

IJSN - Instituto Jones dos Santos Neves **2010**

**13**

**TEXTO PARA DISCUSSÃO**

**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)

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 <i>Commodities</i> 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 <i>Commodities</i> 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<sup>1</sup>. 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)<sup>2</sup>.

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<sup>3</sup>.

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.

<sup>1</sup> 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).

<sup>2</sup> Breves análises relacionadas à importância das *commodities* no comércio exterior brasileiro estão contidas em Puga (2008) e Pereira (2009).

<sup>3</sup> 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).

## 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 aumento 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”).

Baseando-se em dados históricos correspondentes 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<sup>4</sup>.

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.

<sup>4</sup> 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).

### 3. CARACTERIZAÇÃO DO COMÉRCIO EXTERIOR DO ESTADO DO ESPÍRITO SANTO<sup>5</sup>

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. <sup>a</sup>

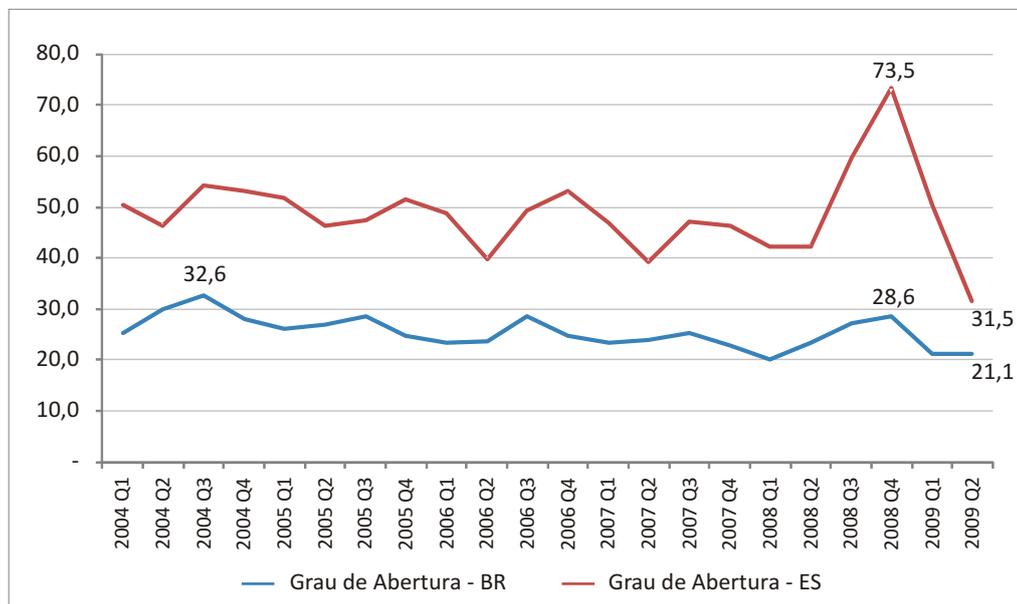
Fonte: Souza (2003), Pereira e Maciel (2009) e Magalhães e Toscano (2009).

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.

<sup>5</sup> 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.

