



IJSN - Instituto Jones dos Santos Neves **2009**

06

TEXTO PARA DISCUSSÃO

**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 | 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.

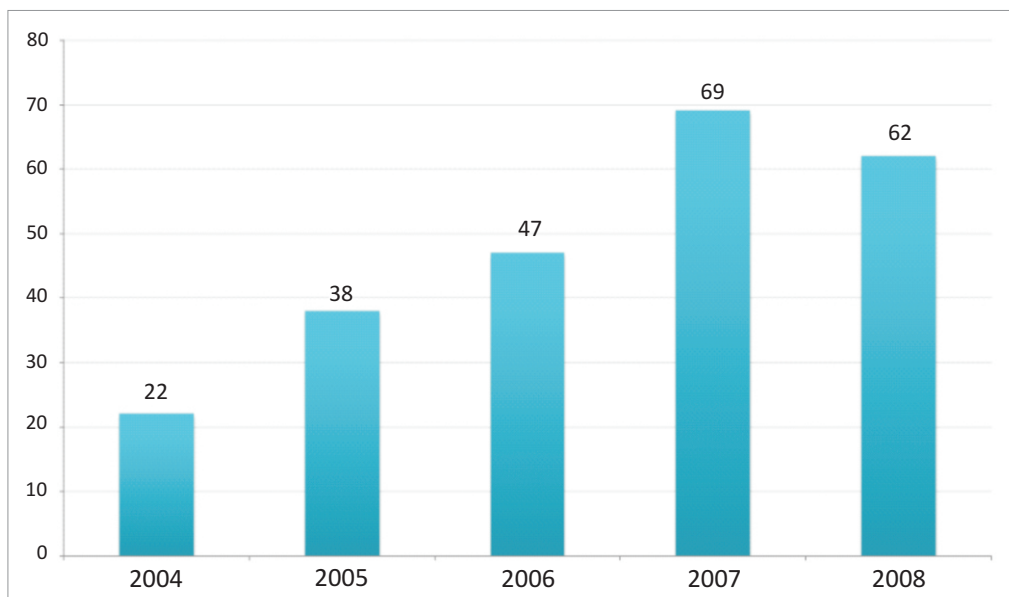
* Os autores agradecem os comentários e sugestões de Ana Paula Vescovi e Paulo Levy, assim como aos participantes de um seminário interno do IJSN, ocorrido em 17 de abril de 2009. Agradecimentos adicionais a Karoline Ferreira e Anna Paula Ribeiro pela excelente assistência de pesquisa.

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 econômicas¹.

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.

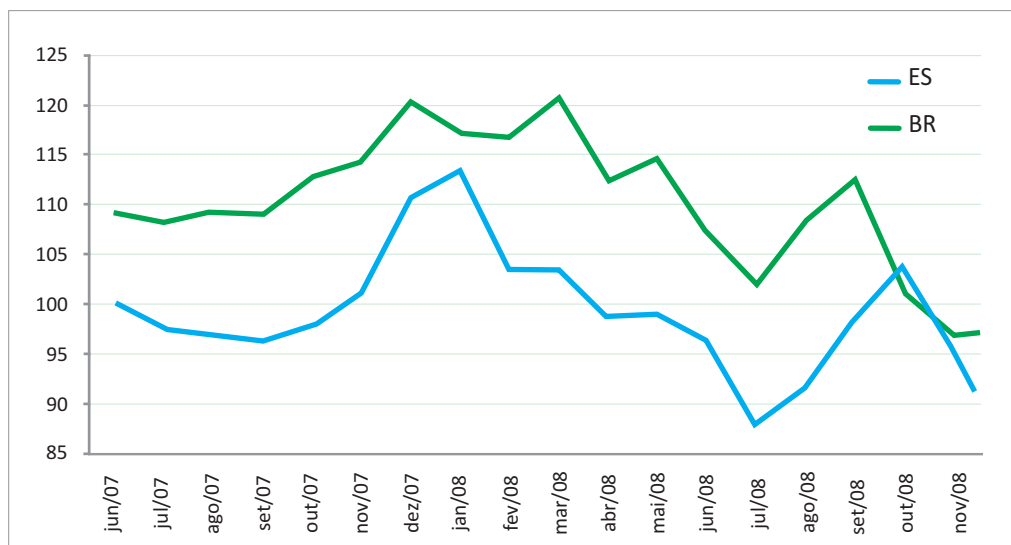
¹ Sobre interpretações da crise recente, com ênfase em choques iniciais e seus mecanismos de propagação, ver Blanchard (2008) e Brunnermeier (2009).

