de acordo com os municípios aos quais são destinados, poder-se-ia, a princípio, testar a ocorrência de transbordamentos espaciais desses investimentos (e.g., Leite e Magalhães 2010; Leite e Silva 2010) como forma de checar, em um primeiro momento, a possível ocorrência de externalidades relacionadas a esses investimentos. A vantagem de um esforço de pesquisa nesses moldes equivale à possibilidade de governos locais estimularem o desenvolvimento de potencialidades em localidades específicas a partir de investimentos em áreas próximas geograficamente.

Finalmente, seria interessante a realização de estudos que buscassem relacionar projetos de investimento com impactos sobre níveis de emprego de localidades específicas. Embora já existam tentativas nesse sentido (Araújo e Reisen 2010; IMMO 2010), a estimação de elasticidades relacionando investimento e emprego podem ser de extrema valia para elaboração e avaliação de programas de treinamento de mão de obra, por exemplo.

A existência de regularidades empíricas referentes a investimentos regionais pode revelar padrões relacionados ao desenvolvimento de uma localidade. Por sua vez, esses padrões podem ser úteis no diagnóstico de importantes questões sócio-econômicas, especialmente relacionadas à formulação e implementação de políticas de incentivo a esses investimentos. O presente trabalho pode ser visto como uma tentativa inicial de registro de alguns desses padrões. Mais trabalho será necessário no sentido de identificar novos resultados e explicar os padrões previamente reportados. Espera-se que, a partir desse esforço de pesquisa inicial, seja possível fornecer a base necessária para a compreensão da dinâmica do investimento regional no tempo e espaço.

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (27) 3636-8050

5. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ADAMIC, L.A. *Zipf, Power-laws, and Pareto* – a ranking tutorial. Information Dynamics Labs, manuscrito, 2002.

ARAÚJO, E.R.; REISEN, V.A. Relação entre investimentos e o número de empregos gerados por empresas no Espírito Santo: aplicação da metodologia de regressão não-paramétrica. In: *Anais do I Encontro de Economia do Espírito Santo*, Vitória, 2010, 20p.

GABAIX, X. Zipf's Law for cities: an explanation. *Quarterly Journal of Economics*, v.114, n.3, p.739-767, Aug.1999.

GABAIX, X. Power Laws. In: DURLAUF, S.N.; BLUME, L.E. (Eds.). *The New Palgrave Dictionary of Economics*, Second Edition, London: McMillan, 2008.

GABAIX, X.; IOANNIDES, Y.M. The evolution of city size distributions. In: HENDERSON, J.V.; THISSE, J.F. (Eds.). *Handbook of Urban and Regional Economics*, Vol.IV, Chap.53: Cities and Geography, p.2341-2378, 2004.

GRUPO DE INTERMEDIAÇÃO MASSIVA DE MÃO DE OBRA (IMMO). *Grandes projetos industriais do ES*. Secretaria do Trabalho, Assistência e Desenvolvimento Social (SETADES). Apresentação, 28 jun. 2010.

GUJARATI, Damodar. *Basic Econometrics*. New York: McGraw-Hill, 2004, 4th edition, 1003p.

IGLESIAS, R. Análise dos grandes projetos de investimento no Espírito Santo. In: VESCOVI, A.P.V.; BONELLI, R. (Orgs.). *Espírito Santo*: instituições, desenvolvimento e inclusão social. Vitória: IJSN, 2010, p.165-218.

JARQUE, C.M.; BERA, A.K. A test for normality of observations and regression residuals. *International Statistical Review*, v.55, n.1, p.163-172, 1987.

LEAHY, J. V.; WHITED, T. M. The effect of uncertainty on investment: some stylized facts. *Journal of Money, Credit and Banking*, v.28, n.1, p. 64-83, Jan.1995.

LEITE, L.M.; MAGALHÃES, M.A. Transbordamentos espaciais nos municípios do Espírito Santo. *Texto para Discussão n.19*, IJSN, nov.2010, 27p. (Disponível em: http://www.ijsn.es.gov.br/attachments/760_ijsn_td19.pdf) (Acesso em: 06/12/2010).

LEITE, L.M.; SILVA, S.P. Transbordamentos de pobreza entre municípios do Espírito Santo e seus vizinhos para outros estados. In: *Anais da I Conferência Nacional de Políticas Públicas contra a Pobreza e a Desigualdade*, 2010, 18p.

MAGALHÃES, M.A.; TOSCANO, V.N. Concentração de investimentos e interiorização do desenvolvimento no Espírito Santo. *Texto para Discussão n.10*, IJSN, fev.2010, 22p. (2010a) (Disponível em: http://www.ijsn.es.gov.br/attachments/313_td11.pdf) (Acesso em: 25/09/2010).

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (27) 3636-8050

MAGALHÃES, M.A.; TOSCANO, V.N. Crescimento econômico e bem-estar nos municípios do Espírito Santo. T*exto para Discussão n.15*, IJSN, ago.2010, 44p. (2010b) (Disponível em: http://www.ijsn.es.gov.br/attachments/656_ijsn_td15.pdf) (Acesso em: 25/09/2010).

MAGALHÃES, M.A.; TOSCANO, V.N. *Hierarquia urbana no Espírito Santo*. IJSN, manuscrito, ago.2010, 25p. (2010c) (Disponível em: http://www.ijsn.es.gov.br/attachments/694_ijsn_nt11.pdf) (Acesso em: 02/10/2010).

MIRANDA, R.A.; BADIA, B.D. A evolução da distribuição do tamanho das cidades de Minas Gerais: 1920-2000. In: *Anais do XII Seminário sobre a Economia Mineira*, 2006, 18p.

PESSOTI, G.C.; PESSOTI, B.C. Uma análise da política de atração de investimentos industriais da Bahia com especial referência ao Recôncavo Baiano no período de 2000 a 2004. *IV Encontro de Economia Baiana*, p.171-186, Set.2008.

PUGA, F.; MEIRELLES, B. Perspectivas de investimento na indústria em 2010-2013. *Visão do Desenvolvimento n.79*, BNDES, 15 mar.2010, 8p. (Disponível em: http://www.bndes.gov.br/SiteBNDES/export/sites/default/bndes_pt/Galerias/Arquivos/conhecimento/visao/Visao_79.pdf) (Acesso em: 14/12/2010).

SILVEIRA, A.C.B.M. *Determinantes de curto prazo dos investimentos privados*: evidência empírica para os estados brasileiros. IPE/USP, mimeo., 2005, 22p.

SOO, K.T. Zipf's Law for cities: a cross country investigation. *Regional Science and Urban Economics*, v.35, n.3, p.239-263, May 2005.

TAVEIRA, A.M.A.; PELA, A.C.A.S.; MARÇAL, C.P.; MAGALHÃES, M.A.; BRITTO, R.A.C.; TOSCANO, V.N. *Investimentos Previstos para o Espírito Santo*: 2009-2014. Instituto Jones dos Santos Neves (IJSN). Vitória, Espírito Santo. Jul.2010, 67p. (Disponível em: http://www.ijsn.es.gov.br/attachments/625_INVESTIMENTOS%202009-2014.pdf) (Acesso em: 25/09/2010)

WHITE, H. A heteroskedasticity-consistent covariance matrix and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica*, v.48, n.4, p.817-838, 1980.

ZIPF, G. *Human Behavior and the Principle of Least Effort*. Cambridge, Addison-Wesley, 1949.

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (27) 3636-8050

Editoração
João Vitor André

Bibliotecária
Andreza Ferreira Tovar

05

9

Texto para Discussão nº15

Crescimento Econômico e Bem-Estar nos Municípios do Espírito Santo

GOVERNO DO ESTADO DO ESPÍRITO SANTO
SECRETARIA DE ESTADO DE ECONOMIA E PLANEJAMENTO – SEP
INSTITUTO JONES DOS SANTOS NEVES – IJSN

TEXTO PARA DISCUSSÃO | 15

CRESCIMENTO ECONÔMICO E BEM-ESTAR NOS MUNICÍPIOS DO ESPÍRITO SANTO

Matheus Albergaria de Magalhães
Economista,
Coordenador de Estudos Econômicos
do Instituto Jones dos Santos Neves,
Rede de Estudos Macroeconômicos (MACRO)

Victor Nunes Toscano
Economista,
Coordenador de Conjuntura e Comércio Exterior
do Instituto Jones dos Santos Neves,
Rede de Estudos Macroeconômicos (MACRO)

Vitória I 2010

Instituto Jones dos Santos Neves
Crescimento econômico e bem-estar nos municípios do Espírito Santo. Vitória, ES, 2010.

43p., il. (Texto para discussão, 15)
ISBN 978-85-62509-59-9

1.Crescimento Econômico. 2.Municípios. 3.PIB. 4.Renda Per Capita. 5.Macroeconomia. 6.Espírito Santo(Estado). I.Magalhães, Mateus Albergaria de. II. Toscano, Victor Nunes. III.Título. IV.Série.

SUMÁRIO

Apresentação 04

1. Introdução 05

2. Metodologia e base de dados 10

2.1. Dados 10

2.2. Índices de concentração 11

2.3. Tempo necessário para dobrar o nível de renda inicial 12

3. Resultados 13

3.1. Crescimento de municípios e regiões no estado do Espírito Santo 13

3.2. Análise de convergência de renda 17

3.2.1. Índices de concentração e ó-convergência 17

3.2.2. â-convergência 21

4. Conclusões e agenda de pesquisa futura 29

5. Referências bibliográficas 32

Apêndice A: Estatísticas descritivas dos dados empregados na análise 34

Apêndice B: Macrorregiões de planejamento e microrregiões administrativas do estado do Espírito Santo 35

Apêndice C: Taxas de crescimento e tempo necessário para a duplicação do nível de renda inicial, municípios do estado do Espírito Santo 40

APRESENTAÇÃO*

O objetivo do presente trabalho equivale à identificação de padrões empíricos relacionados aos fenômenos de crescimento econômico e convergência de renda ao longo do período 1999-2007, tendo os municípios do estado do Espírito Santo como unidades de análise. Os resultados obtidos demonstram que: (i) ocorrem nítidas diferenças entre os municípios e regiões do Estado em termos de suas taxas de crescimento econômico; (ii) por conta das diferenças de taxas de crescimento, também ocorrem significativas diferenças entre as localidades analisadas em relação ao número de anos necessários para um dado município duplicar seu nível de renda *per capita* inicial; (iii) resultados de uma análise de σ-convergência demonstram que, ao longo do período de análise, houve um aumento da concentração de renda entre os municípios do estado, com ápice no ano de 2005, embora tenha ocorrido posterior desaceleração desse processo; (iv) resultados de uma análise de β-convergência demonstram que essa definição de convergência também não parece ter validade empírica entre os municípios e/ou regiões do estado. Esses resultados são importantes no sentido de permitirem um diagnóstico inicial da situação dos municípios e regiões do estado do Espírito Santo em termos de sua dinâmica de crescimento ao longo do tempo, podendo ser úteis na identificação de regiões específicas que venham a necessitar de um maior grau de intervenção do governo com o intuito de promover seu desenvolvimento e/ou evitar armadilhas de pobreza.

* Os autores agradecem os comentários e as sugestões de Ana Paula Vescovi, Rodrigo Lorena e dos participantes de um seminário da Universidade Federal do Espírito Santo (UFES), ocorrido no dia 21 de maio de 2010. Vale a ressalva usual de que os eventuais erros e omissões contidos no texto devem-se única e exclusivamente aos autores.

1. INTRODUÇÃO

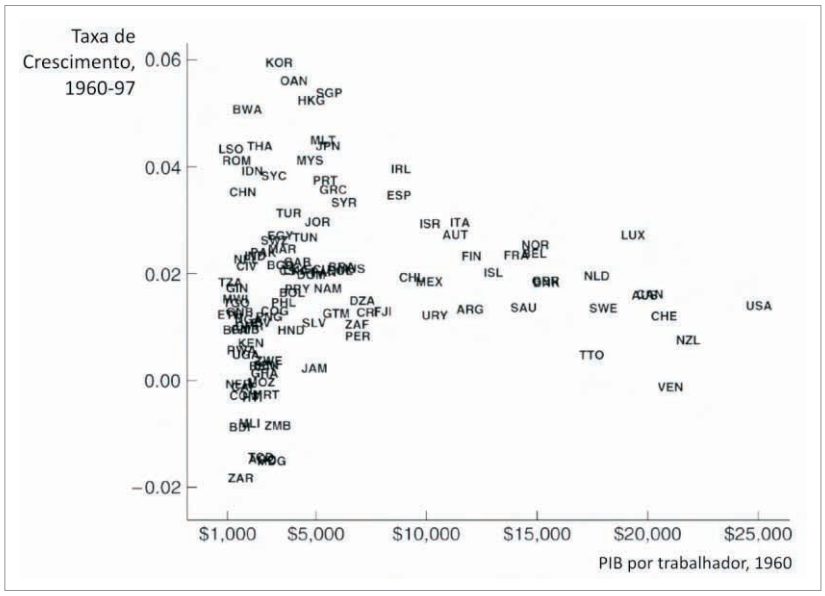
Ao longo do processo de desenvolvimento econômico, ocorrem nítidas diferenças entre taxas de crescimento de distintos países e/ou regiões. Por exemplo, a Inglaterra foi um dos países que mais cresceu ao longo do século XIX, tendo sido a maior potência econômica da época. Entretanto, a partir do século seguinte, esse país foi ultrapassado pelos Estados Unidos, que tem prevalescido como um dos países mais desenvolvidos no contexto internacional desde então (Brezis, Krugman e Tsiddon 1993). O Japão do pós-guerra apresentou altas taxas de crescimento, o que transformou esse país em uma das principais potências do século XX. Exemplo semelhante ocorreu com alguns outros países asiáticos décadas mais tarde, como China, Hong Kong, Coréia e Taiwan e que viriam a ser conhecidos como "Tigres Asiáticos" (Young 1995).

Uma questão importante nesse contexto equivale a entender as razões subjacentes a essas diferenças em termos de taxas de crescimento. Conforme coloca Lucas (1988) *apud* Jones (2000, p.15), as questões inerentes ao processo de crescimento econômico parecem muito interessantes para serem deixadas de lado:

> "(...) *Não vejo como se pode olhar dados como esses sem sentir que eles representam possibilidades. Há alguma coisa que o governo da Índia poderia fazer para levar a economia de seu país a crescer como as economias da Indonésia ou do Egito? E, havendo, o quê exatamente? Se não, o que há na "natureza da Índia" que a torna assim? As consequências para o bem-estar humano envolvidas nessas questões são simplesmente incríveis: uma vez que se começa a pensar nelas, é difícil pensar em qualquer outra coisa* (...)".