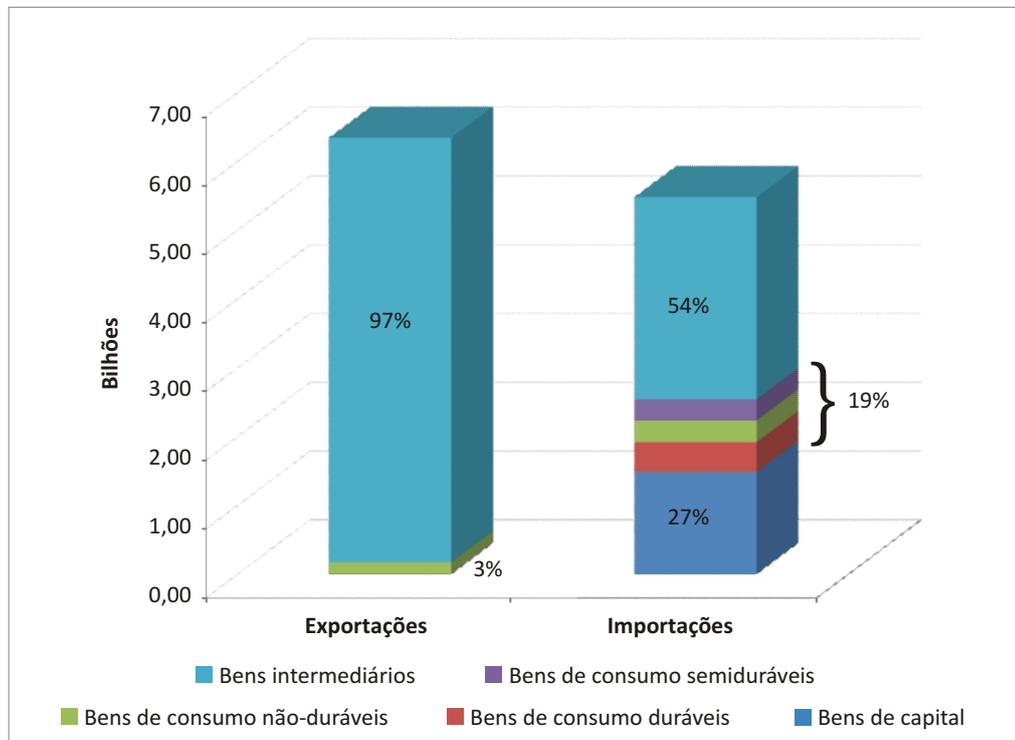
Nota: (a) O termo "Consumo de Bordo" serve para denotar o conjunto de bens transacionados entre residentes e não residentes a bordo de aeronaves, embarcações, etc.<sup>6</sup>

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.

<sup>6</sup> 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](http://www.bcb.gov.br/ftp/infecon/BalPagSet_P.pdf)).

**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)*<sup>7</sup>. 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.

<sup>7</sup> 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/>.

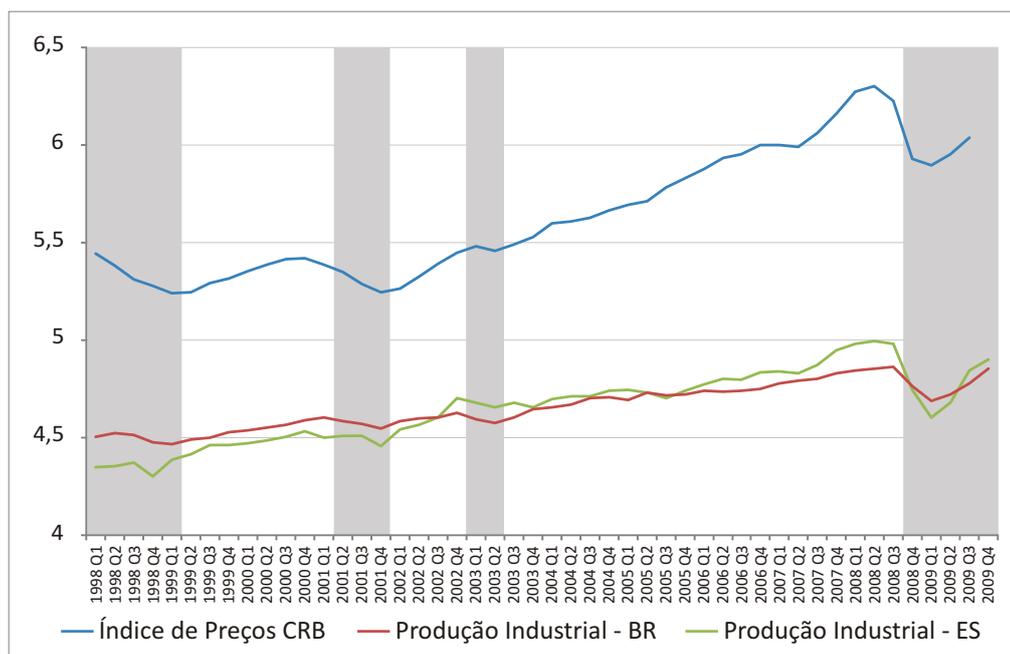
## 5. RESULTADOS

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<sup>8</sup>. 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)**