² No caso, optou-se pela contagem das palavras com a raiz “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.

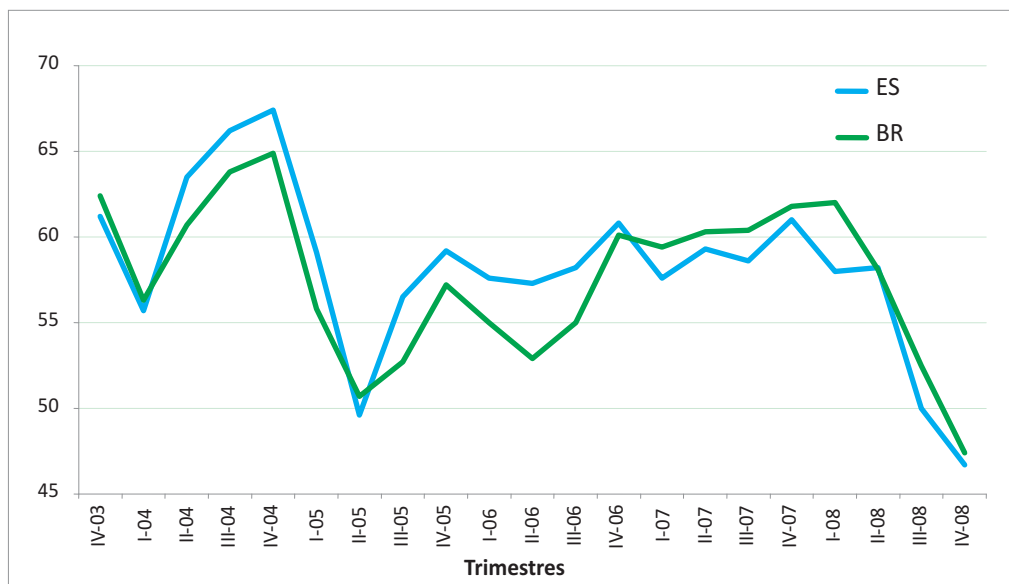
Do mesmo modo, a crise recente, além de aumentar a incerteza vigente na economia, também afetou a confiança dos agentes econômicos. Os gráficos 2 e 3 a seguir apresentam a evolução de índices de confiança para consumidores e investidores, no Brasil e no Espírito Santo.

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 economia³. 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 Macroeconometria⁴.

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 economia⁵. 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 economia⁷. Por exemplo, eventos como a crise de mísseis cubana, o assassinato 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 negócios⁸.

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:

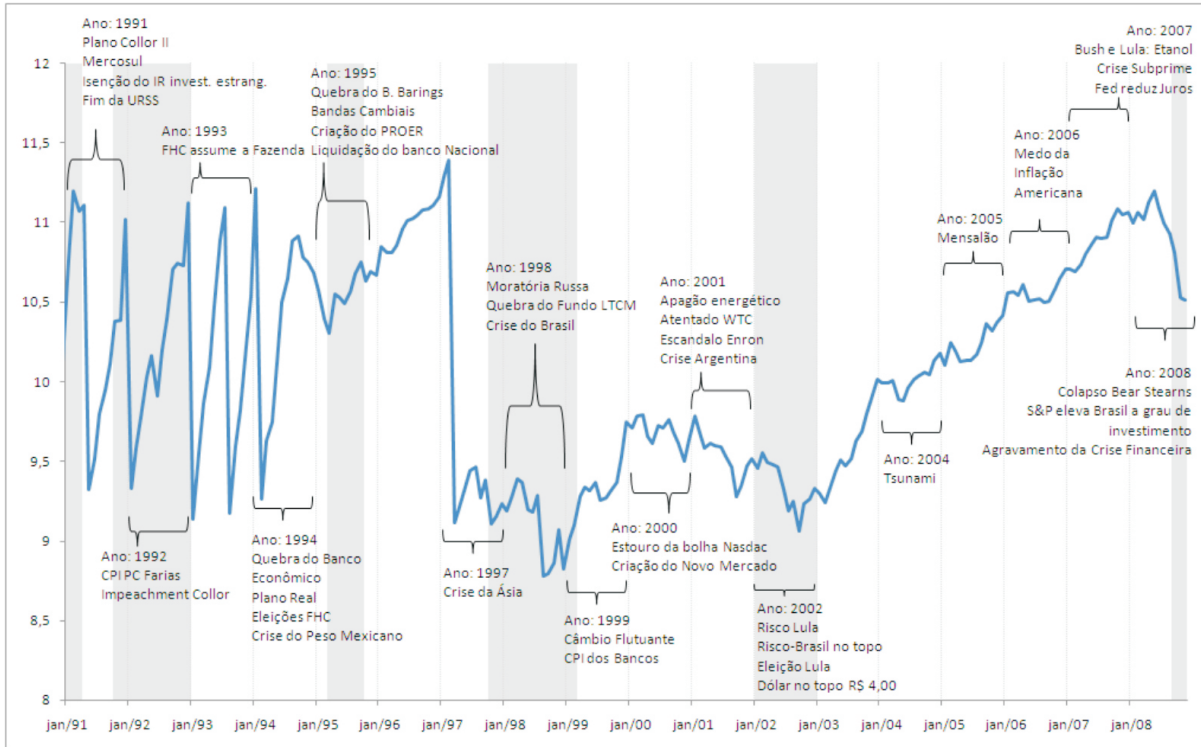
Tabela 1 - Informações Sobre a Base de Dados