A Figura 1 expõe um diagrama de dispersão relacionando o nível de renda *per capita* inicial de diversos países do mundo no ano de 1960 e suas respectivas taxas de crescimento ao longo do período 1960-1997:

Figura 1 - Taxa de crescimento do PIB per capita e nível de PIB per capita inicial – Diversos países



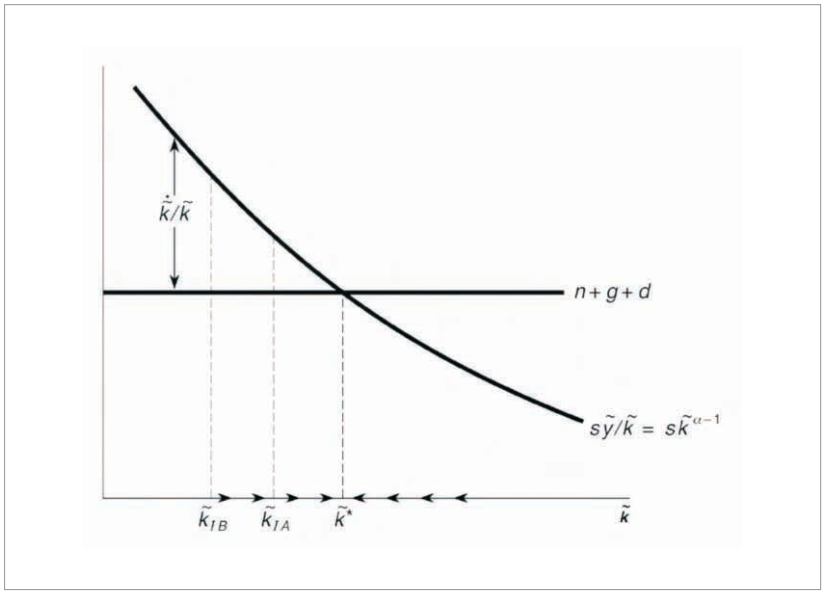
Fonte: Jones (2000, p.55).

De acordo com esse gráfico, pode-se notar que, à primeira vista, parece haver uma relação negativa entre as variáveis contidas no gráfico, fato que denotaria que países com maior nível de renda *per capita* inicial tendem, em média, a apresentar menores taxas de crescimento. Esse resultado também é conhecido na literatura especializada como "convergência de renda", sendo uma consequência direta do modelo de crescimento de Solow (Solow 1956)[1].

Segundo essa hipótese, países e/ou localidades "atrasadas" em termos de desenvolvimento tenderiam a crescer mais rápido do que aquelas localidades mais "adiantadas", de modo a reduzir a distância existente entre ambos os grupos. A Figura 2 abaixo apresenta um diagrama derivado do modelo de Solow que demonstra esse ponto:

[1] Para uma exposição didática do modelo de Solow, ver Jones (2000, caps. 2, 3).

Figura 2 - Dinâmica de transição no modelo de Solow



Fonte: Jones (2000, p.56).

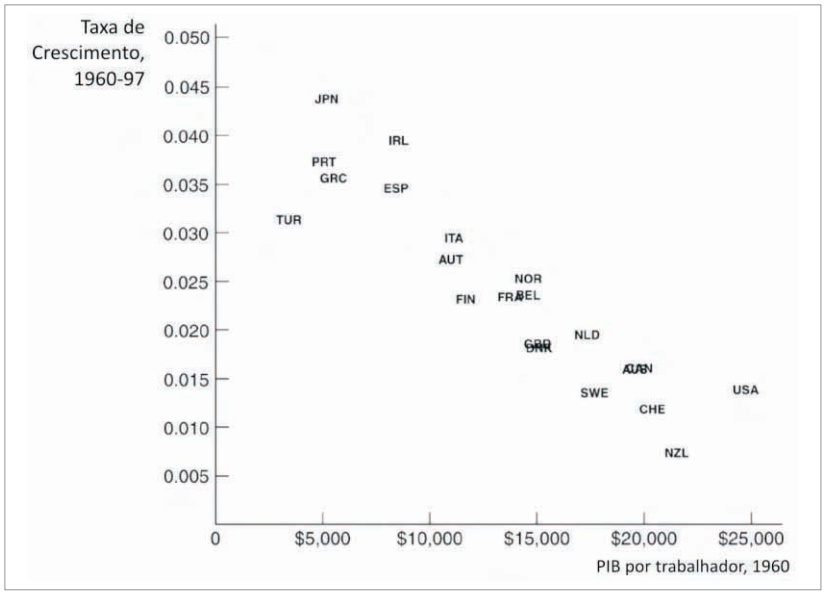
No caso dessa figura, tem-se a dinâmica de transição do modelo de Solow. Especificamente, a curva decrescente retratada na figura equivale à taxa de poupança da economia como proporção do estoque de capital existente (a inclinação dessa curva é decrescente, uma vez que a taxa de poupança tende a diminuir com o aumento do estoque de capital, com tudo o mais constante). Por sua vez, a reta horizontal representa variáveis que não dependem diretamente do estoque de capital, representadas neste contexto pelas taxas de crescimento populacional (n), de progresso técnico (g) e de depreciação (d). Este gráfico retrata a ocorrência do processo de crescimento econômico de uma localidade como função de sua distância em relação a um estado de equilíbrio, conhecido como "estado estacionário", equivalente ao ponto de interseção das curvas descritas acima[2].

De acordo com a figura acima, nota-se que quanto mais distante uma economia estiver de seu estado estacionário, maior tenderá a ser sua taxa de crescimento. Assim, uma economia que possua um estoque de capital equivalente a K_{1B} tende a crescer mais do que uma economia que possua um estoque de capital equivalente a K_{1A}. O processo de crescimento se mantém até o estado estacionário ser alcançado, resultado representado na figura pelo ponto K^* equivalente à interseção da curva e da reta consideradas. Este resultado poderia, por exemplo, explicar o bom desempenho de países como o Japão e a Alemanha no período pós-guerra, quando essas economias tiveram seus estoques de capital consideravelmente reduzidos. Como esses países se encontravam distantes de seus respectivos estados estacionários, isso fez com que apresentassem taxas de crescimento nitidamente superiores em relação a outros países da época.

[2] O termo "estado estacionário" serve para designar uma situação onde as variáveis do modelo crescem a uma taxa constante. Ver, a esse respeito, Jones (2000, cap.2).

A Figura 3, por sua vez, apresenta um diagrama de dispersão contendo dados relativos a países da Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE). Neste caso, é possível notar um melhor ajuste do conceito de convergência aos dados. Segundo alguns autores (e.g., Barro e Sala-i-Martin 1995, cap.1), esse resultado deve-se ao fato de que o resultado de convergência tende a ocorrer, em geral, para regiões semelhantes entre si (ou, em termos técnicos, que possuem o mesmo estado estacionário).

Figura 3 - Taxa de crescimento do PIB per capita e nível de PIB per capita inicial – Países da OCDE



Fonte: Jones (2000, p.55).

À primeira vista, esses resultados demonstram que o resultado de convergência de renda tenderia a ocorrer para regiões semelhantes entre si. De fato, o resultado de convergência derivado do modelo de Solow é, em geral, qualificado, no sentido de que tende a valer apenas para países que apresentem o mesmo estado estacionário, conforme parece ser o caso dos países da OCDE, cujas economias aparentam ter características razoavelmente semelhantes. Nesse sentido, uma extensão natural seria testar a ocorrência desse resultado para localidades semelhantes entre si à primeira vista, conforme seria o caso de municípios, por exemplo (Andrade e Serra 1999). Uma vantagem nesse caso equivale ao fato de que os municípios/regiões de um mesmo estado podem ser vistos como pequenas economias abertas entre as quais ocorre um perfeito grau de mobilidade perfeita entre fatores de produção (capital e trabalho). Por outro lado, a não ocorrência de um padrão de convergência poderia indicar a existência de significativas disparidades de renda *per capita* entre distintas localidades[3].

[3] Ao longo do trabalho, o termo "região" tem uma conotação genérica, servindo para denotar tanto microrregiões administrativas quanto macrorregiões de planejamento do Estado (maiores detalhes adiante). Vale a ressalva de que podem ocorrer diferenças em relação ao significado desses termos em outros contextos. Os autores agradecem a Rodrigo Lorena por ter chamado atenção para esse ponto.

O presente trabalho pretende verificar empiricamente a ocorrência de alguns padrões relacionados ao processo de crescimento econômico dos municípios do estado do Espírito Santo. Adicionalmente, busca-se responder questões relacionadas ao processo de convergência de renda *per capita* entre esses municípios, com o intuito de verificar eventuais padrões de concentração/dispersão de renda entre distintas localidades do Estado.

Vale a ressalva inicial de que a ênfase do presente trabalho recai sobre a questão do crescimento das localidades analisadas, não havendo uma análise do processo de desenvolvimento econômico das mesmas. Nesse sentido, os resultados apresentados nada dizem a respeito do desempenho econômico atual dos municípios do estado do Espírito Santo, devendo servir apenas como referência relacionada a seus respectivos padrões de crescimento ao longo do período de análise considerado (1999-2007). Ainda assim, o trabalho apresenta uma preocupação em termos de bem-estar, uma vez que desenvolve um análise focada em indicadores de concentração de renda *per capita* ao longo do tempo (maiores detalhes adiante).

A análise aqui desenvolvida possui um caráter exploratório, o que se deve ao fato de que existe atualmente um número relativamente pequeno de observações relacionadas ao crescimento dos municípios do Estado que venham a permitir inferências robustas relacionadas a esse fenômeno (dados disponíveis para o período 1999-2007, apenas). Por conta disso, o presente trabalho deve ser visto como uma primeira abordagem sobre o tema. Em última instância, espera-se que alguns dos resultados aqui reportados sejam úteis no sentido de fornecer diagnósticos relacionados a semelhanças e/ou diferenças existentes entre municípios e regiões do Espírito Santo, permitindo a formulação e implementação de políticas públicas capazes de reduzir as disparidades existentes. Adicionalmente, espera-se que a pesquisa futura venha a preencher eventuais lacunas deixadas por este trabalho[4].

O trabalho está dividido da seguinte maneira: a segunda seção descreve a base de dados e a metodologia empregadas no trabalho, enquanto a terceira seção apresenta os principais resultados obtidos, relacionados a indicadores de crescimento e convergência de renda. Finalmente, a quarta seção apresenta as principais conclusões do trabalho e aponta algumas possíveis direções de pesquisa futura sobre o tema.

[4] Existe atualmente um extenso volume de referências relacionadas à área de crescimento econômico, com ênfase no tema de convergência de renda, tanto no caso nacional quanto internacional. Por conta disso, optou-se por não fazer uma resenha parcial dessa literatura. Ver, a título de exemplo de estudos aplicados ao contexto regional brasileiro, os trabalhos de Ferreira e Diniz (1993), Ferreira e Ellery (1996) e Ferreira (1998). Um trabalho que tem o estado do Espírito Santo como unidade de análise equivale ao estudo recente de Bonelli e Levy (2009). Exemplos de livros-texto que tratam do tema equivalem a Barro e Sala-i-Martin (1995) e Jones (2000).

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

2. METODOLOGIA E BASE DE DADOS

Nesta seção do trabalho são descritas a base de dados utilizada, assim como as metodologias de cálculo de alguns dos índices empregados na análise subsequente.

2.1. Dados

As variáveis utilizadas neste trabalho equivalem basicamente a dados de PIB e população referentes aos municípios e ao estado do Espírito Santo. A fonte primária desses dados é o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). No caso do estado do Espírito Santo, existe atualmente uma parceria entre o IBGE e o Instituto Jones dos Santos Neves (IJSN), onde essas instituições fazem uma divulgação conjunta dos dados supracitados[5].

O período amostral analisado equivale ao intervalo compreendido entre os anos de 1999 e 2007. Esse período foi escolhido com base na disponibilidade de dados (o último período disponível para o PIB equivale ao ano de 2007), assim como no fato de que ocorreram mudanças na metodologia de cálculo dessa variável que impossibilitam uma comparação direta com dados anteriores ao ano de 1999. A partir desses dados, foram calculados alguns índices de concentração e estimadas regressões de convergência (maiores detalhes adiante). O *Apêndice A* do trabalho contém uma breve análise descritiva dos dados empregados na análise subsequente.

O estado do Espírito Santo encontra-se atualmente dividido em 78 municípios. No caso de algumas análises relacionadas a políticas públicas, o Estado costuma ser dividido em 4 (quatro) macrorregiões de planejamento ou em 12 (doze) microrregiões administrativas. A análise desenvolvida abaixo faz uso dessas divisões alternativas como forma de checar a ocorrência do processo de convergência de renda para regiões específicas do Estado. O *Apêndice B* contém uma descrição detalhada dessas regiões assim como uma lista dos municípios que as compõem.

2.2. Índices de Concentração

Esta sub-seção apresenta os indicadores de concentração de renda empregados no trabalho. Basicamente, são utilizados os índices de *Theil-L, Theil-T, L*$_r$ e o coeficiente de variação (*V*) da renda *per capita* das localidades analisadas.

Os índices *Theil-L e Theil-T* são dados, respectivamente, pelas seguintes fórmulas:

[5] Os autores agradecem a Carla Moulin pela disponibilidade dos dados empregados na análise abaixo. Para uma análise dos resultados relacionados aos PIB dos municípios do Espírito Santo, ver Moulin (2010).

$$L = \sum_{i=1}^{n} p_i \ln (p_i/y_i) \quad (1)$$

$$T = \sum_{i=1}^{n} y_i \ln (y_i/p_i) \quad (2)$$

onde o termo p_i representa a participação da população da localidade (município/região) *i* na população do estado, ao passo que o termo y_i representa a participação da renda do município/região *i* na renda interna. Por sua vez, o termo *n* equivale ao número total de localidades. Conforme é possível notar a partir da inspeção das fórmulas acima, ambos os índices equivalem a somatórias de produtos entre a participação da população ou da renda de uma dada localidade pelo logaritmo natural da razão entre essas participações. Em termos de interpretação, tem-se que valores iguais a zero correspondem a uma situação de perfeita igualdade entre localidades em termos de renda *per capita*, com valores maiores denotando um quadro de desigualdade (não há limite máximo para os valores desses índices).