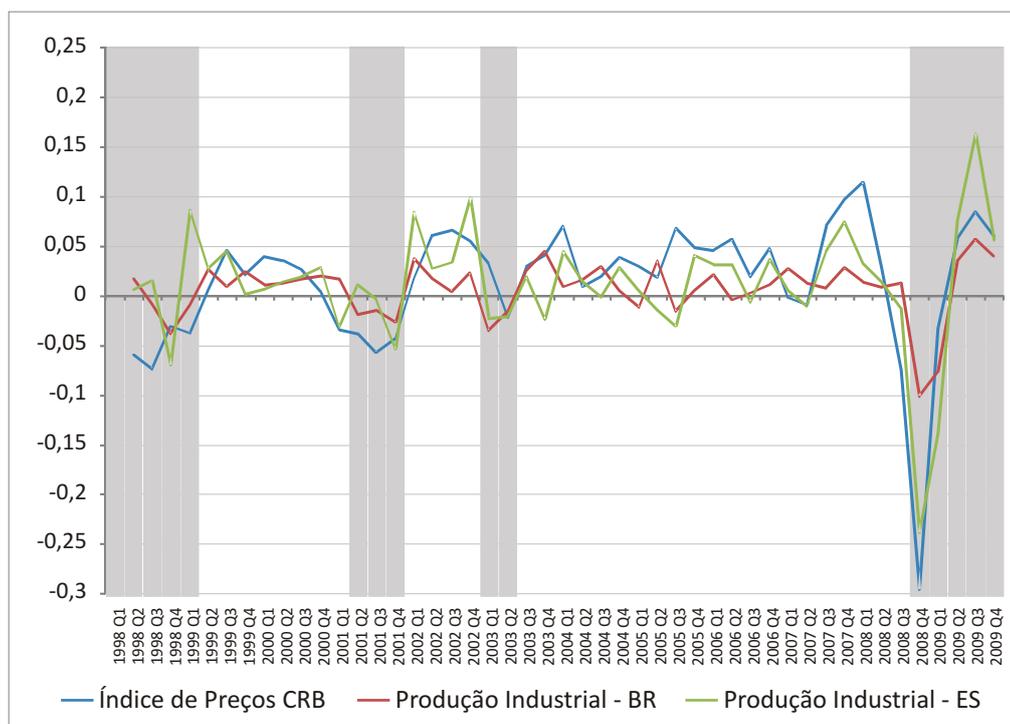
Fonte: Rede de Estudos Macroeconômicos (MACRO) - CEE/IJSN.

<sup>8</sup> 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.

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<sup>9</sup>.

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.

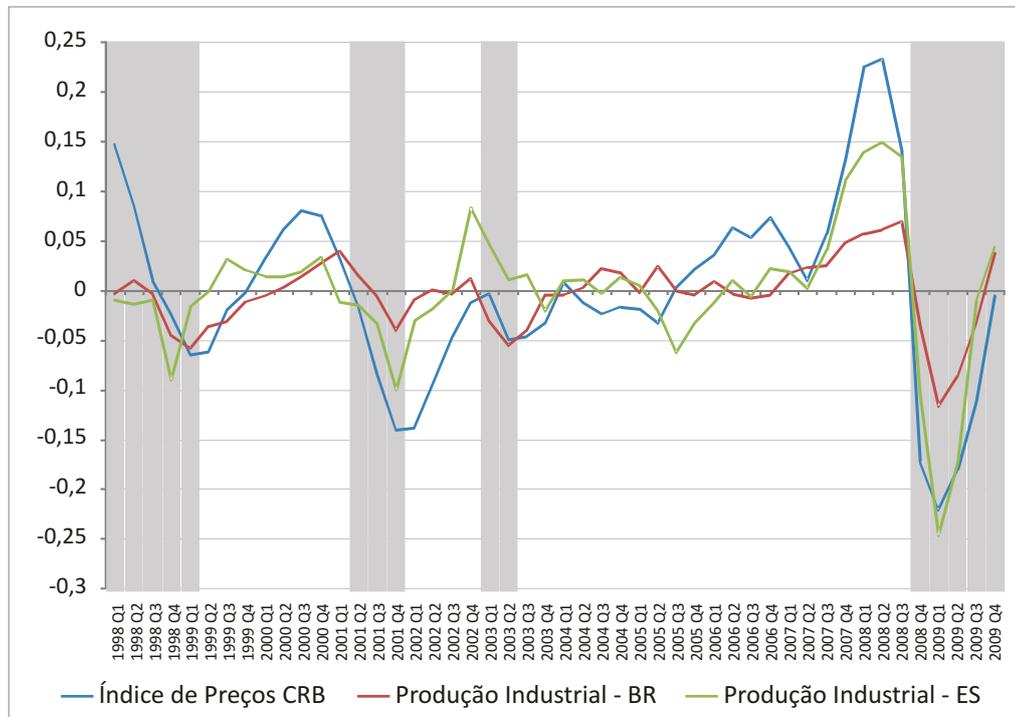
**Gráfico 4 - Primeiras-Diferenças dos Logaritmos Naturais do Índice de Preços CRB e dos Índices de Produção Industrial Nacional e Estadual, 1998:01/2009:04 (dados trimestrais)**