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.

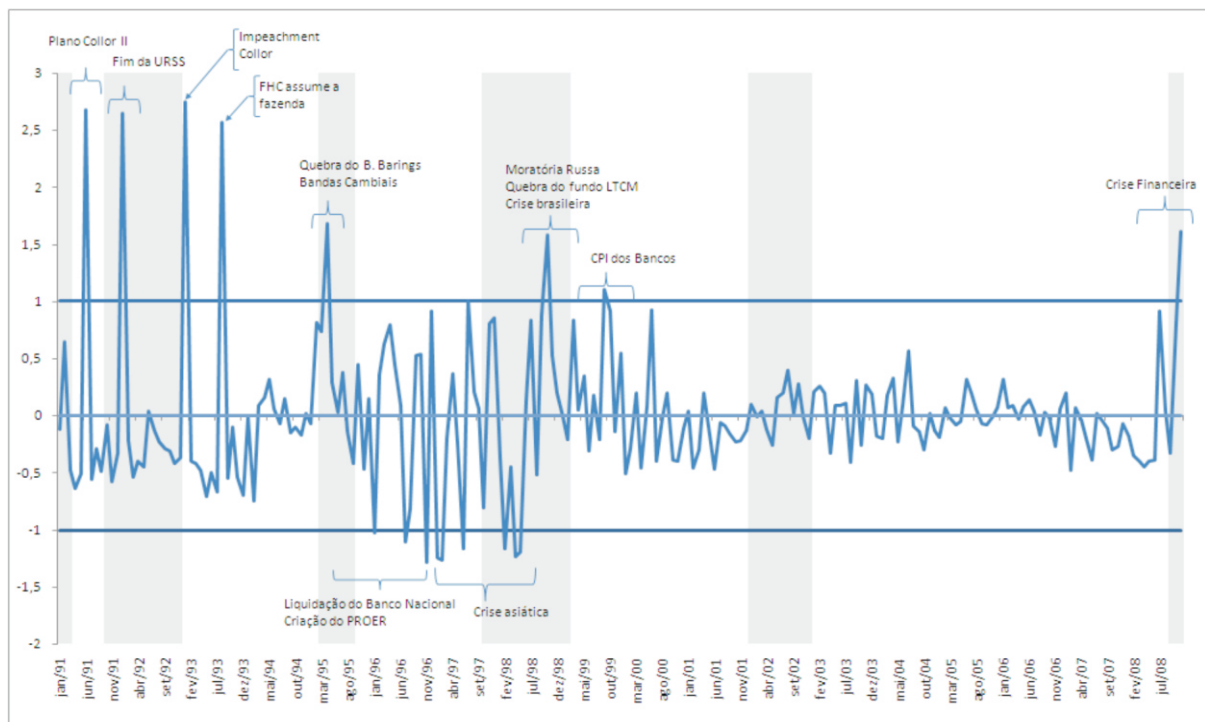
Especificamente, alguns dos eventos descritos no gráfico 4 tiveram maior importância relativa sobre o desempenho do mercado de ações brasileiro do que outros. Por exemplo, eventos como a moratória russa e a crise asiática tiveram um viés nitidamente contracionista sobre a evolução do índice supracitado. 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 índice⁹.

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 original¹⁰.

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 construída¹¹. 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 2008¹². 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 considerado¹³.

Tabela 2 - Data de Início 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 brasileiro¹⁴.

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 Seleccionadas

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 Seleccionadas

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 economia¹⁵.

