

UNIVERSIDADE DE BRASÍLIA
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO, CONTABILIDADE E
GESTÃO PÚBLICA

DEPARTAMENTO DE ECONOMIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

PREÇOS DE *COMMODITIES*, ELEMENTOS
COMPORTAMENTAIS E CICLOS MACROECONÔMICOS
EM PAÍSES EMERGENTES

Carla Tito Fernandes

Orientador: Prof. Dr. Joaquim Pinto de Andrade

BRASÍLIA-DF

Junho de 2020

CARLA TITO FERNANDES

**PREÇOS DE *COMMODITIES*, ELEMENTOS COMPORTAMENTAIS E
CICLOS MACROECONÔMICOS EM PAÍSES EMERGENTES**

Tese apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia do Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Gestão Pública da Universidade de Brasília como requisito à obtenção do título de Doutora em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Joaquim Pinto de Andrade

BRASÍLIA-DF

Junho de 2020

Agradecimentos

Agradeço ao Banco Central do Brasil a oportunidade que me foi proporcionada de afastamento das rotinas do trabalho e dedicação exclusiva ao doutorado durante os quatro anos do programa. Apesar das inúmeras dificuldades e da sobrecarga de trabalho presentes ao longo de todo esse período, a renovação que o estudo aprofundado me proporcionou é de um valor inestimável.

Agradeço ao Prof. Joaquim Andrade as sugestões, as críticas e a indicação de caminhos até então desconhecidos para mim. O principal deles foi a própria macroeconomia comportamental, que, ao considerar cognição e decisão como partes de um mesmo fenômeno, trouxe uma nova perspectiva ao processo de formação de expectativas.

Agradeço aos demais professores do programa a dedicação e as oportunidades de aprendizado.

Agradeço também aos servidores da secretaria de pós-graduação, especialmente Joana e Carina, o apoio e a boa vontade.

Por fim, aos colegas da pós-graduação, agradeço a oportunidade de atravessarmos juntos os momentos mais espinhosos. Os estudos em grupo me ajudaram a encontrar uma força que eu não sabia que tinha.

Resumo

Este trabalho incorpora uma fricção comportamental sob a forma de heurística de representatividade à investigação das flutuações macroeconômicas de economias emergentes em resposta a choques nos preços das *commodities*. São utilizadas duas abordagens principais: uma empírica e outra teórica. A abordagem empírica consiste na estimação de um modelo VAR para um painel de países emergentes com algum dinamismo no mercado de capitais. Preços nominais das *commodities* são incorporados à análise como variáveis que refletem mecanismos de heurística de representatividade. Os principais resultados evidenciam que choques nesses preços têm efeitos estatisticamente significantes sobre o lado real da economia e que explicam grande parte da variância do produto. A abordagem teórica corrobora esse resultado a partir de um modelo DSGE com fricção comportamental para uma pequena economia aberta e exportadora de *commodities*. A fricção comportamental assume a forma de heurística de representatividade e é implementada por meio das “expectativas diagnósticas” de Bordalo, Gennaioli e Shleifer (2018). Com isso, o impacto de choques nos preços das *commodities* é amplificado no curto prazo em relação ao paradigma de expectativas racionais. Por fim, identifica-se um mecanismo de heurística de representatividade presente nas projeções do PIB brasileiro. Essa identificação tem por base a análise dos erros de previsão em relação ao comportamento corrente do ciclo.

Palavras-chave: *commodities*, ciclos, economias emergentes, heurística de representatividade.

Classificação JEL: E32, E71, F41, F44.

Abstract

This dissertation adds behavioral aspects to the investigation of business cycles fluctuations in emerging economies in response to shocks in commodity prices. Two main approaches are used. The empirical one consists of estimating a VAR model for a panel of emerging countries with some dynamism in the capital markets. Nominal commodity prices are incorporated into the analysis as variables that reflect mechanisms of representativeness heuristic. The main results show that shocks in these prices have statistically significant effects on the real side of the economy and that they explain more than 50% of the product variance. The theoretical approach corroborates this result using a behavioral DSGE model for a small open economy. Behavioral friction takes the form of representativeness heuristic and is implemented through the “diagnostic expectations” of Bordalo, Gennaioli and Shleifer (2018). As a result, the impact of positive shocks on commodity prices is amplified in the short term in relation to the rational expectations paradigm. Finally, a representativeness heuristic mechanism is identified in the Brazilian GDP forecasts. This identification is based on the analysis of forecasting errors in relation to the current behavior of the cycle.

Keywords: commodities, business cycles, emerging economies, representativeness heuristic.