O coeficiente de variação (*V*) por sua vez, equivale à razão entre o desvio-padrão e a média das rendas *per capita* das unidades analisadas (municípios ou regiões), sendo obtido a partir da seguinte fórmula:

$$v = (1/Y^*)\left[\sum_{i=1}^{n} (Y_i - Y^*)^2 / (n-1)\right]^{1/2} \quad (3)$$

Na fórmula acima, o termo Y_i denota a renda *per capita* da unidade *i*, enquanto que o termo Y^* representa a média das rendas *per capita* das unidades analisadas, com *n* representando o número total de unidades. No caso, *V* equivale a uma medida de dispersão da renda *per capita*, podendo ser utilizado para se checar a ocorrência de uma das definições de convergência de renda (ó-convergência). Basicamente, no caso de um processo nesses moldes ocorrer, tem-se que a dispersão da renda *per capita* deveria diminuir ao longo do tempo.

O índice L_r é definido a partir da seguinte fórmula:

$$L_r = \sum_{r=1}^{n} p_r \ln (p_r/y_r) \quad (4)$$

onde o termo p_r representa a participação da localidade *r* na população do Estado, enquanto que o termo y_r representa a participação dessa mesma localidade na renda interna[6].

[6] A diferença entre os índices de *Theil-L* e L_r diz respeito à unidade de referência utilizada para os cálculos desses índices. Enquanto o primeiro índice faz uso dos municípios em seu cálculo, o segundo faz uso das microrregiões administrativas do Estado (maiores detalhes adiante).

2.3. Tempo Necessário para Dobrar o Nível de Renda Inicial

Em relação ao cálculo do tempo necessário para uma dada localidade duplicar seu nível de renda *per capita* inicial, considera-se inicialmente que a renda *per capita* dessa localidade possa ser descrita pela seguinte fórmula:

$$y(t) = y_0 e^{gt} \quad (5)$$

onde *y(t)* representa o nível de renda *per capita* da localidade em um dado instante de tempo *t* e y_0 representa o nível de renda inicial dessa mesma localidade. O termo *g*, por sua vez, representa a taxa de crescimento dessa localidade. Para que a localidade em questão possa dobrar seu nível de renda inicial, é necessário que $y(t) = 2y_0$. Assim, tem-se:

$$2y_0 = y_0 e^{gt}$$

Aplicando-se logaritmos naturais em ambos os lados da equação acima e resolvendo-a para *t*, obtém-se o tempo necessário para a localidade em questão dobrar seu nível de renda inicial:

$$t^* = \frac{\log 2}{g} \quad (6)$$

Assim, o tempo necessário para uma localidade duplicar seu nível de renda é dado pela razão entre o logaritmo natural de 2 (aproximadamente igual a 0,7) e a taxa de crescimento da localidade analisada (*g*). No caso, nota-se que localidades que registrem maiores taxas de crescimento tenderão a apresentar um número menor de anos para que dupliquem seus respectivos níveis de renda *per capita* iniciais, com o caso oposto sendo verdadeiro no caso de localidades que registrem menores taxas. Em última instância, essa medida fornece uma idéia da velocidade de crescimento de distintos municípios/regiões do Estado.

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

3. RESULTADOS

3.1. Crescimento de Municípios e Regiões no Estado do Espírito Santo

Inicialmente, uma questão importante relacionada ao processo de crescimento econômico diz respeito às taxas de crescimento de municípios específicos do Estado. Em particular, pode ser interessante criar um *ranking* de taxas de crescimento dos municípios e das regiões administrativas do Estado (macro e microrregiões) como uma primeira aproximação ao tema. Levando-se em conta este fato, as tabelas 1 a 3 apresentam *rankings* das macrorregiões, microrregiões e de alguns municípios do estado do Espírito Santo ao longo do período 1999-2007. No caso, cada tabela expõe o nível de renda/PIB *per capita* da localidade em questão nos anos de 1999, 2007 e a taxa de crescimento estimada para esse período. Adicionalmente, também são expostos valores correspondentes ao número de anos que cada região/município deverá levar para duplicar seu nível de renda *per capita* inicial[7]. Para facilitar a avaliação comparativa dos resultados, todas as tabelas incluem uma linha correspondente ao estado do Espírito Santo.

Tabela 1 - PIB per capita, taxa de crescimento e anos necessários para duplicação do nível de renda inicial – Macrorregiões do Espírito Santo, 1999-2007

Macrorregião	PIB *per capita*		Taxa de Crescimento	Anos
	1999	2007		
Noroeste	5.956	10.080	5,80%	12
Norte	8.174	12.341	4,60%	15
Metropolitana	11.197	15.231	3,40%	20
Sul	7.319	9.757	3,20%	22
Espírito Santo	**8.736**	**12.338**	**3,80%**	**18**

Fonte: Cálculos dos Autores a partir de dados do IBGE/IJSN.

No caso da Tabela 1, pode-se notar que, em termos de macrorregiões do Estado, a região Noroeste é aquela que apresenta a maior taxa de crescimento ao longo do período de análise (5,8%), levando, em média, cerca de 12 anos para duplicar seu nível de renda inicial. Em seguida, vem a região Norte, com uma taxa de crescimento em torno de 4,5% e levando cerca de 15 anos para duplicar a renda. Por sua vez, as macrorregiões Metropolitana e Sul apresentam taxas de crescimento semelhantes (em torno de 3%), o que faz com que levem aproximadamente o mesmo tempo para duplicar seu nível de renda inicial (cerca de 20 anos). Uma possível explicação para esses resultados estaria relacionada ao fato de que as duas últimas regiões, apresentando em geral um maior grau de desenvolvimento econômico em

[7] Vale a ressalva de que, no caso das tabelas supracitadas, números positivos denotam o tempo necessário para que uma economia duplique seu nível de renda inicial, ao passo que números negativos denotam o tempo necessário para que uma economia alcance um nível de renda equivalente à metade do valor inicial (uma vez que, nesse caso, a economia em questão estará decrescendo ao longo do tempo). Para maiores informações a esse respeito, ver Jones (2000, cap.1, Quadro 1.1).

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

relação às primeiras, tenderiam a apresentar menores taxas de crescimento ao longo do tempo, em consonância com o conceito de convergência de renda. Embora plausível, esta é uma hipótese exploratória no momento.

A Tabela 2 apresenta um maior grau de desagregação de dados, ao considerar as 12 microrregiões administrativas do Estado.

Tabela 2 - PIB per capita, taxa de crescimento e anos necessários para duplicação do nível de renda inicial – Microrregiões administrativas do Espírito Santo, 1999-2007

Microrregião	PIB *per capita*		Taxa de Crescimento	Anos
	1999	2007		
Noroeste II	5.967	11.521	7,30%	9
Noroeste I	5.190	9.136	6,30%	11
Metrópole Expandida Sul	11.880	19.289	5,40%	13
Polo Cachoeiro	8.001	12.430	4,90%	14
Extremo Norte	7.009	10.786	4,80%	14
Metropolitana	14.015	21.084	4,50%	15
Litoral Norte	9.339	13.897	4,40%	16
Polo Colatina	6.707	9.425	3,80%	18
Polo Linhares	13.675	17.240	2,60%	27
Sudoeste Serrana	7.784	9.212	1,90%	37
Central Serrana	8.732	9.357	0,80%	90
Caparaó	6.569	6.817	0,40%	168
Espírito Santo	**8.736**	**12.338**	**3,80%**	**18**

Fonte: Cálculos dos Autores a partir de dados do IBGE/IJSN.

No caso dessa tabela, consonante com os resultados apresentados para as macrorregiões, nota-se que as regiões Noroeste I e II apresentam as maiores taxas de crescimento para o período analisado, com valores de 6,3% e 7,3%, respectivamente. Por conta dessas taxas, ambas as regiões apresentam um tempo estimado para a duplicação do nível de renda inicial em torno de 10 anos. Em seguida, vem um grupo de regiões cujas taxas de crescimento encontram-se entre 4 e 6% (Metrópole Expandida Sul, Polo Cachoeiro, Extremo Norte, Metropolitana, Litoral Norte e Polo Colatina), com essas regiões levando entre 14 e 18 anos para duplicarem seus respectivos níveis de renda iniciais. Um terceiro grupo de microrregiões, correspondente às regiões de Polo Linhares e Sudoeste Serrana, apresentam taxas de crescimento entre 2 e 3%, o que faz com que gastem entre 30 e 40 anos para duplicarem seus respectivos níveis de renda iniciais.

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

Finalmente, nota-se que, no caso de duas microrregiões específicas (Central Serrana e Caparaó), suas taxas de crescimento encontram-se consideravelmente abaixo das demais regiões do Estado (0,8% e 0,4%), o que resulta em períodos de tempo consideravelmente longos para que ocorra a duplicação do nível de renda inicial (90 e 168 anos, respectivamente). Esses últimos resultados são preocupantes, uma vez que ambas as localidades consideradas levariam, a princípio, períodos de tempo aproximadamente equivalentes a um século ou mais apenas para terem seus níveis de renda *per capita* de 1999 duplicados.

A Tabela 3 apresenta o maior nível de desagregação em termos de resultados. Neste caso, são apresentados os valores de renda *per capita* e taxas de crescimento para municípios específicos do estado do Espírito Santo. Para facilitar a exposição, os municípios são dispostos em ordem decrescente de taxas de crescimento, com a tabela contendo municípios que cresceram acima da taxa média do Estado, assim como aqueles que cresceram abaixo. No caso, não foram incluídos todos os 78 municípios do Espírito Santo, apenas com o intuito de se poupar espaço[8]. O *Apêndice C* do trabalho contém uma tabela e um mapa com os resultados relacionados a todos os municípios.

Tabela 3 - PIB per capita, taxa de crescimento e anos necessários para duplicação do nível de renda inicial – Municípios selecionados do Espírito Santo, 1999-2007

Municípios	PIB *per capita*		Taxa de Crescimento	Anos
	1999	2007		
Presidente Kennedy	10.084	58.664	19,60%	4
Serra	15.251	27.000	6,30%	11
João Neiva	7.734	13.395	6,10%	11
Anchieta	38.711	63.372	5,50%	13
Vitória	40.435	60.592	4,50%	15
Espírito Santo	**8.736**	**12.338**	**3,80%**	**18**
Cariacica	6.207	8.546	3,60%	20
Aracruz	30.417	32.317	0,70%	103
Vila Velha	11.589	11.849	0,20%	282
Santa Teresa	10.442	9.432	-1,10%	-61
Domingos Martins	10.176	8.376	-2,20%	-32

Fonte: Cálculos dos Autores a partir de dados do IBGE/IJSN.

Os resultados reportados nessa tabela demonstram a ocorrência de alto grau de heterogeneidade entre os municípios do Estado. Em primeiro lugar, nota-se que o município de Presidente Kennedy aparece como o município com a maior taxa de crescimento ao longo do período 1999-2007 (19,6%), com um tempo estimado para a duplicação de seu nível de renda inicial em torno de 4 anos, o que permite caracterizá-lo como o município de maior crescimento

[8] Apesar do estado do Espírito Santo possuir atualmente 78 municípios, a análise presente foi feita com base em uma amostra de 77 municípios, apenas. Em particular, o município de Governador Lindenberg foi retirado da amostra, uma vez que não havia sido criado até o ano de 1998, não havendo dados de PIB referentes a esse município para o primeiro ano da amostra (1999).

no Estado. Em seguida a esse município, surge um grupo de municípios que apresentam taxas razoavelmente parecidas (entre 4,5 e 6,5% a.a.), o que faz com que cresçam acima da média do Estado, ao mesmo tempo em que apresentam um tempo de duplicação do nível de renda inicial estimado entre 11 e 15 anos (Serra, João Neiva, Anchieta e Vitória).

A parte inferior dessa tabela contém resultados referentes aos municípios do Espírito Santo que apresentam taxas de crescimento inferiores à taxa do Estado. Neste caso, os municípios em questão podem ser divididos em dois grandes grupos: um grupo que apresenta taxas positivas, porém próximas de zero; e um outro grupo que apresenta taxas negativas de crescimento de suas respectivas rendas *per capita*. No caso do primeiro grupo de municípios, suas baixas taxas de crescimento fazem com que estes levem um tempo de duplicação do nível de renda inicial situado entre um e três séculos (Aracruz e Vila Velha). No caso do segundo grupo de municípios, embora haja certo grau de heterogeneidade entre os tempos estimados, vale lembrar que valores negativos indicam que essas localidades caminham para uma situação onde seu nível de renda *per capita* inicial cairá pela metade, uma vez que ocorre um nítido padrão de decréscimo de renda nesses casos (Santa Tereza e Domingos Martins). A exceção a esses padrões fica por conta do município de Cariacica que, por apresentar uma taxa de crescimento bastante semelhante à taxa estadual, tende a levar o mesmo período de tempo para duplicar seu nível de renda inicial (20 anos).

Apesar do caráter exploratório dos indicadores apresentados, esses resultados podem ser úteis no sentido de identificar municípios e/ou grupos de municípios que tendem a apresentar padrões de crescimento acima e/ou abaixo da média estadual, assim como a eventual necessidade de políticas públicas voltadas para o auxílio de localidades que apresentam maiores dificuldades em seus respectivos processos de crescimento econômico.

3.2. Análise de Convergência de Renda

3.2.1. Índices de Concentração e ó-convergência

As tabelas 4 e 5 contêm resultados relacionados à proporção das rendas *per capita* das macrorregiões de planejamento e microrregiões administrativas do Espírito Santo em função da renda *per capita* do Estado, respectivamente[9].

[9] Esta seção do trabalho é baseada na análise contida em Ferreira (1998).

Tabela 4 - Rendas per capita de macrorregiões administrativas como proporção da renda per capita do Espírito Santo, 1999-2007

Macrorregião	1999	2007
Noroeste	0,682	0,817
Norte	0,936	1
Metropolitana	1,282	1,234
Sul	0,838	0,791
Espírito Santo	**1**	**1**

Fonte: Cálculos dos Autores a partir de dados do IBGE/IJSN.