Todos os dados contidos no VAR equivalem aos componentes cíclicos das séries citadas, obtidos a partir do filtro Hodrick-Prescott¹⁶. 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 espúria¹⁷. 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).

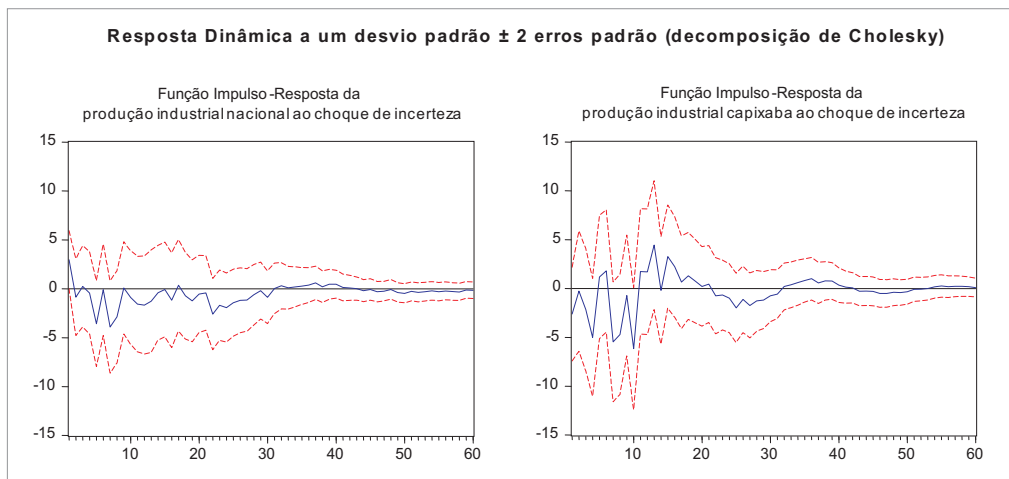
¹⁵ Os choques no VAR foram identificados com base nesse ordenamento das variáveis e na decomposição de Cholesky (ver Enders 1995, cap.5).

¹⁶ O parâmetro de suavização empregado foi $\lambda = 14.400$, 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.

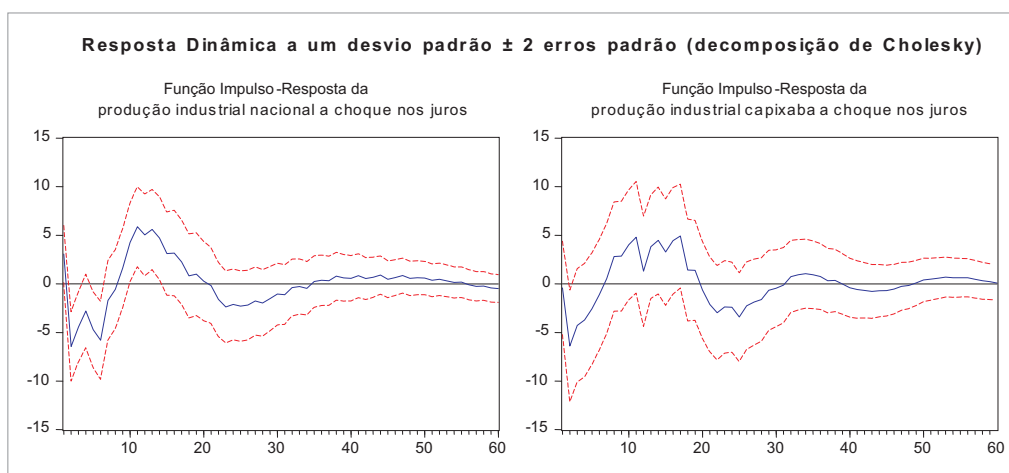
Os resultados das estimações estão contidos nos gráficos 6 e 7 abaixo. O gráfico 6 contém as funções impulso-resposta para os índices de produção industrial brasileira e capixaba ao choque de incerteza, enquanto o gráfico 7 contém as funções impulso-resposta para os mesmos índices, no caso de um choque 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 juros¹⁸.

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 Paulo¹⁹. 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 distintos estados brasileiros²⁰.