JEL Classification: E32, E71, F41, F44.

Sumário

1	Introdução	8
2	Revisão da literatura	12
2.1	Choques em preços de <i>commodities</i>	12
2.2	Hipóteses comportamentais	14
3	Heurística de representatividade	19
3.1	Introdução à heurística	19
3.2	Intuição e raciocínio	20
3.3	Fundamentos da heurística	21
3.4	Tipos de heurística	23
3.5	Heurística de representatividade e expectativas diagnósticas	23
3.6	Heurística de representatividade <i>versus</i> miopia	26
4	Modelo SVAR para um painel de países emergentes	29
4.1	Elemento comportamental	29
4.2	Variáveis e dados	31
4.3	Especificação do modelo	32
4.4	Estimação	34
4.5	Funções impulso-resposta	35
4.6	Análise de decomposição da variância	37
5	Modelo DSGE com fricção comportamental	41
5.1	Firmas produtoras de bens não-comercializáveis	41
5.2	Firmas produtoras de <i>commodities</i> e de bens finais comercializáveis	42
5.3	Famílias	43
5.4	Choque exógeno	44
5.5	Equilíbrio de mercado	44
5.6	Calibração e estimação	46

5.7 Funções impulso-resposta	47
5.8 Análise de decomposição da variância	48
6 Heurística de representatividade nas expectativas do PIB brasileiro	49
6.1 Parâmetro de persistência do estado da economia	49
6.2 Parâmetro de heurística de representatividade e erros de previsão	51
6.3 Variáveis e dados	52
6.4 Resultados da estimação	53
7 Considerações finais	55
8 Referências	57
Anexo A: amostra e variáveis	62
Anexo B: códigos	64

1 Introdução

A crise de 2008 abriu espaço para uma ampla investigação acerca dos efeitos das oscilações nos preços das *commodities* sobre as flutuações macroeconômicas de países emergentes. O foco nesses preços surgiu como uma tentativa de explicar a alta volatilidade associada a esses países e, também, como um refinamento do consenso inicial que identificava nos termos de troca a principal fonte de volatilidade das economias em questão. A quebra do mencionado consenso teve por base resultados obtidos por Schmitt-Grohé e Uribe (2018), evidenciando que choques nos termos de troca seriam responsáveis por menos de 10% das flutuações do PIB, em média.

O excesso de volatilidade dos países emergentes e pobres quando comparados a países ricos é identificado por Uribe e Schmitt-Grohé (2017), no Capítulo 1, como uma característica da dinâmica recente dos ciclos de negócios no mundo. Utilizando dados da base World Development Indicators (WDI) do Banco Mundial, eles traçam um perfil dos ciclos a partir de fatos estilizados relacionados a volatilidade, ciclicidade e persistência das flutuações macroeconômicas. Os componentes da demanda agregada são identificados como procíclicos, enquanto a balança comercial é contracíclica. Os principais agregados macroeconômicos, em geral, apresentam autocorrelação positiva, caracterizando uma persistência.

Fatos estilizados específicos para preços de *commodities* são identificados por Fernández, González e Rodríguez (2015). Analisando um conjunto de países emergentes, esses autores examinam a ciclicidade de índices de preços de *commodities* construídos para cada país em função da participação das *commodities* nas exportações. Eles identificam os preços das *commodities* como procíclicos e antecedentes aos ciclos do produto, consumo e investimento.

Embora os trabalhos mencionados acima adotem um arcabouço de ciclos reais, muitos *insights* podem ser derivados analisando a relação entre flutuações de emergentes e preços nominais das *commodities*. Como as *commodities* adquiriram, nas últimas décadas, uma característica de ativos financeiros globais, o comportamento dos seus preços reflete, no sentido de Minsky (1975), o movimento de “visões” ou expectativas que investidores têm sobre o futuro. Citando Keynes, Minsky (1975) observa que a dinâmica dessas expectativas é capaz de afetar o nível de emprego. Considerando também o fato de que preços de mercado de ativos financeiros resultam de decisões de investimento e que decisão e cognição andam juntas, elementos comportamentais nos moldes de Kahneman (2011) ganham importância e são inseridos na macroeconomia, permitindo explicar desvios da hipótese de expectativas racionais.