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

<sup>9</sup> 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).

**Gráfico 5 - Componentes Cíclicos do Índice de Preços CRB e dos Índices de Produção Industrial Nacional e Estadual, 1998:01/2009:04 (dados trimestrais)**

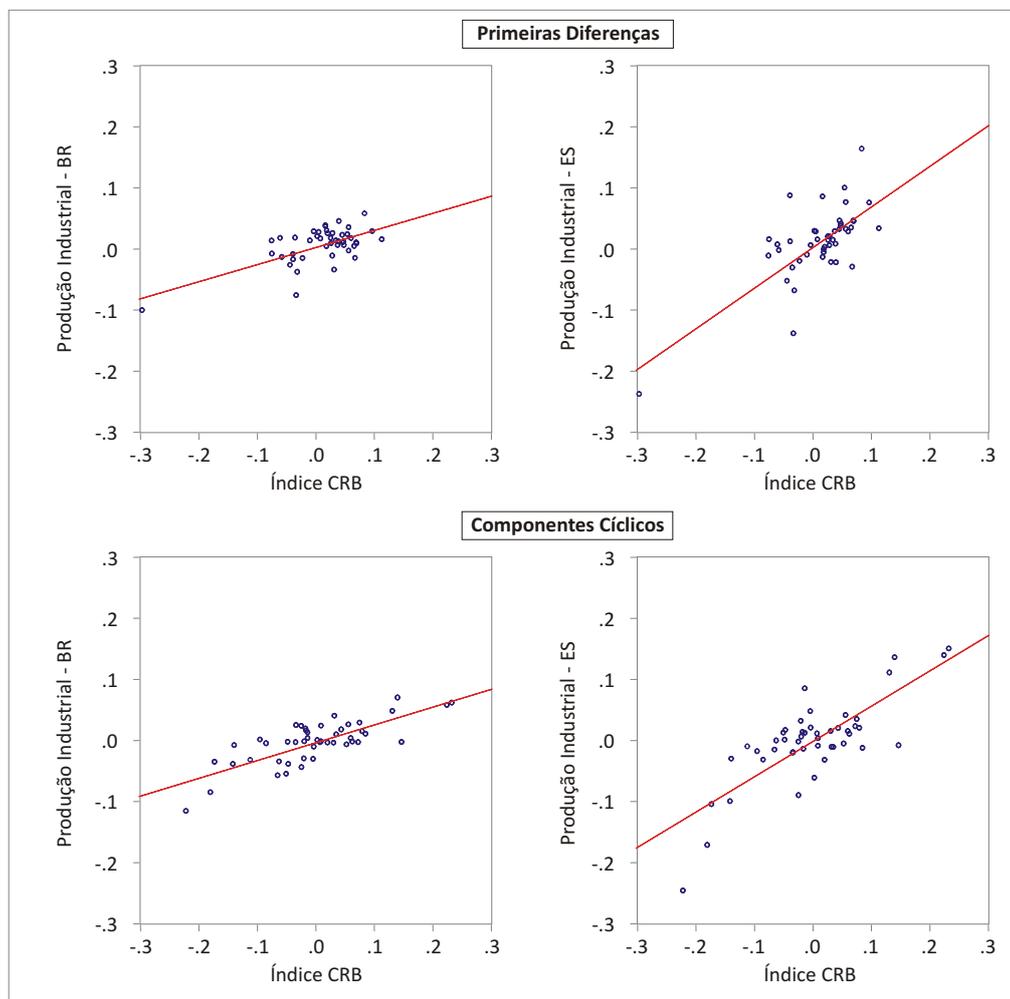


Fonte: Rede de Estudos Macroeconômicos (MACRO) - CEE/IJSN.

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 diagnósticos.

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).

**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<sup>10</sup>.

A Tabela 3 expõe os coeficientes de correlação estimados entre pares de variáveis, no caso de ambas transformações citadas acima.

<sup>10</sup> 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:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + u_t, \quad (1)$$

tem-se que um teste de raíz unitária pode ser formulado da seguinte maneira:

$H_0$  (hipótese nula): a série possui raíz unitária ( $\beta_1 = 1$ );

$H_A$  (hipótese alternativa): *caso contrário*.

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 raiz 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* (1)	-2,78 (2)	0,163** (4)	0,163**
$\Delta$ (Índice CRB)	-4,59*** (1)	-3,20* (14)	0,093 (3)	0,105
Produção Industrial - BR	-5,24*** (1)	-3,70** (5)	0,089 (4)	0,089
$\Delta$ (Produção Industrial - BR)	-7,41*** (1)	-6,64*** (8)	0,129* (12)	0,042