De acordo com esses resultados, pode-se notar que na comparação da renda *per capita* das microrregiões administrativas com o Estado como um todo, ocorreram ganhos e perdas em termos de participação. Assim, quando da análise das macrorregiões de planejamento, nota-se que as regiões Noroeste e Norte apresentaram ganhos em suas participações na renda do Estado, ao passo que as regiões Metropolitana e Sul apresentaram perdas. A região Metropolitana, em particular, apresentou uma leve perda nesse período, com sua proporção de renda *per capita* sobre a estadual indo de um valor de 1,28 para 1,23 entre os anos de 1999 e 2007.

Tabela 5 - Rendas per capita de microrregiões administrativas como proporção da renda per capita do Espírito Santo, 1999-2007

Microrregião	1999	2007
Caparaó	0,512	0,374
Central Serrana	0,683	0,549
Extremo Norte	0,579	0,721
Litoral Norte	0,671	0,681
Metrópole Expandida Sul	0,94	1,085
Metropolitana	1,308	1,332
Noroeste I	0,411	0,489
Noroeste II	0,503	0,589
Polo Cachoeiro	0,716	0,613
Polo Colatina	0,69	0,609
Polo Linhares	1,272	1,11
Sudoeste Serrana	0,612	0,488

Fonte: Cálculos dos Autores a partir de dados do IBGE/IJSN.

No caso das microrregiões administrativas, nota-se que cerca de 6 (seis) microrregiões (Extremo Norte, Litoral Norte, Metrópole Expandida Sul, Metropolitana, Noroeste I e Noroeste II) apresentaram ganhos em termos de participação na renda estadual, com duas dessas regiões apresentando inclusive uma participação superior a do Estado (Metrópole Expandida Sul e Metropolitana).

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

Por outro lado, as demais microrregiões (também em número de seis: Caparaó, Central Serrana, Polo Cachoeiro, Polo Colatina, Polo Linhares e Sudoeste Serrana) apresentaram perdas de participação ao longo do período de análise, com apenas uma delas (Polo Linhares) ainda apresentando uma participação superior à participação do Estado como um todo.

A Tabela 6, por sua vez, contém resultados relacionados aos índices de *Theil-L*, *Theil-T*, *V* e L_r, assim como a razão entre a renda *per capita* do município mais rico e do município mais pobre do estado, ao longo do período compreendido entre os anos 1999 e 2007.

Tabela 6 - Distribuição intermunicipal da renda – Estimativa dos índices de Theil-L, Theil-T e V – Espírito Santo, 1999-2007 (dados anuais)

Anos	*Theil - L*	*Theil - T*	*V*	Renda *per capita* município mais rico / Renda *per capita* município mais pobre	L_r
1999	0,206	0,239	0,703	9,555	0,068
2000	0,186	0,216	0,676	9,071	0,058
2001	0,199	0,225	0,671	9,446	0,071
2002	0,21	0,237	0,74	8,891	0,074
2003	0,207	0,232	0,83	9,911	0,069
2004	0,241	0,267	0,82	10,401	0,085
2005	0,29	0,335	0,991	14,054	0,094
2006	0,274	0,306	0,86	11,698	0,086
2007	0,259	0,292	0,882	11,338	0,082

Fonte: Cálculos dos Autores a partir de dados do IBGE/IJSN.

Em relação ao índices *Theil-L* e *Theil-T*, sabe-se que, no caso de uma situação de uma distribuição de renda perfeitamente igualitária, ambos os índices deveriam ser iguais a zero. No caso dos dados expostos na tabela acima, nota-se que, ao longo do período analisado, houve um aumento nos valores desses dois índices, o que denota um aumento na concentração de renda *per capita* no Estado. Em particular, nota-se que os valores máximos para ambos os índices ocorreu no ano de 2005, tendo ocorrido posterior redução após esse ano, embora os valores reportados em 2007 (0,259 e 0,292 para os índices *Theil-L* e *Theil-T*) ainda sejam maiores do que os valores reportados em 1999 (0,206 e 0,239).

O coeficiente de variação da renda *per capita* (*V*) no Estado também aumentou durante o período considerado, indo de um valor de 0,703 em 1999 para 0,882, em 2007. Basicamente, esse resultado indica que houve um aumento na dispersão de renda *per capita* entre os municípios do Espírito Santo. Ou seja, não se verifica a ocorrência de ó-convergência para os municípios ao longo do período de análise.

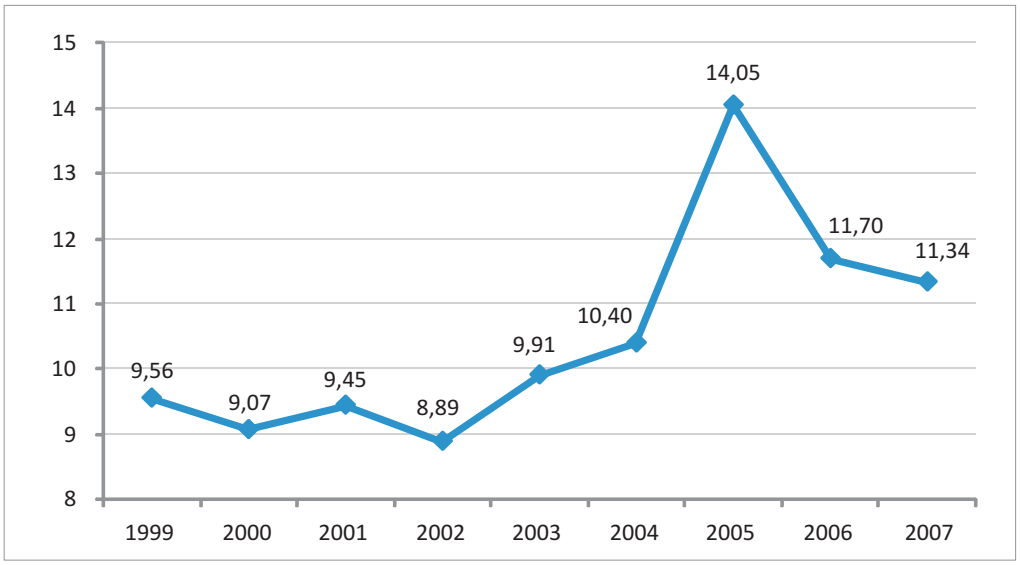
Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

Esse último resultado acaba sendo confirmado pelo indicador exposto na quinta coluna da tabela, que equivale à razão entre as renda *per capita* do município mais rico e do município mais pobre do Estado. Em particular, nota-se que, em 1999, a renda *per capita* do município mais rico (Vitória) equivalia a cerca de 9,6 vezes a renda *per capita* do município mais pobre (Água Doce do Norte). Embora essa proporção tenha diminuído durante certos períodos, ela voltou a aumentar a partir de 2003, quando atingiu um valor próximo a 10 vezes, atingindo um valor máximo de 14,05 no ano de 2005. Apesar de ter ocorrido uma diminuição dessa razão nos anos finais da amostra (2006 e 2007), pode-se notar que houve um aumento de patamar dessa razão em comparação ao ano de 1999 (aumento de 9,56 em 1999 para 11,34 em 2007).

A última coluna da tabela expõe resultados relacionados ao índice L_r, que mede a desigualdade na distribuição intermunicipal de renda. Neste caso, os resultados obtidos também demonstram que houve um aumento de concentração de renda no Estado, uma vez que esse índice passou de um valor em torno de 0,07 em 1999 para um valor de 0,08, em 2007. Novamente, é possível notar a ocorrência de um valor máximo desse índice no ano de 2005, com posterior redução nos últimos dois anos da amostra, embora os valores obtidos ainda permaneçam superiores em relação ao ano de 1999.

Os gráficos abaixo confirmam os resultados descritos acima. O Gráfico 1 exibe a evolução temporal da razão entre a renda *per capita* do município mais rico e a renda *per capita* do município mais pobre do Estado, enquanto que o Gráfico 2 expõe a evolução dos índices de *Theil* (*Theil-L* e *Theil-T*), assim como o índice *V*.

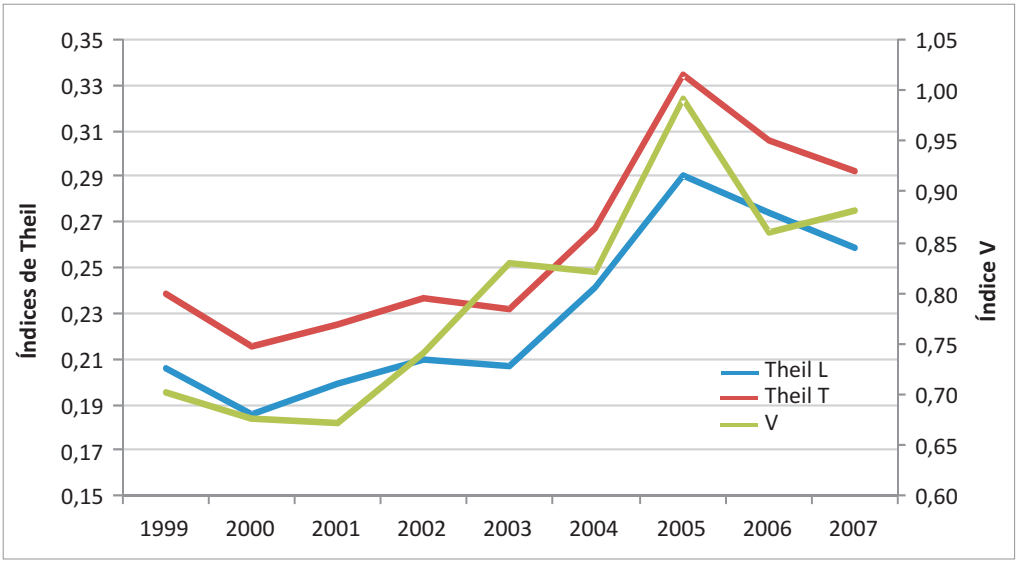
Gráfico 1 - Razão entre as rendas per capita do município mais rico e do município mais pobre do Espírito Santo, 1999-2007 (dados anuais)



Fonte: Cálculos dos Autores a partir de dados do IBGE/IJSN.

Apesar de terem ocorrido mudanças em relação aos municípios que ocupam essas posições ao longo do tempo, essa medida pode ser útil no sentido de denotar eventuais padrões de concentração de renda no Estado. De acordo com o gráfico acima, é possível constatar que houve um aumento da concentração de renda no Estado entre os anos de 1999 e 2005, quando a razão analisada atingiu o valor máximo de 14,1 nesse último ano. Ou seja, em 2005, a renda *per capita* do município mais rico do Estado equivalia a cerca de 14 vezes a renda *per capita* do município mais pobre, o que denota um elevado padrão de concentração. Por outro lado, nota-se que, entre 2004 e 2007, ocorreu uma redução nessa razão, com a proporção considerada atingindo um valor de 11,3 que, embora menor, ainda equivale a um valor superior em comparação ao período inicial de análise.

Gráfico 2 - Índices Theil-L, Theil-T e V, Espírito Santo, 1999-2007 (dados anuais)



Fonte: Cálculos dos Autores a partir de dados do IBGE/IJSN.

No caso do Gráfico 2, também é possível notar um aumento da concentração de renda no Estado ao longo do período de análise, com o ápice desse processo tendo ocorrido mais uma vez no ano de 2005, qualquer que seja o índice considerado. Em termos gerais, os resultados expostos nesse gráfico são qualitativamente semelhantes àqueles expostos no gráfico anterior: a concentração de renda aumentou no Estado ao longo do período considerado, tendo atingido um valor máximo em 2005 e sofrido uma redução após esse ano, embora ainda se encontre em um patamar superior em comparação ao primeiro ano de análise[10].

[10] Resultados relacionados a índices de concentração espacial demonstram que projetos de investimento previstos para o Espírito Santo durante o período 2008-2013 apresentam um padrão de concentração ao longo de algumas microrregiões específicas do Estado (Magalhães e Toscano 2010). Por outro lado, resultados referentes a dados desagregados e cobrindo um período mais recente do que aquele analisado no presente trabalho demonstram que o estado do Espírito Santo apresentou, nos últimos anos, resultados significativos em termos de redução de índices de desigualdade (Barros *et al.* 2010). Dada a indisponibilidade de dados de PIB *per capita* relacionados a esse período, fica a sugestão de que a pesquisa futura busque confirmar ou não a ocorrência desses padrões no caso dos municípios e regiões do Estado.

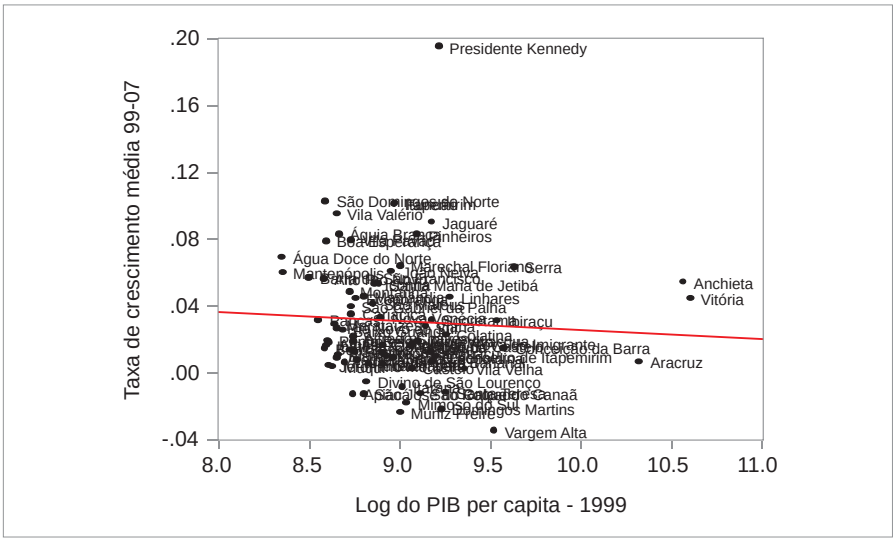
Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

3.2.2. â-convergência

Conforme citado acima, uma questão importante nesse contexto equivale à ocorrência ou não de â-convergência entre os municípios do Estado. No caso desse conceito de convergência vir a ocorrer, nota-se que aqueles municípios/microrregiões que inicialmente apresentarem menores níveis de renda *per capita* no período inicial de análise seriam também localidades que apresentariam as maiores taxas de crescimento ao longo do período considerado. Ou seja, em caso de ocorrência desse padrão de convergência, deveria ocorrer uma relação inversa entre taxa de crescimento e nível de renda *per capita* inicial, conforme citado acima.