Utilizando dados do Banco Mundial (WDI, 2018), FED (Estados Unidos, 2018) e FMI (IMF, 2018), a Tabela 1.1 apresenta correlações médias entre preços nominais de *commodities* (*cmdt*) e um

conjunto de variáveis macroeconômicas dos países emergentes listados no Anexo A – Tabela A1. As volatilidades estão na linha abaixo da matriz de correlação. De uma maneira mais geral, a tabela ilustra comovimentos entre o setor externo e o referido grupo de países a partir da inclusão de variáveis como taxas de juros internacionais (*rint*), preços de ativos globais (*pa_gl*) e PIB global (*pib_gl*). Preços e taxas são considerados em termos nominais (*txjn*, *infl*, *pa*, *cmdt*, *rint*, *pa_gl*) e as demais variáveis em termos reais (*pib*, *c*, *g*, *fbky*, *bcy*, *cred*, *pib_gl*)¹.

Examinando ainda a Tabela 1.1, observa-se que os preços nominais das *commodities* se correlacionam positiva e significativamente com o PIB (*pib*), o consumo das famílias (*c*), os gastos do governo (*g*), a formação bruta de capital fixo em percentual do PIB (*fbky*) e a inflação (*infl*). A correlação com o PIB real é de 0,5, em média. Essa evidência sugere que a elevada volatilidade dos mencionados preços é em parte absorvida pela dinâmica das economias emergentes, imprimindo-lhes uma volatilidade excessiva. Além disso, a correlação positiva com o PIB em (t+1) sugere que os preços aqui mencionados têm natureza antecedente.

O ambiente externo no qual as *commodities* influenciam economias emergentes é descrito, também na Tabela 1.1, pelo PIB global (*pib_gl*), pela taxa de juros internacional (*rint*) e pelos preços dos ativos globais (*pa_gl*). Essas variáveis também se correlacionam positiva e significativamente com o PIB em (t+1), o que as coloca como candidatas a indicadores antecedentes. Com o PIB em t, apenas *pib_gl* e *rint* se correlacionam positiva e significativamente. A correlação positiva entre os PIB locais e a taxa de juros internacional está em linha com a relação entre preferência por liquidez e aversão a risco apresentada em Tobin (1958), conforme detalhado na Seção 4, rodapé 11.

Tabela 1.1: Matriz de correlações e volatilidades

Correls ^(**)	<i>pib</i>	<i>pib(t+1)</i>	<i>c</i>	<i>g</i>	<i>fbky</i>	<i>bcy</i>	<i>txjn</i>	<i>infl</i>	<i>cred</i>	<i>pa</i>	<i>cmdt</i>	<i>pib_gl(t+1)</i>	<i>pib_gl</i>	<i>rint</i>	<i>pa_gl</i>
<i>pib</i>															
<i>pib(t+1)</i>	0,500														
<i>c</i>	0,481	0,209													
<i>g</i>	0,286	0,118	0,056												
<i>fbky</i>	0,425	0,306	0,339	0,065											
<i>bcy</i>	0,257	0,095	0,356	0,168	0,416										
<i>txjn</i>	0,045	0,186	0,005	0,048	0,023	0,141									
<i>infl</i>	0,115	0,056	0,059	0,076	0,004	0,195	0,208								
<i>cred</i>	0,211	0,037	0,239	0,214	0,301	0,262	0,093	0,111							
<i>pa</i>	0,146	0,259	0,182	0,094	0,094	0,290	0,035	0,039	0,147						
<i>cmdt</i>	0,456	0,373	0,232	0,111	0,228	0,179	0,014	0,236	0,061	0,115					
<i>pib_gl(t+1)</i>	0,089	0,392	0,004	0,130	0,080	0,179	0,014	0,054	0,006	0,327	0,047				
<i>pib_gl</i>	0,324	0,207	0,187	0,083	0,125	0,168	0,008	0,026	0,093	0,244	0,420	0,366			
<i>rint</i>	0,159	0,288	0,055	0,085	0,080	0,011	0,054	0,142	0,050	0,033	0,115	0,772	0,651		
<i>pa_gl</i>	0,027	0,247	0,052	0,024	0,058	0,175	0,016	0,072	0,005	0,479	0,076	0,505	0,354	0,168	
Vols^(**)	3,01%	2,89%	4,14%	5,50%	2,23%	3,13%	4,17%	11,99%	4,88%	36,01%	18,43%	1,11%	1,09%	1,26%	16,76%

(**) Fonte dos dados brutos: WDI, FMI e FED (ver Anexo A - Tabela A2, para detalhes). Dados de 1997 a 2016.

Todas as variáveis são ciclos extraídos por meio do filtro HP.

¹ Uma descrição detalhada das variáveis apresentadas na Tabela 1.1 pode ser encontrada no Anexo A deste trabalho, Tabela A2.