Produção Industrial - ES	-5,06*** (1)	-3,35* (5)	0,118 (4)	0,118
$\Delta$ (Produção Industrial - ES)	-6,70*** (3)	-7,85*** (16)	0,106 (13)	0,031

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<sup>11</sup>. 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)<sup>12</sup>, equivalente 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 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
<b><math>H_0</math>: Índice CRB não Granger-causa Produção Industrial</b>	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.

<sup>11</sup> Ver, a esse respeito, Engle e Granger (1987).

<sup>12</sup> Para exemplos de aplicações desse teste a distintos contextos, ver Sims (1972) e Thurman e Fischer (1988).

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 <sub>0</sub> : 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.

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<sup>13</sup>.

#### 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)<sup>14</sup>. 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<sup>15</sup>. 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<sup>16</sup>.

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*.

<sup>13</sup> 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.

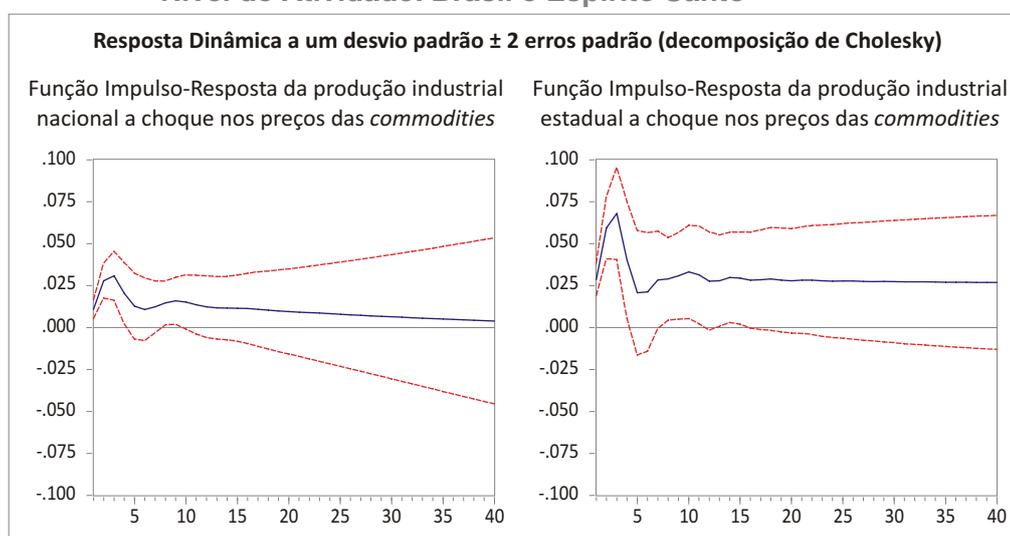
<sup>14</sup> O Apêndice B do trabalho apresenta uma derivação formal de modelos do gênero.