O Gráfico 3 apresenta um diagrama de dispersão para os 77 municípios do estado do Espírito Santo analisados no presente contexto, relacionando seus níveis de renda *per capita* no ano de 1999 e suas respectivas taxas de crescimento ao longo do período 1999-2007. Adicionalmente, também é apresentada uma reta de regressão obtida a partir de método de mínimos quadrados ordinários (MMQO) (em vermelho).

Gráfico 3 - Taxa de crescimento 1999-2007 e PIB per capita em 1999 – Municípios do Espírito Santo



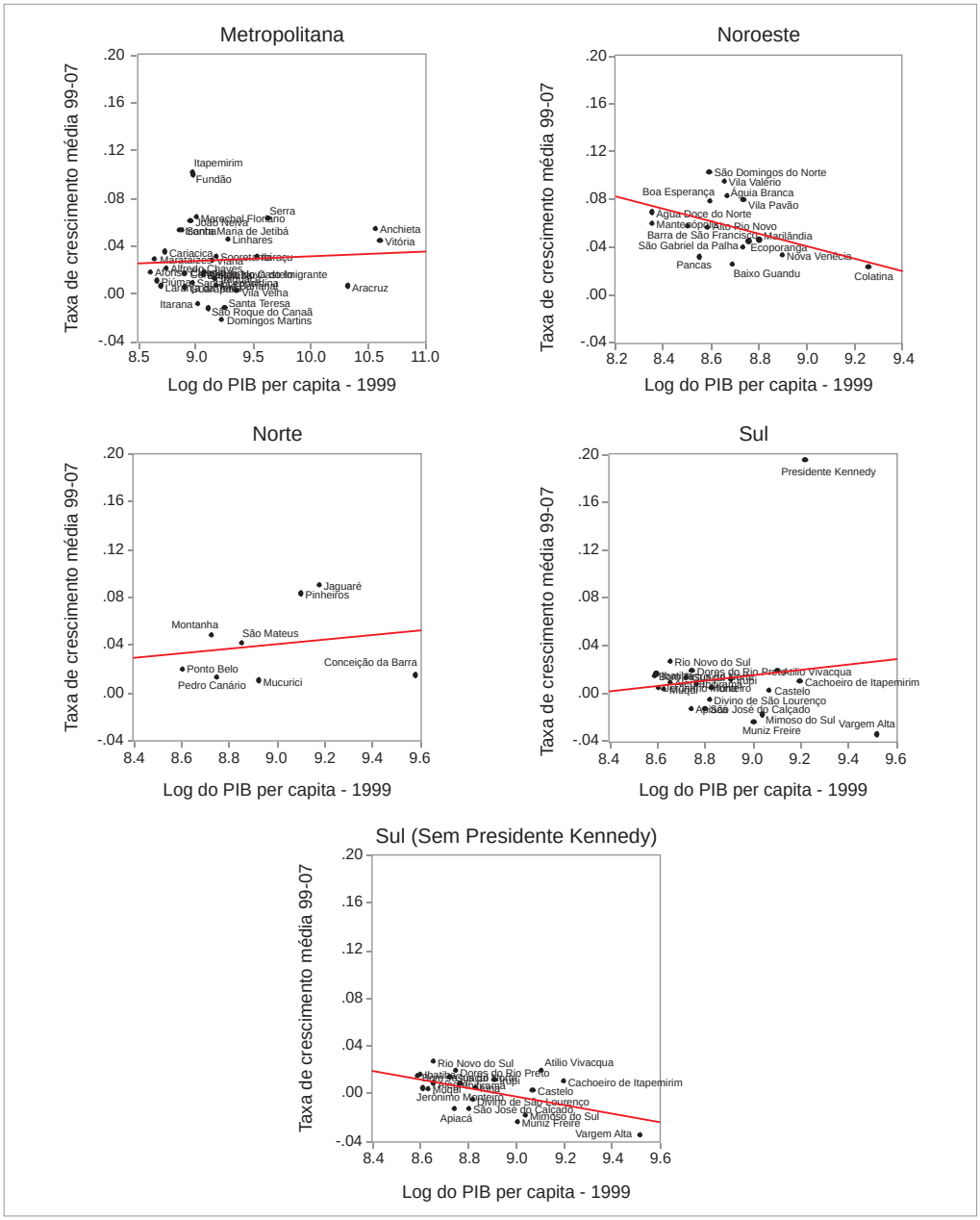
Fonte: Cálculos dos Autores a partir de dados do IBGE/IJSN.

Em relação a esse gráfico, nota-se inicialmente um aparente padrão de convergência entre os municípios do Espírito Santo. Adicionalmente, é possível notar que alguns municípios encontram-se a uma distância relativamente considerável da reta de regressão estimada, conforme é o caso dos municípios de Anchieta, Vitória, Vargem Alta e Presidente Kennedy. Esse último município, em particular, encontra-se mais distante da reta de regressão estimada, o que permite caracterizá-lo como um *outlier* em relação aos demais municípios da amostra[11].

[11] Os resultados obtidos não mudam quando esse município é retirado da amostra. Esses resultados não foram reportados apenas com o intuito de poupar espaço.

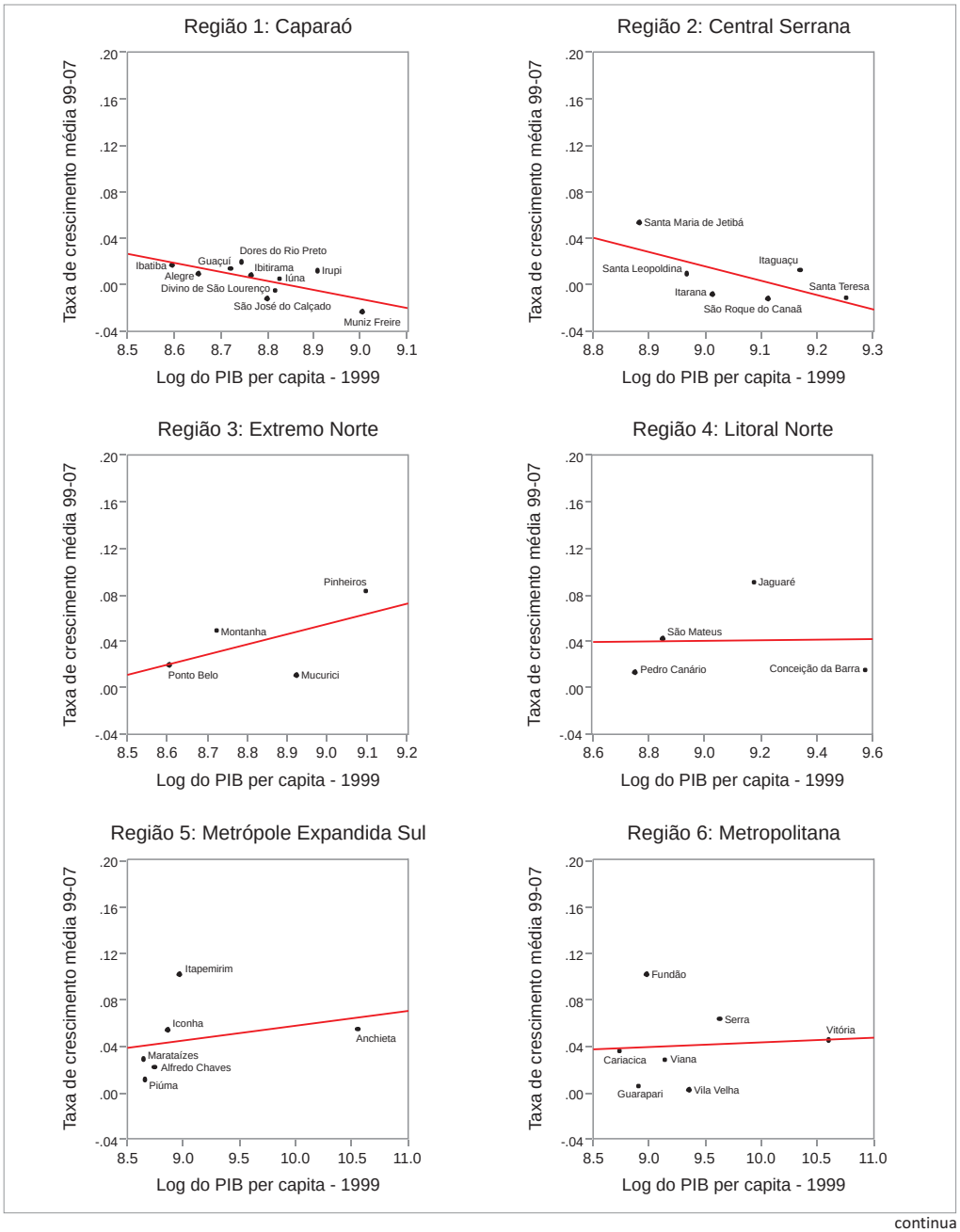
Os gráficos 4 e 5 apresentam gráficos de dispersão relacionados às macro e microrregiões do Estado, respectivamente.

Gráfico 4 - Taxa de crescimento 1999-2007 e PIB per capita em 1999 – Macrorregiões do Espírito Santo



Fonte: Cálculos dos Autores a partir de dados do IBGE/IJSN.

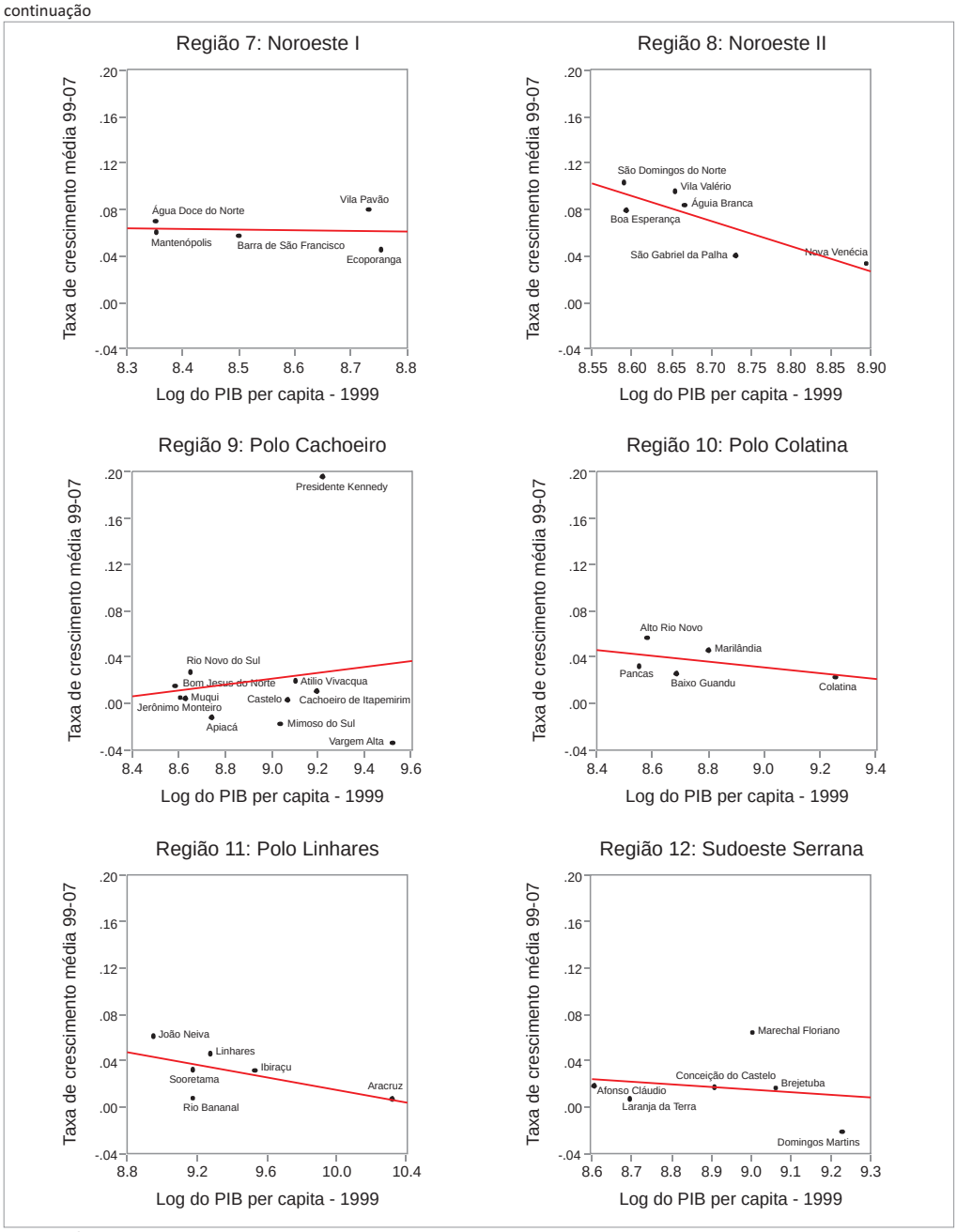
Gráfico 5 - Taxa de crescimento 1999-2007 e PIB per capita em 1999 – Microrregiões administrativas do Espírito Santo



continua

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

continuação



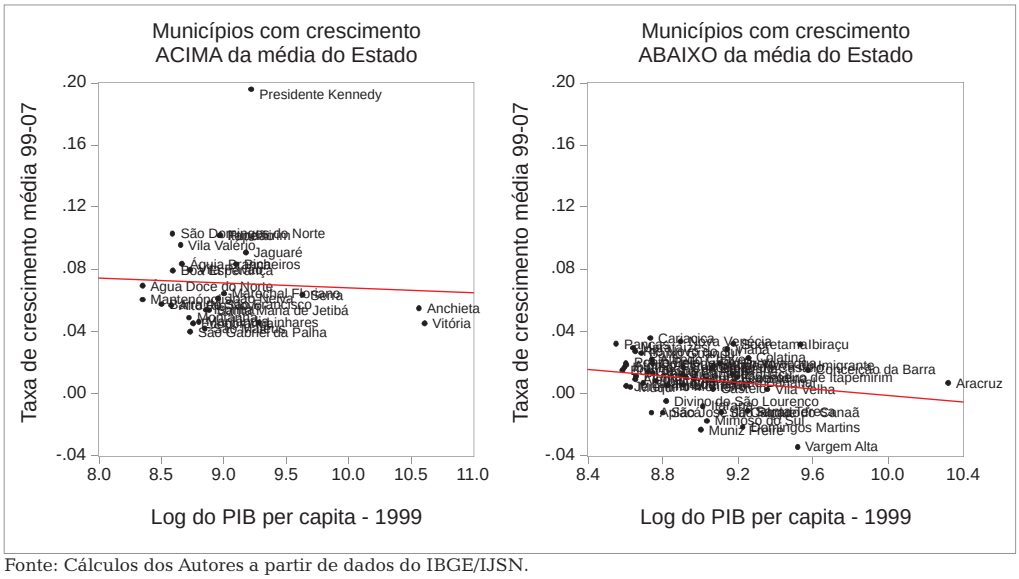
Fonte: Cálculos dos Autores a partir de dados do IBGE/IJSN.