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

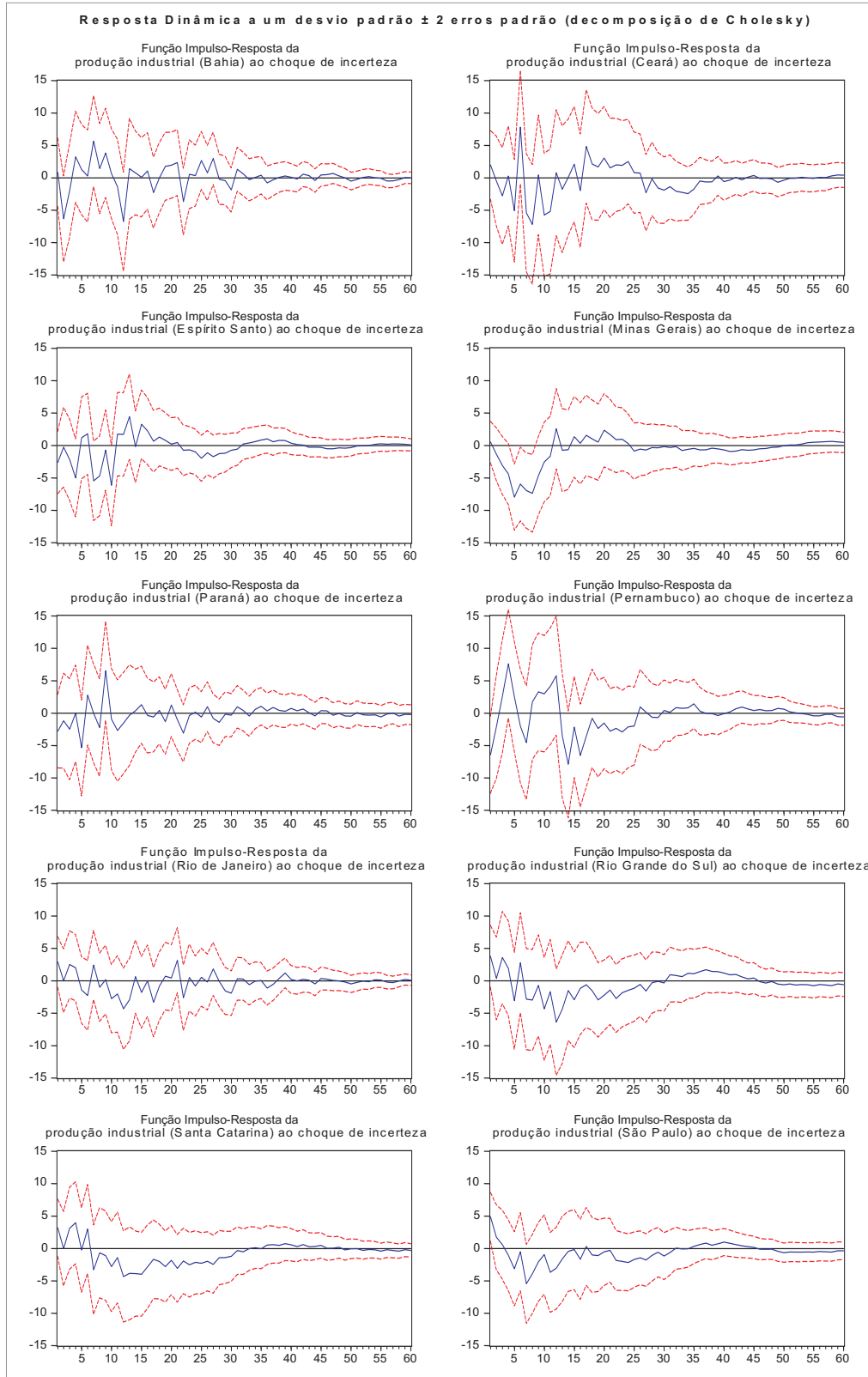
	BRASIL	BAHIA	CEARÁ	ESP. SANTO	MINAS GERAIS	PERNAM-BUCO	PARANÁ	RIO DE JANEIRO	R.GDE.DO SUL	STA. CATARINA	SÃO PAULO
BRASIL	1										
BAHIA	0,37	1									
CEARÁ	0,55	0,25	1								
ESP.SANTO	0,46	0,32	0,28	1							
MINAS GERAIS	0,77	0,29	0,33	0,62	1						
PERNAMBUCO	0,4	0,25	0,34	0,16	0,26	1					
PARANÁ	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 contém 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.

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.