<sup>15</sup> Resultados não mudam no caso de estimações VAR envolvendo os componentes cíclicos das séries.

<sup>16</sup> 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.

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.

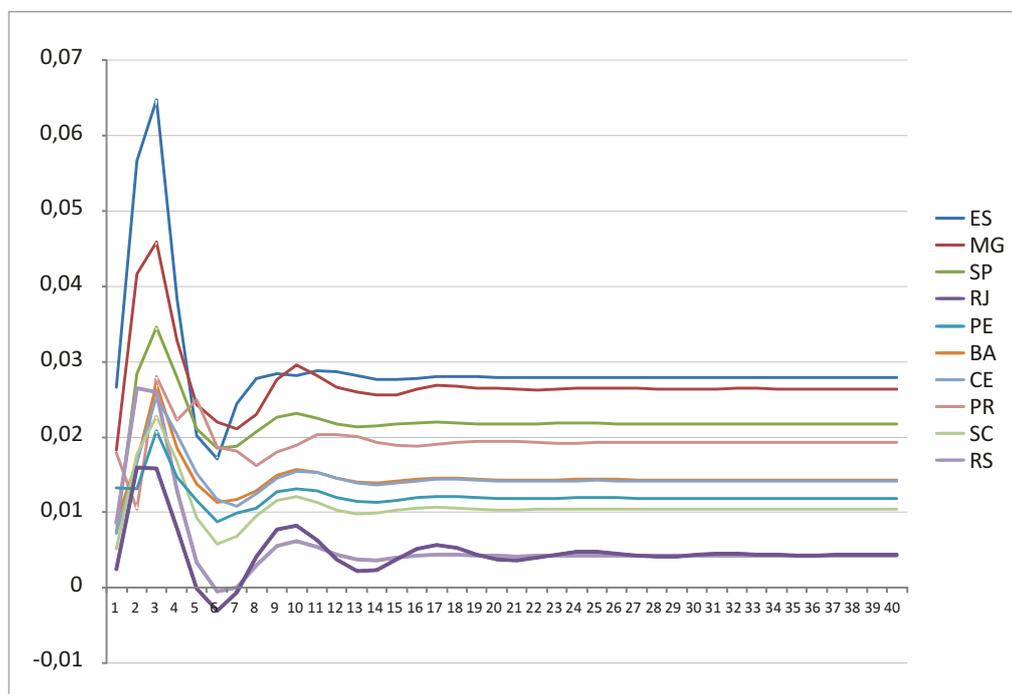
Por outro lado, vale notar a ocorrência de algumas diferenças entre os casos nacional e estadual. Primeiramente, pode-se notar que o nível de atividade estadual alcança, após 40 trimestres, um nível permanente mais alto do que o nível de atividade nacional. Em particular, no caso brasileiro, o nível 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**