Em termos das macrorregiões de planejamento do Estado, nota-se um resultado onde aparentemente ocorre convergência apenas para a região Noroeste, por conta da inclinação negativa da reta de regressão estimada, com as demais regiões não apresentando o mesmo padrão empírico. Entretanto, esse gráfico permite notar, mais uma vez, que o município de Presidente Kennedy aparece como um *outlier* em relação aos demais municípios da região Sul. Caso esse município seja excluído da amostra, observa-se um nítido padrão de convergência para os demais municípios, conforme demonstrado no gráfico reportado acima.

Por outro lado, a partir das informações contidas no Gráfico 5, é possível notar que padrões de convergência parecem ocorrer apenas no caso de metade das regiões analisadas. No caso das microrregiões, nota-se que as regiões Caparaó, Central Serrana, Noroeste II, Polo Colatina, Polo Linhares e Sudoeste Serrana apresentam gráficos de dispersão onde é visível uma reta de regressão negativamente inclinada, resultado que favorece a hipótese de convergência nessas localidades. Por outro lado, as demais microrregiões do Estado não aparentam apresentar o mesmo resultado, uma vez que as retas de regressão estimadas apresentam declividades positivas ou nulas, nesses casos.

Outra possibilidade relacionada ao presente contexto equivale a testar a ocorrência de um padrão de convergência condicional entre municípios, levando-se em conta municípios semelhantes. O Gráfico 6 busca responder essa questão, a partir da divisão dos 77 municípios do Espírito Santo em dois grandes grupos: um primeiro grupo correspondente aos municípios que crescem acima da média do Estado e um segundo grupo correspondente aos municípios que crescem abaixo dessa média.

Gráfico 6 - Taxa de crescimento 1999-2007 e PIB per capita em 1999 – Grupos de municípios do Espírito Santo



Fonte: Cálculos dos Autores a partir de dados do IBGE/IJSN.

Neste caso, nota-se a ocorrência de padrões gráficos de convergência entre os municípios considerados. Esse resultado provavelmente decorre do fato de que os estratos em que foram divididos os municípios representam grupos relativamente homogêneos entre si, o que acaba ressaltando um resultado de convergência condicional entre esses grupos. No caso do primeiro grupo (municípios que crescem acima da média do Estado), nota-se mais uma vez a presença do município de Presidente Kennedy como um *outlier* da amostra considerada. No caso, esse município tanto apresenta um nível de renda *per capita* mais elevado que a maioria dos demais municípios do Estado, ao mesmo tempo em que também apresenta uma elevada taxa de crescimento econômico ao longo do período 1999-2007.

Embora úteis em termos da análise aqui desenvolvida, os diagramas de dispersão expostos acima ainda deixam em aberto a seguinte questão: a existência de uma possível relação empírica entre taxas de crescimento e nível de renda inicial dos municípios do Espírito Santo é estatisticamente significante? Ou seja, é possível afirmar que as retas de regressão estimadas adequam-se razoavelmente aos dados de acordo com critérios estatísticos específicos?

Buscando responder a esse questionamento, as tabelas 7, 8 e 9 abaixo apresentam estimativas dos coeficientes de regressão estimados para distintos grupos de municípios do Espírito Santo. Basicamente, optou-se por estimar regressões da forma:

$$\frac{1}{T}\ln\left(\frac{PIB_{pc_{07}}}{PIB_{pc_{99}}}\right) = \alpha + \hat{a}\ln\left(PIB_{pc_{99}}\right) + \varepsilon \qquad (7)$$

onde o termo PIB_{pc} denota o PIB *per capita* da localidade em questão, com ΔPIB_{pc} equivalendo à taxa de crescimento calculada para o período compreendido entre os anos de 1999 e 2007 e T correspondendo ao número total de anos equivalente a esse período (9 anos). Os termos α e β denotam coeficientes a serem estimados, com o primeiro equivalendo ao intercepto da regressão e o segundo equivalendo ao coeficiente angular da mesma, ao passo que o termo ε equivale a um termo de erro aleatório que segue uma distribuição Normal Padrão. Basicamente, essa regressão relaciona a taxa de crescimento de uma localidade com seu nível de PIB *per capita* inicial. No caso de ocorrência de um processo de convergência neste contexto, espera-se que o coeficiente estimado para β possua um sinal negativo e seja estatisticamente significativo (β-convergência).

Em particular, essas tabelas apresentam resultados de regressões estimadas para os municípios (amostras com e sem o município de Presidente Kennedy) (Tabela 7), as quatro macrorregiões de planejamento (Tabela 8) e as 12 microrregiões administrativas do Estado (Tabela 9)[12]. Adicionalmente, são expostos os erros-padrão das estimativas apresentadas (em parênteses), assim como os coeficientes de determinação ajustados estimados para cada regressão (R^2) e o número de observações utilizado em cada regressão (N)[13].

[12] Vale a ressalva de que, no caso das microrregiões administrativas, as regressões estimadas possuem apenas um caráter ilustrativo, uma vez que compreendem amostras reduzidas de dados (entre 4 e 11 observações, em cada caso). Ainda assim, espera-se que esses resultados possam ser úteis no sentido de identificar padrões de convergência no caso de microrregiões específicas do Estado.

[13] Uma vez que a amostra considerada equivale a um conjunto de distintos municípios, as estimativas econométricas apresentadas foram obtidas a partir do método de correção de heterocedasticidade de White (White 1980).

Tabela 7 - Estimativas de β-convergência para grupos de municípios – Espírito Santo, 1999-2007

	β Estimado (Erro padrão)	R^2 Ajustado	N
Todos os Municípios	-0,005	-0,01	77
	(0,009)		
Sem o mun. Presidente Kennedy	-0,008	-0,001	76
	(0,009)		
Acima da média do Estado	-0,012	0,057	45
	(0,008)		
Abaixo da média do Estado	-0,003	-0,031	32
	(0,007)		

Fonte: Cálculos dos Autores a partir de dados do IBGE/IJSN.
Notas:
(a)Erros-padrão estimados são reportados entre parênteses.
(b)Os símbolos (*), (**) e (***) denotam significância estatística dos coeficientes estimados aos níveis de 10%, 5% e 1%, respectivamente.
(c)Não foi considerado na amostra o município de Governador Lindemberg, pois esse município ainda não exisitia em 1999.

Tabela 8 - Estimativas de β-convergência para macrorregiões de planejamento – Espírito Santo, 1999-2007

Macrorregiões	β Estimado (Erro padrão)	R^2 Ajustado	N
Metropolitana	0,004	-0,028	32
	(0,01)		
Noroeste	-0,052*	0,143	16
	(0,03)		
Norte	0,019	-0,124	8
	(0,04)		
Sul	0,022	-0,036	21
	(0,04)		

Fonte: Cálculos dos Autores a partir de dados do IBGE/IJSN.
Notas:
(a)Erros-padrão estimados são reportados entre parênteses.
(b)Os símbolos (*), (**) e (***) denotam significância estatística dos coeficientes estimados aos níveis de 10%, 5% e 1%, respectivamente.
(c)Não foi considerado na amostra o município de Governador Lindemberg, pois esse município ainda não exisitia em 1999.

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

Tabela 9 - Estimativas de β-convergência para microrregiões administrativas – Espírito Santo, 1999-2007

Microrregiões	β Estimado (Erro padrão)	R^2 Ajustado	N
Caparaó	-0,079**	0,387	10
	(0,030)		
Central Serrana	-0,123	0,327	6
	(0,066)		
Extremo Norte	0,088	0,007	4
	(-0,064)		
Litoral Norte	0,002	-0,499	4
	(0,055)		
Metrópole Expandida Sul	0,013	-0,144	6
	(0,010)		
Metropolitana	0,004	-0,193	7
	(0,014)		
Noroeste I	-0,007	-0,317	5
	(0,042)		
Noroeste II	-0,218***	0,661	6
	(0,044)		
Polo Cachoeiro	0,026	-0,092	11
	(0,070)		
Polo Colatina	-0,025	0,004	5
	(0,016)		
Polo Linhares	-0,027*	0,238	6
	(0,011)		
Sudoeste Serrana	-0,023	-0,205	6
	(0,051)		

Fonte: Cálculos dos Autores a partir de dados do IBGE/IJSN.
Notas:
(a)Erros-padrão estimados são reportados entre parênteses.
(b)Os símbolos (*), (**) e (***) denotam significância estatística dos coeficientes estimados aos níveis de 10%, 5% e 1%, respectivamente.
(c)Não foi considerado na amostra o município de Governador Lindemberg, pois esse município ainda não exisitia em 1999.

Os resultados reportados acima permitem inferir que, no caso da análise dos grupos de municípios considerados ao longo do período 1999-2007, parece não ocorrer um padrão de *β*-convergência na ampla maioria dos casos, o que fica evidenciado a partir dos coeficientes estimados, que não são estatisticamente significativos, em geral. Além disso, pode-se notar que embora alguns dos coeficientes estimados não sejam significativos, esses apresentam sinais positivos, o que vai contra a hipótese de convergência considerada no presente contexto.

Por outro lado, vale notar que no caso dos grupos de municípios citados na Tabela 7, os coeficientes estimados apresentam os sinais esperados, embora não sejam significativos em termos estatísticos. Adicionalmente, os valores reportados para o R^2 ajustado demonstram um

baixo ajuste das retas de regressão estimadas aos dados dos grupos de municípios, com o mesmo sendo válido no caso das tabelas 8 e 9, um fato provavelmente decorrente do tamanho reduzido das amostras consideradas.

Apesar dos resultados reportados demonstrarem a não ocorrência de β-convergência para a ampla maioria das regiões do Estado, vale à pena chamar atenção para os resultados relacionados a duas microrregiões específicas, as regiões Caparaó, Noroeste II e Polo Linhares. No caso dessas microrregiões, nota-se a ocorrência de β-convergência, uma vez que os coeficientes estimados são estatisticamente significativos. Uma evidência adicional favorável a esses resultados equivale aos valores reportados para os coeficientes de determinação (0,39, 0,66 e 0,24, respectivamente), que denotam um ajuste quantitativo razoavelmente bom das retas de regressão estimadas aos dados, apesar do número pequeno de observações. À primeira vista, esse resultado pode apontar para um alto grau de semelhança entre os municípios que compõem essas microrregiões, contrariamente aos demais municípios do Estado. Ainda assim, há de se ressaltar que, em termos gerais, não parece ocorrer um padrão de β-convergência no caso dos municípios do Espírito Santo ao longo do período compreendido entre os anos de 1999 e 2007.

4. CONCLUSÕES E AGENDA DE PESQUISA FUTURA

O objetivo do presente trabalho foi verificar a ocorrência de padrões empíricos relacionados ao processo de crescimento econômico dos municípios do estado do Espírito Santo ao longo do período compreendido entre os anos de 1999 e 2007.

Os principais resultados obtidos foram os seguintes:

i. Há nítidas diferenças entre os municípios do Estado em termos de suas taxas de crescimento econômico;

ii. Por conta das diferenças de taxas de crescimento, também ocorrem significativas diferenças entre os municípios analisados em relação ao número de anos necessários para um dado município duplicar seu nível de renda *per capita* inicial;

iii. A análise baseada em indicadores de renda demonstra que, ao longo do período de análise, houve um aumento da concentração de renda entre os municípios do Estado (com ápice no ano de 2005), não tendo ocorrido um padrão de σ-convergência entre esses municípios;

iv. Resultados de uma análise de β-convergência demonstram que essa definição de convergência também não parece ter validade empírica entre os municípios e/ou regiões do Estado, exceto por alguns casos isolados.

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

Vale ressaltar que o presente trabalho apresenta algumas limitações que exigem cautela quando de inferências feitas a partir dos resultados aqui reportados. Em primeiro lugar, embora útil, o conceito de PIB *per capita* equivale a um conceito limitado de bem-estar, uma vez que seu cálculo não inclui variáveis em geral valorizadas pelos membros de uma sociedade, tais como meio ambiente, condições de saúde e taxas de criminalidade, por exemplo. Por outro lado, por conta da falta de dados capazes de mensurar essas variáveis em termos municipais de forma precisa e com a devida abrangência temporal, a medida de PIB *per capita* pode ser útil como uma primeira aproximação ao tema, equivalendo a uma variável amplamente utilizada em estudos macroeconômicos.

Outra limitação do trabalho relaciona-se ao período amostral analisado, que cobre apenas um período de cerca de nove anos (1999-2007). É provável que, ao longo de um período de tempo relativamente curto, inferior a uma década, não tenham ocorrido mudanças estruturais significativas nas economias dos municípios que possam ter sido reflexo de um processo de crescimento econômico propriamente dito. Ainda assim, vale lembrar que o período analisado engloba um período de mudanças na trajetória e nas políticas implementadas no estado do Espírito Santo (Vescovi 2010). Análises envolvendo períodos amostrais mais amplos poderão vir a confirmar ou não alguns dos resultados aqui descritos.