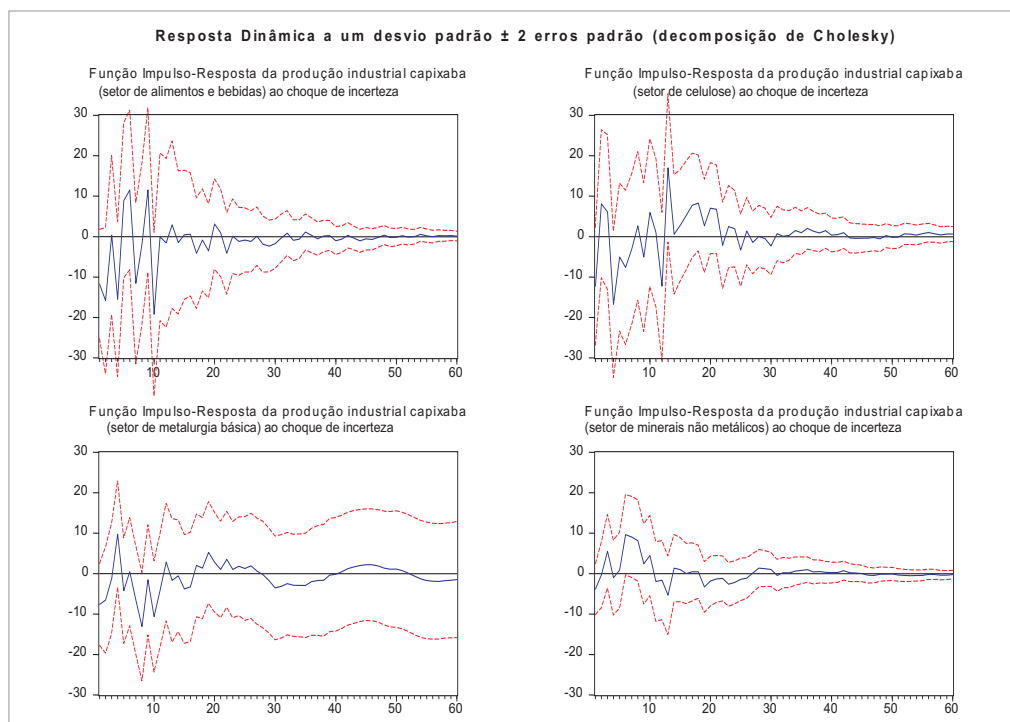
5.2 Dinâmicas Setoriais

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 Santo²¹.

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.

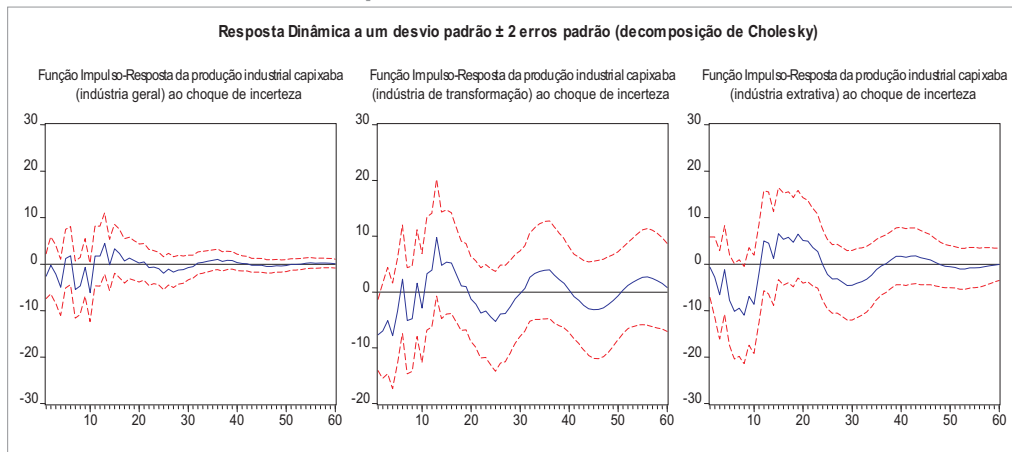
Os gráficos 9 e 10 contêm os resultados em termos de funções impulso-resposta estimadas para setores industriais do estado, no caso de choques gerados a partir do índice de incerteza original.

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



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 considerados²².

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 distinta²³.