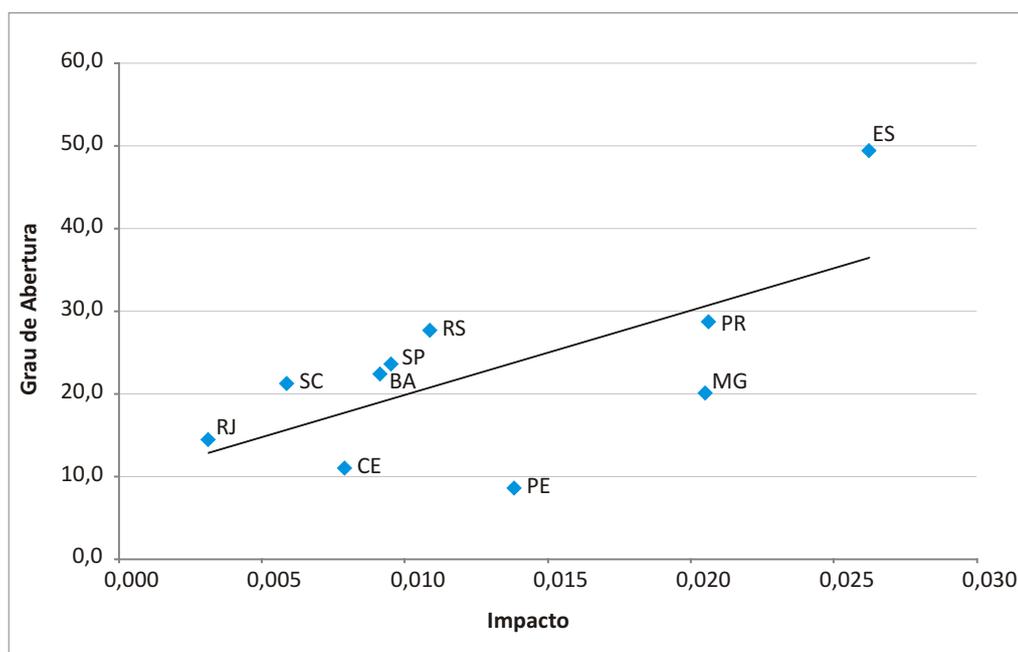


Fonte: Rede de Estudos Macroeconômicos (MACRO) - CEE/IJSN.

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<sup>17</sup>. 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.

<sup>17</sup> 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.

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.

<sup>18</sup> Para maiores detalhes a esse respeito, ver Bueno (2008, cap.6).

**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.

## 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 <sub>0</sub> : Índice CRB não Granger-cause 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.

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 <sub>0</sub> : 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**

<i>Commodities</i>			CRB Gorduras	CRB Metais	FMI Agriculturas	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.

## 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.

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 volatility 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](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/comercioexternio/comex/comex\\_semestra\\_2009.pdf](http://www.ijsn.es.gov.br/comercioexternio/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.

## 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<sup>19</sup>:

$$\mathbf{A}\mathbf{X}_t = \mathbf{B}_0 + \sum_{i=1}^p \mathbf{B}_i \mathbf{X}_{t-i} + \mathbf{B} \mathbf{E}_t \quad (\text{B1}),$$

onde:

$\mathbf{A}$  é uma matriz  $n \times n$ , que define restrições contemporâneas entre as variáveis que constituem o vetor  $n \times 1$ ,  $\mathbf{X}_t$ , com

$\mathbf{X}_t = [\text{Índice CRB, Índice de Produção Industrial}]'$

equivalendo a um vetor que contém todas as  $n$  variáveis empregadas na estimação VAR ( $n = 2$ , no caso)<sup>20</sup>.

$\mathbf{B}_0$  equivale a um vetor de constantes  $n \times 1$ , ao passo que  $\mathbf{B}_i$  equivale a matrizes  $n \times n$ .

$\mathbf{B}$  equivale a uma matriz diagonal  $n \times n$  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  $n \times 1$  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:

<sup>19</sup> A exposição da metodologia VAR aqui descrita é baseada em Bueno (2008, cap.6).

<sup>20</sup> 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).

$$X_t = A^{-1}B_0 + \sum_{i=1}^p A^{-1}B_i X_{t-i} + A^{-1}BE_t$$

$$= \phi_0 + \sum_{i=1}^p \phi_i X_{t-i} + e_t, \quad (B2)$$

onde:

$$\phi_i \equiv A^{-1}B_i, \quad i = 0, 1, \dots, p \quad BE_t \equiv Ae_t.$$

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.

**Editoração**  
João Vitor André

**Bibliotecária**  
Andreza Ferreira Tovar



**GOVERNO DO ESTADO DO ESPÍRITO SANTO**  
*Secretaria do Governo*