Embora interessantes, esses resultados equivalem apenas a uma primeira análise do processo de crescimento dos municípios e das regiões por eles compostas. Nesse sentido, é importante ressaltar que nada foi dito a respeito do processo histórico de desenvolvimento dessas regiões, assim como de fatores institucionais que possam vir a explicar alguns dos resultados aqui descritos. Em particular, seria interessante a busca por explicações relacionadas ao fato de que, durante o ano de 2005, ocorreu um aumento da concentração de renda no Estado, com posterior desaceleração desse processo. Espera-se que outros estudos venham a cobrir essa lacuna a partir da elaboração de explicações dos contextos histórico e institucional do estado do Espírito Santo que possam qualificar melhor alguns dos resultados obtidos no presente trabalho.

Especificamente, em termos de pesquisa futura, há diversas possibilidades relacionadas ao tema de crescimento econômico aplicado ao contexto regional e/ou municipal. Uma primeira possibilidade equivale a um estudo econométrico relacionado a um painel contendo os municípios do estado. Uma vantagem associada a esse tipo de estrutura de dados reside no fato de que os resultados obtidos permitem um maior grau de heterogeneidade entre as unidades analisadas, o que tenderia a enriquecer a análise subsequente. Em particular, um estudo nos moldes propostos por Islam (1995) poderia ser útil no sentido de facilitar a identificação dos principais determinantes do crescimento dos municípios do estado.

Em segundo lugar, um estudo buscando identificar a contribuição do capital humano para o crescimento dos municípios, com objetivos semelhantes ao estudo de Mankiw, Romer e Weil (1992), por exemplo, poderia ser de grande valia para o Estado. Uma vez que o Espírito Santo vem apresentando um bom desempenho em termos de redução da pobreza e desigualdade

nos últimos 20 anos (Barros *et al.* 2010), assim como registrou um considerável aumento de sua classe média ao longo do período compreendido entre os anos de 2001 e 2008 (Vescovi e Castro 2008), seria interessante tentar entender qual a participação do fator educação nesse processo, assim como verificar se diferenças em termos de níveis educacionais entre municípios contribuíram para diferenças nas taxas de crescimento registradas.

Finalmente, fica a sugestão de que a pesquisa futura busque verificar a ocorrência de formação de clubes de convergência entre os municípios do estado a partir do uso de metodologias alternativas, de forma a conferir maior robustez aos resultados obtidos, conforme fazem Alves e Fontes (2001) para municípios mineiros, por exemplo. A importância desse resultado reside no fato de que um diagnóstico nesse sentido pode ser extremamente útil na identificação de regiões específicas do Estado que necessitem de um maior grau de intervenção no sentido de promover seu desenvolvimento e/ou evitar armadilhas de pobreza.

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

5. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ANDRADE, T.A.; SERRA, R.V. Crescimento econômico nas cidades médias brasileiras. *Nova Economia*, v.9, n.1, p.29-60, jul.1999.

ALVES, L.F.; FONTES, R. Clubes de convergência entre os municípios de Minas Gerais. *Revista Econômica do Nordeste*, v.32, número especial, p.546-568, nov.2001.

BARRO, R.J.; SALA-I-MARTIN, X. *Economic Growth*. McGraw-Hill, 1995, 540p.

BARROS, R.P.; CARVALHO, M.; FRANCO, S.; MENDONÇA, R.; ROSALÉM, A. *Pobreza no Espírito Santo*. IETS/IJSN, manuscrito, jan.2010, 44p.

BONELLI, R.; LEVY, P.M. *Determinantes do crescimento econômico do Espírito Santo*: uma análise de longo prazo. IETS/IJSN, mimeo., 2009, 32p.

BREZIS, E.; KRUGMAN, P.; TSIDDON, D. Leapfrogging in international competition: a theory of cycles in national technological leadership. *American Economic Review*, v.4, p.1211-1219, Dec.1993.

FERREIRA, A.H.B. Evolução recente das rendas *per capita* estaduais no Brasil. *Revista de Economia Política*, v.18, n.1, p.90-97, jan.-mar.1998.

FERREIRA, A.H.B.; DINIZ, C.C. Convergência entre as renda *per capita* estaduais no Brasil. *Revista de Economia Política*, v.15, n.4, p.38-56, out.-dez.1995.

FERREIRA, P.C.G.; ELLERY, R.G., Jr. Crescimento econômico e convergência entre a renda dos estados brasileiros. *Revista de Econometria*, v.16, n.1, p.83-104, abr.1996.

ISLAM, N. Growth empirics: a panel data approach. *Quarterly Journal of Economics*, v.110, n.4, p.1127-1170, Nov.1995.

JONES, C.I. *Introdução à teoria do crescimento econômico*. 2.ed., Rio de Janeiro: Campus, 2000.

LUCAS, R.E., Jr. On the mechanics of economic development. *Journal of Monetary Economics*, v.22, n.1, p.3-42, Jul.1988

MAGALHÃES, M.A.; TOSCANO, V.N. Concentração de investimentos e interiorização do desenvolvimento no Espírito Santo. *Texto para Discussão n.11*, IJSN, fev.2010, 22p. (Disponível em: http://www.ijsn.es.gov.br/attachments/313_td11.pdf).

MANKIW, N.G.; ROMER, D.H.; WEIL, D.N. A contribution to the empirics of economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, v.107, n.2, p.407-437, May 1992.

MOULIN, C.D. *Produto Interno dos Municípios do Espírito Santo – 2008*. IJSN, manuscrito, abr.2010, 45p.

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

SOLOW, R.M. A contribution to the theory of economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, v.70, n.1, p.65-94, Feb.1956.

VESCOVI, A.P.V.J. *Espírito Santo de 2003 a 2010*. IJSN, manuscrito, 2010, 14p.

VESCOVI, A.P.V.J.; CASTRO, M.W. A evolução recente da classe média no Espírito Santo. *Nota Técnica n.02*, IJSN, 2008, 22p. (Disponível em: http://www.ijsn.es.gov.br/attachments/120_classe%20média.pdf).

WHITE, H. A heteroskedasticity-consistent covariance matrix and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica*, v.48, n.4, p.817-838, 1980.

YOUNG, A. The tyranny of numbers: confronting the statistical realities of the East Asian growth experience. *Quarterly Journal of Economics*, v.110, n.4, p.641-680, Aug.1995.

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

APÊNDICE A: ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DOS DADOS EMPREGADOS NA ANÁLISE

As tabelas A1 e A2 abaixo apresentam estatísticas descritivas para as principais variáveis empregadas ao longo da análise desenvolvida neste trabalho.

Tabela A1 - Estatísticas descritivas de medidas de PIB, população e PIB per capita – Espírito Santo, 1999-2007 (dados anuais)

	Média	Mediana	Máximo	Mínimo	Desv. Padrão
PIB	465.432	96.300	19.028.385	15.434	1.566.020
População	42.144	16.887	405.374	4.783	76.715
PIB *per capita*	7.338	5.352	63.372	2.159	7.059

Fonte: Cálculos dos Autores a partir de dados do IBGE/IJSN.

Tabela A2 - Estatísticas descritivas de PIB per capita – Espírito Santo, 1999-2007 (dados anuais)

Ano	Média	Mediana	Máximo	Mínimo	Desv. Padrão
1999	4.458	3.677	20.633	2.159	3.134
2000	5.279	4.375	24.579	2.710	3.567
2001	4.994	4.155	23.640	2.503	3.352
2002	5.453	4.381	25.432	2.860	4.035
2003	6.521	5.070	33.057	3.336	5.415
2004	7.852	5.938	41.748	4.014	6.438
2005	9.136	6.611	61.394	4.368	9.058
2006	9.948	7.525	53.199	4.548	8.553
2007	12.338	9.169	63.372	5.589	10.884
Todos os anos	7.338	5.352	63.372	2.159	7.059

Fonte: Cálculos dos Autores a partir de dados do IBGE/IJSN.

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

APÊNDICE B: MACRORREGIÕES DE PLANEJAMENTO E MICRORREGIÕES ADMINISTRATIVAS DO ESTADO DO ESPÍRITO SANTO

A tabela B1 apresenta as macrorregiões de planejamento e as microrregiões de gestão administrativa do estado do Espírito Santo, assim como os municípios que as compõem.

Especificamente, a primeira coluna da tabela apresenta as macrorregiões, a segunda coluna apresenta as microrregiões e a terceira coluna contém os municípios correspondentes a cada região considerada.

Tabela B1 - Macrorregiões de planejamento e microrregiões de gestão administrativa do estado do Espírito Santo

Macrorregião	Microregião	Município
Noroeste	Noroeste I	Água Doce do Norte
		Barra de São Francisco
		Ecoporanga
		Mantenópolis
		Vila Pavão
	Noroeste II	Águia Branca
		Boa Esperança
		Nova Venécia
		São Domingos do Norte
		São Gabriel da Palha
		Vila Valério
	Polo Colatina	Alto Rio Novo
		Baixo Guandu
		Colatina
		Governador Lindenberg**
		Marilândia
		Pancas
Norte	Extremo Norte	Montanha
		Mucurici
		Pinheiros
		Ponto Belo
	Litoral Norte	Conceição da Barra
		Jaguaré
		Pedro Canário
		São Mateus

continua

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

continuação

Macrorregião	Microregião	Município
Metropolitana	Central Serrana	Itaguaçu
		Itarana
		Santa Leopoldina
		Santa Maria de Jetibá
		Santa Teresa
		São Roque do Canaã
	Metrópole Expandida Sul	Alfredo Chaves
		Anchieta
		Iconha
		Itapemirim
		Marataízes
		Piúma
	Metropolitana	Cariacica
		Fundão
		Guarapari
		Serra
		Viana
		Vila Velha
		Vitória
	Polo Linhares	Aracruz
		Ibiraçu
		João Neiva
		Linhares
		Rio Bananal
		Sooretama
	Sudoeste Serrana	Afonso Cláudio
		Brejetuba
		Conceição do Castelo
		Domingos Martins
		Laranja da Terra
		Marechal Floriano
		Venda Nova do Imigrante

continua

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

continuação

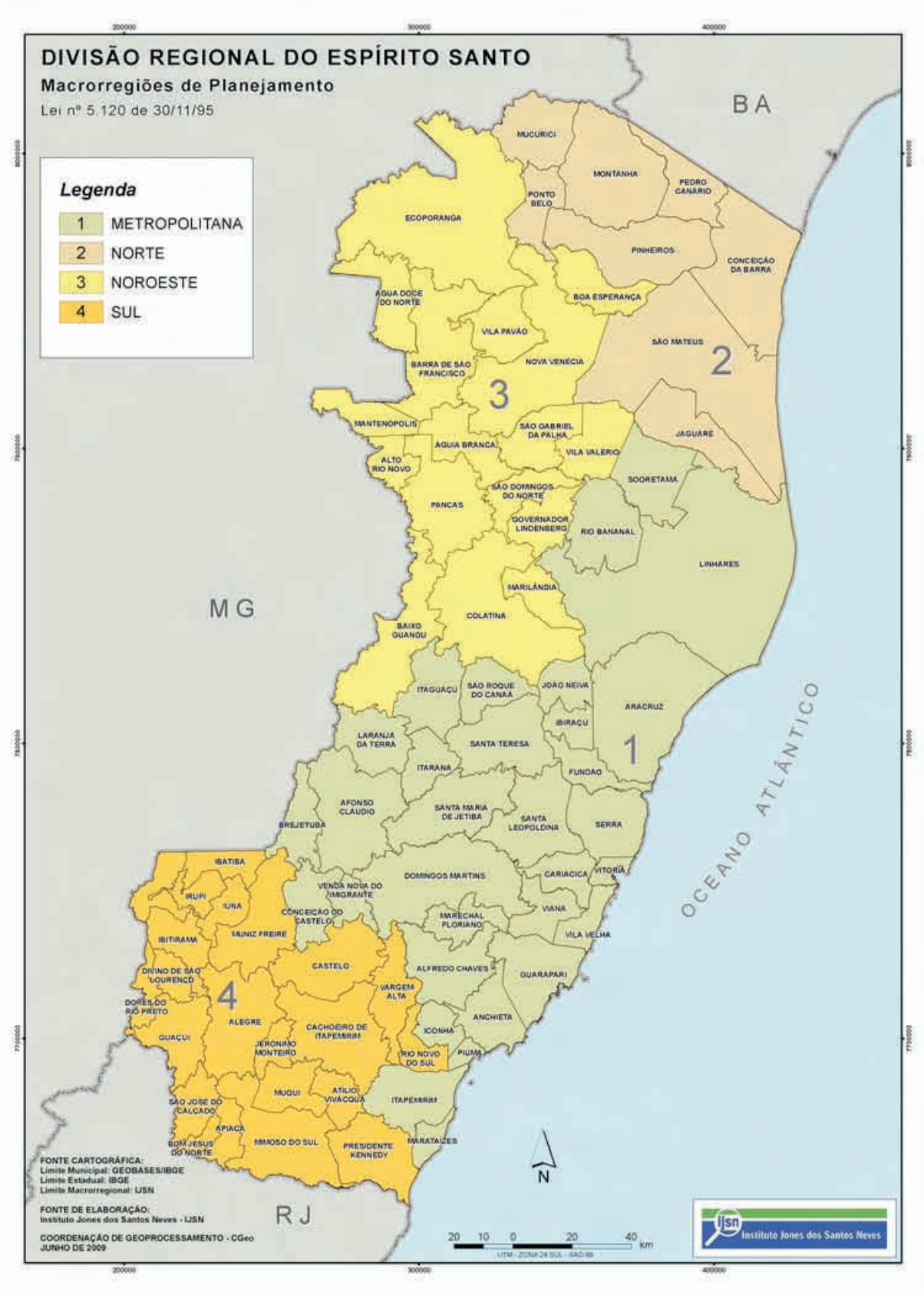
Macrorregião	Microregião	Município
Sul	Caparaó	Alegre
		Divino de São Lourenço
		Dores do Rio Preto
		Guaçuí
		Ibatiba
		Ibitirama
		Irupi
		Iúna
		Muniz Freire
		São José do Calçado
	Polo Cachoeiro	Apiacá
		Atilio Vivacqua
		Bom Jesus do Norte
		Cachoeiro de Itapemirim
		Castelo
		Jerônimo Monteiro
		Mimoso do Sul
		Muqui
		Presidente Kennedy
		Rio Novo do Sul
		Vargem Alta

Fonte: Cálculos dos Autores a partir de dados do IBGE/IJSN.

Por sua vez, os mapas 1 e 2 abaixo contêm a divisão do estado nas macro e microrregiões supracitadas, respectivamente.