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

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

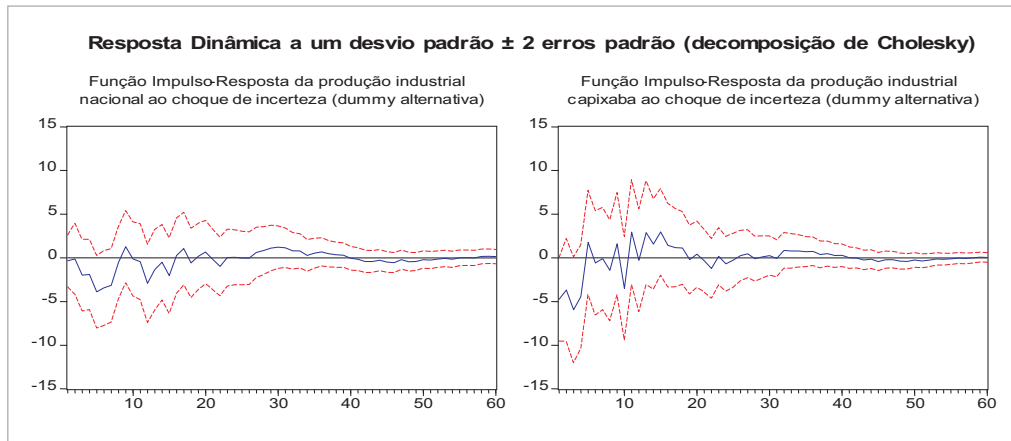
Elaboração: Coordenação de Estudos Econômicos, IJSN.

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.

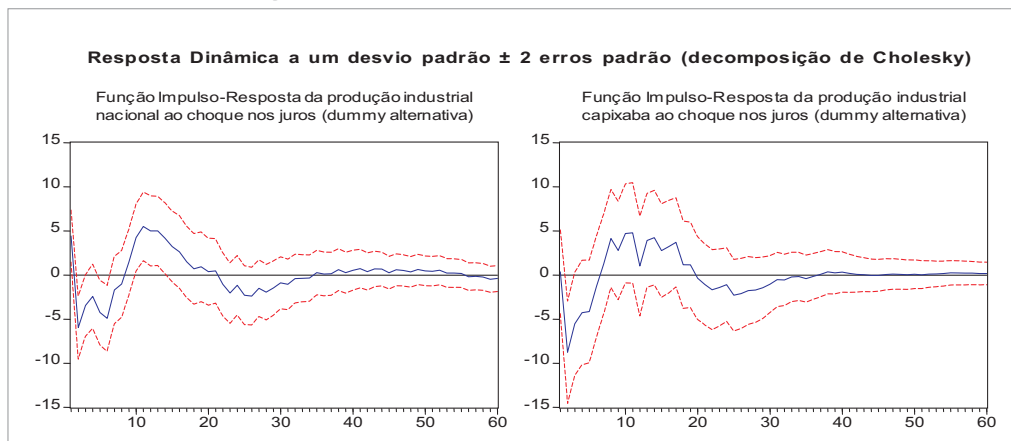
O gráfico 12 apresenta resultados relacionados ao choque de juros no caso da *dummy* alternativa. Mais uma vez, pode-se notar que os padrões descritos anteriormente permanecem praticamente os mesmos: em resposta a um choque na taxa Selic, o nível de atividade sofre inicialmente uma contração acentuada,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

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



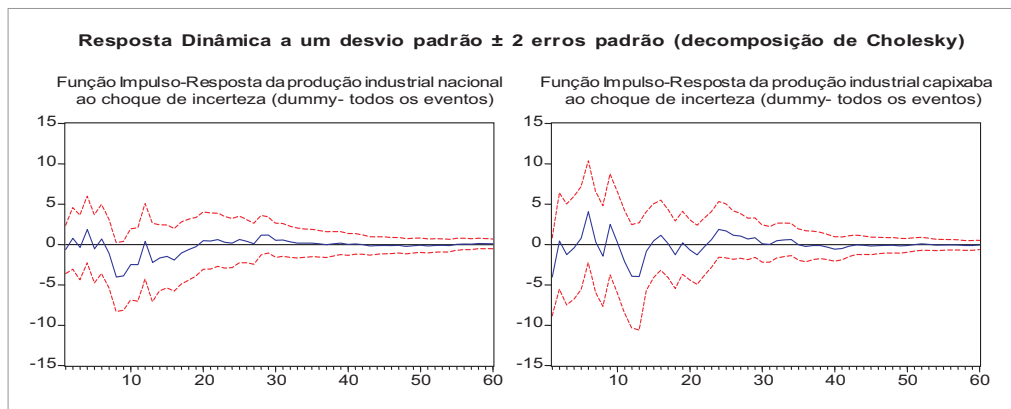
Elaboração: Coordenação de Estudos Econômicos, IJSN.

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



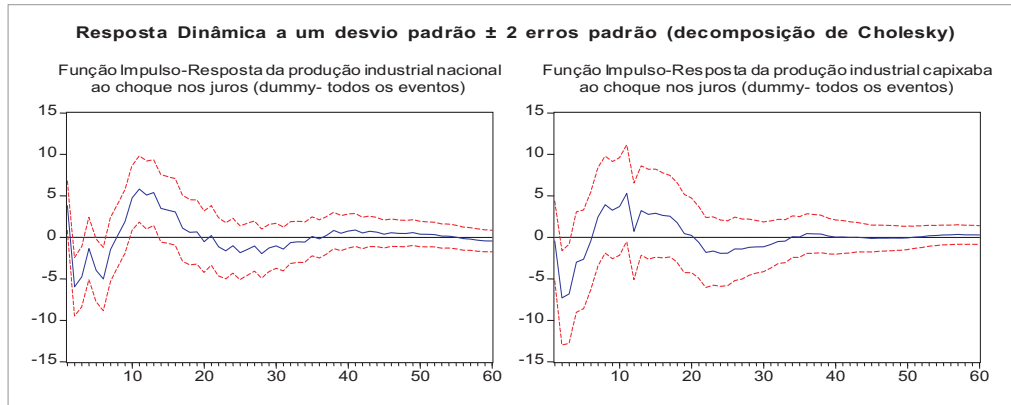
Elaboração: Coordenação de Estudos Econômicos, IJSN.

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



Elaboração: Coordenação de Estudos Econômicos, IJSN.

**Gráfico 14 - Funções Impulso-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:

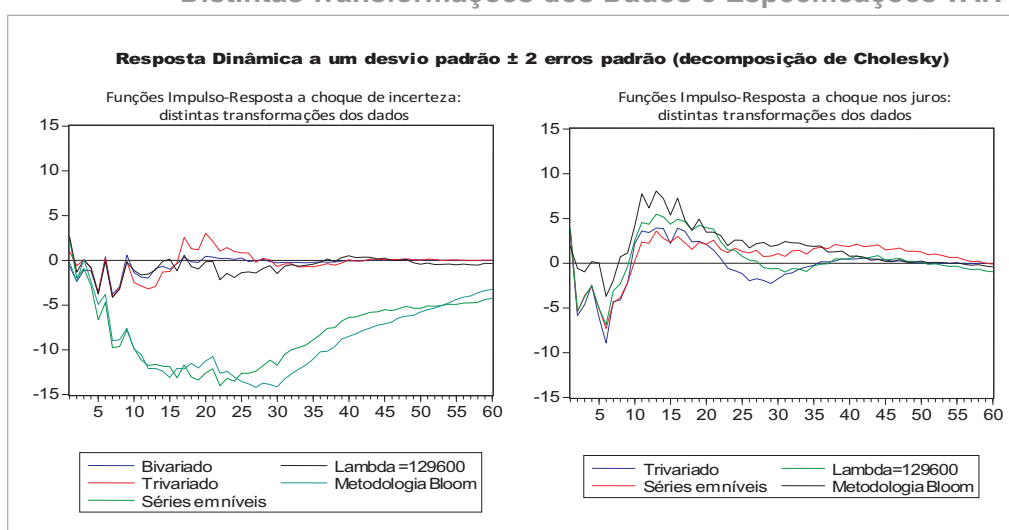
- (a) um VAR bivariado contendo apenas a medida de produção industrial e a *dummy* de incerteza original;
- (b) um VAR trivariado contendo, além das medidas anteriores, a taxa de juros Selic;
- (c) um VAR com todas as variáveis expressas em níveis (escala logarítmica natural);
- (d) um VAR com variáveis filtradas através do método de Hodrick-Prescott, porém com um valor distinto para o parâmetro de suavização ($\lambda = 129.600$)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 americana²⁵.

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 Impulso-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 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, $\log(IPCA)$, $\log(\text{produção industrial})$. 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 um 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.

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.

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.

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:

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

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.

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 Raiz Unitária, Séries em Níveis

Variáveis	ADF	PP
Produção Industrial - BR	-3.73** (3)	-6.51*** (7)
Produção Industrial - ES	-3.96** (1)	-5.7*** (6)
IPCA	-3.19* (1)	-3.23* (11)
Taxa Selic	-1.92 (0)	-2.01 (1)
IBovespa	-3.54** (1)	-3.4* (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 Raiz Unitária, Séries Expressas como Componentes Cíclicos Obtidos via Filtro Hodrick-Prescott

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

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.

Instituto Jones dos Santos Neves

Coordenação Geral

Ana Paula Vitali Janes Vescovi
Diretora-presidente

Matheus Albergaria de Magalhães
Coordenador de Estudos Econômicos

Equipe Técnica

Matheus Albergaria de Magalhães

Magnus William de Castro

Victor Nunes Toscano

Editoração

João Vitor André

Capa

Lastênio João Scopel