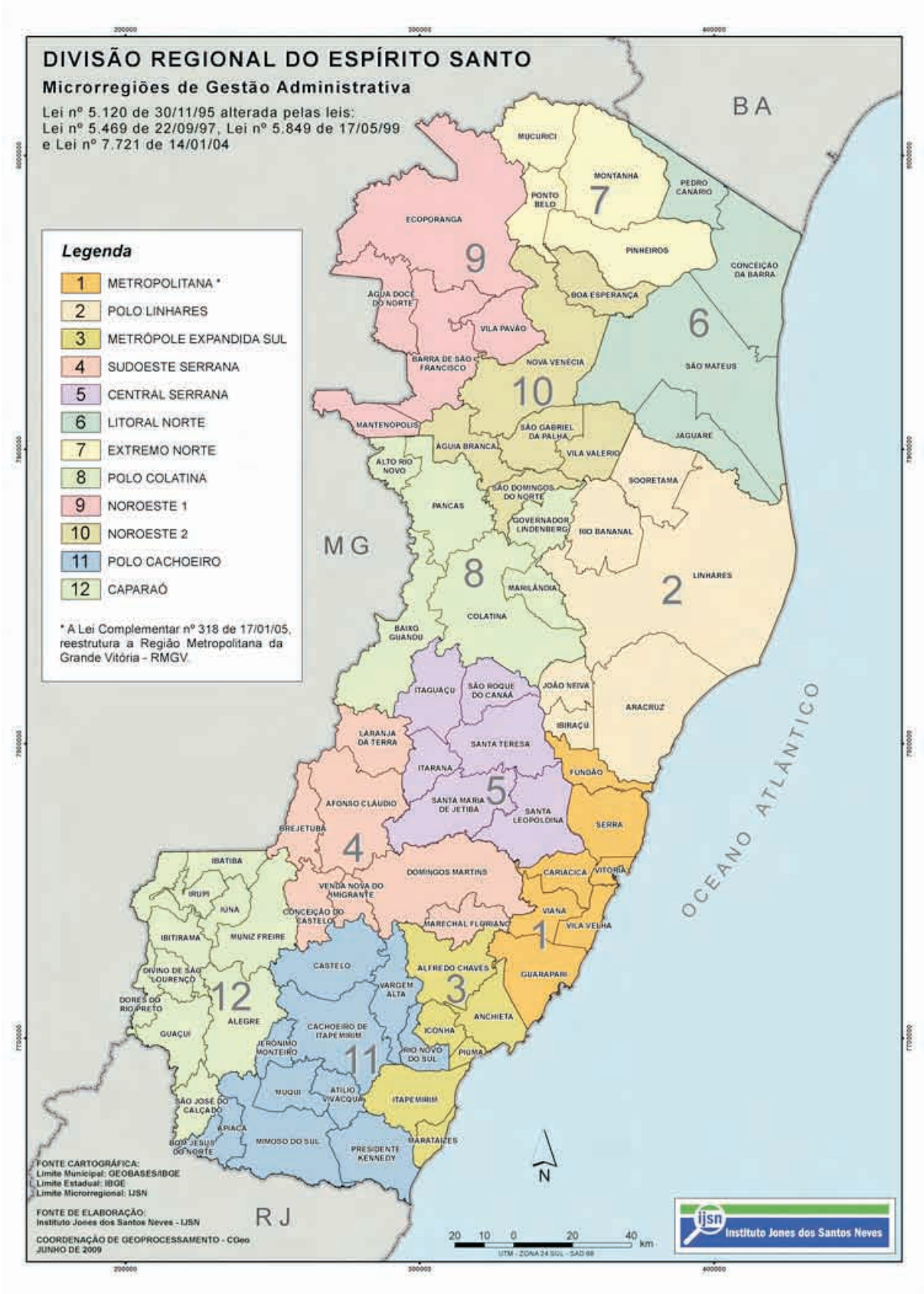
Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

Mapa 1 - Macrorregiões de planejamento do estado do Espírito Santo



Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

Mapa 2 - Microrregiões administrativas do estado do Espírito Santo



Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

APÊNDICE C: TAXAS DE CRESCIMENTO E TEMPO NECESSÁRIO PARA A DUPLICAÇÃO DO NÍVEL DE RENDA INICIAL, MUNICÍPIOS DO ESTADO DO ESPÍRITO SANTO

A tabela C1 apresenta os valores de PIB *per capita* nos anos de 1999 e 2007, as taxas de crescimento estimadas e o número de anos necessário à duplicação do nível de renda *per capita* inicial dos municípios do Espírito Santo.

Tabela C1 - PIB per capita, taxa de crescimento e anos necessários para duplicação do nível de renda inicial – Municípios do Espírito Santo, 1999-2007

Município	PIB *per capita*		Taxa de Crescimento	Anos
	1999	2007		
Presidente Kennedy	10.084	58.664	19,60%	4
São Domingos do Norte	5.380	13.595	10,30%	7
Fundão	7.897	19.762	10,20%	7
Itapemirim	7.845	19.579	10,20%	7
Vila Valério	5.738	13.544	9,50%	7
Jaguaré	9.661	21.824	9,10%	8
Águia Branca	5.803	12.292	8,30%	8
Pinheiros	8.931	18.879	8,30%	8
Vila Pavão	6.210	12.719	8,00%	9
Boa Esperança	5.393	10.989	7,90%	9
Água Doce do Norte	4.232	7.902	6,90%	10
Marechal Floriano	8.137	14.498	6,40%	11
Serra	15.251	27.000	6,30%	11
João Neiva	7.734	13.395	6,10%	11
Mantenópolis	4.240	7.296	6,00%	11
Barra de São Francisco	4.917	8.235	5,70%	12
Alto Rio Novo	5.330	8.864	5,70%	12
Anchieta	38.711	63.372	5,50%	13
Iconha	7.047	11.440	5,40%	13
Santa Maria de Jetibá	7.207	11.657	5,30%	13
Montanha	6.147	9.534	4,90%	14
Marilândia	6.633	10.039	4,60%	15
Linhares	10.698	16.142	4,60%	15
Ecoporanga	6.352	9.526	4,50%	15
Vitória	40.435	60.592	4,50%	15
São Mateus	6.982	10.174	4,20%	17
São Gabriel da Palha	6.194	8.861	4,00%	17
Espírito Santo	**8.736**	**12.338**	**3,80%**	**18**

continua

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

continuação

Município	PIB *per capita*		Taxa de Crescimento	Anos
	1999	2007		
Cariacica	6.207	8.546	3,60%	20
Nova Venécia	7.294	9.846	3,30%	21
Pancas	5.174	6.895	3,20%	22
Sooretama	9.669	12.878	3,20%	22
Ibiraçu	13.840	18.372	3,10%	22
Marataízes	5.663	7.371	2,90%	24
Viana	9.348	12.082	2,90%	24
Rio Novo do Sul	5.721	7.289	2,70%	26
Baixo Guandu	5.917	7.463	2,60%	27
Colatina	10.482	12.882	2,30%	30
Alfredo Chaves	6.257	7.611	2,20%	32
Ponto Belo	5.451	6.494	1,90%	36
Atilio Vivacqua	8.977	10.679	1,90%	36
Dores do Rio Preto	6.278	7.465	1,90%	36
Afonso Cláudio	5.466	6.442	1,80%	38
Venda Nova do Imigrante	8.708	10.236	1,80%	39
Conceição do Castelo	7.397	8.611	1,70%	41
Ibatiba	5.407	6.277	1,70%	42
Brejetuba	8.625	9.972	1,60%	43
Conceição da Barra	14.413	16.507	1,50%	46
Bom Jesus do Norte	5.351	6.115	1,50%	47
Guaçuí	6.134	6.956	1,40%	50
Pedro Canário	6.301	7.082	1,30%	53
Itaguaçu	9.616	10.771	1,30%	55
Irupi	7.395	8.253	1,20%	57
Piúma	5.755	6.361	1,10%	62
Cachoeiro de Itapemirim	9.859	10.826	1,00%	67
Mucurici	7.504	8.238	1,00%	67
Santa Leopoldina	7.841	8.520	0,90%	75
Alegre	5.725	6.218	0,90%	76
Ibitirama	6.408	6.880	0,80%	88
Rio Bananal	9.692	10.335	0,70%	97
Aracruz	30.417	32.317	0,70%	103
Laranja da Terra	5.978	6.347	0,70%	104
Guarapari	7.380	7.755	0,60%	126
Iúna	6.820	7.151	0,50%	131
Jerônimo Monteiro	5.465	5.705	0,50%	145
Muqui	5.587	5.793	0,40%	172

continua

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

continuação

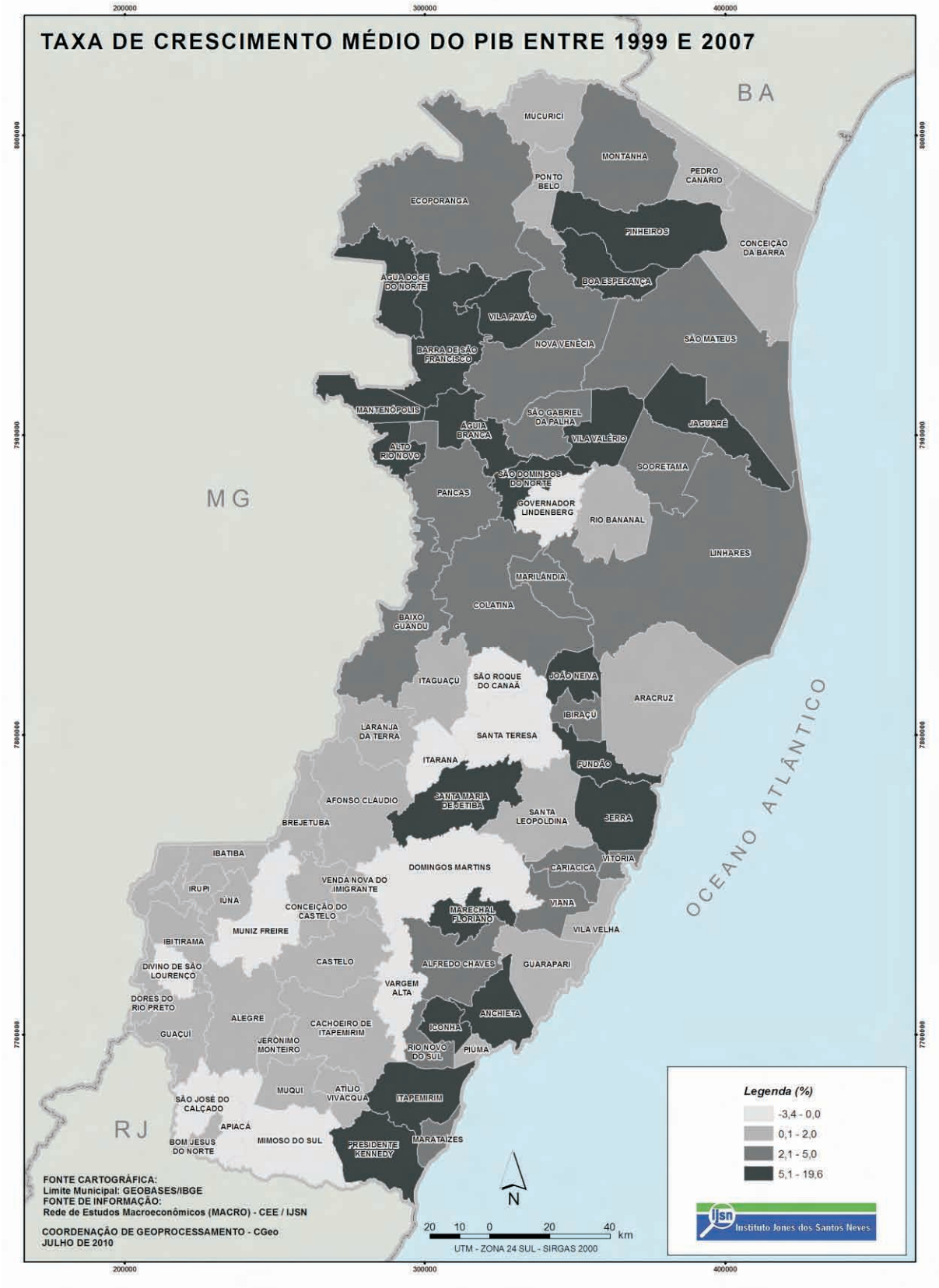
Município	PIB *per capita*		Taxa de Crescimento	Anos
	1999	2007		
Castelo	8.678	8.907	0,30%	240
Vila Velha	11.589	11.848	0,20%	282
Divino de São Lourenço	6.752	6.458	-0,50%	-140
Itarana	8.214	7.629	-0,80%	-84
Santa Teresa	10.442	9.432	-1,10%	-61
São Roque do Canaã	9.070	8.133	-1,20%	-57
Apiacá	6.250	5.589	-1,20%	-56
São José do Calçado	6.635	5.930	-1,20%	-56
Mimoso do Sul	8.409	7.165	-1,80%	-39
Domingos Martins	10.176	8.376	-2,20%	-32
Muniz Freire	8.136	6.583	-2,40%	-29
Vargem Alta	13.628	9.999	-3,40%	-20

Fonte: Cálculos dos Autores a partir de dados do IBGE/IJSN.

O Mapa 3 apresenta os municípios do Estado classificados de acordo com suas respectivas taxas de crescimento estimadas para o período 1999-2007. No caso, tons mais escuros equivalem a maiores taxas, com o padrão inverso ocorrendo no caso de tons mais claros[14].

[14] Os autores agradecem a Rodrigo Lorena por ter sugerido um mapa nesses moldes.

Mapa 3 - Taxas de crescimento dos municípios do estado do Espírito Santo – 1999-2007(dados trimestrais)



Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524
Jesus de Nazareth - Vitória - ES
CEP 29052-015
Tel.: (0XX27) 3324-3888

Elaboração dos Mapas
Rodrigo Bettim Bergamaschi

Editoração
João Vitor André

Bibliotecária
Andreza Ferreira Tovar

Instituto Jones dos Santos Neves

www.ijsn.es.gov.br

GOVERNO DO ESTADO DO ESPÍRITO SANTO
Secretaria de Economia e Planejamento
www.es.gov.br

APOIO/IMPRESSÃO:

IMPRENSA OFICIAL/ES