A Figura 1.1 mostra o comportamento dos ciclos dos PIB de países emergentes e dos preços nominais de *commodities*, com dados de 1992 a 2016 (os detalhes sobre os dados podem ser encontrados na Tabela A2 do Anexo A). É apresentado um gráfico por país. A análise dos gráficos sugere certa sincronicidade entre as dinâmicas dos preços nominais das *commodities* e dos PIB, reforçando a evidência de esses preços são uma fonte relevante de volatilidade para as economias aqui analisadas.

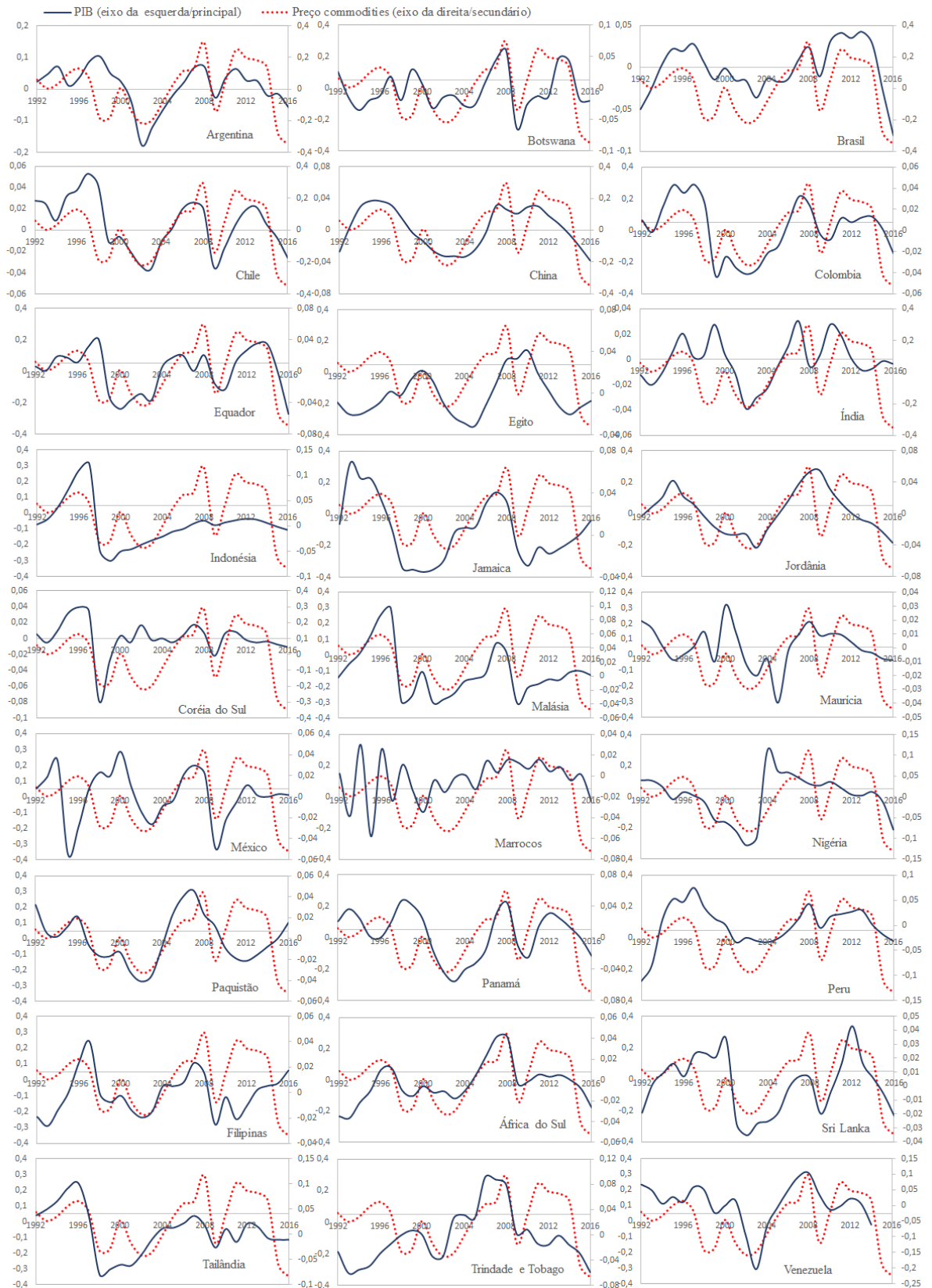
Diante das evidências apresentadas acima, este trabalho tem por objetivo investigar em que medida flutuações dos preços nominais das *commodities* explicam a alta volatilidade de países emergentes. Para isso, as análises desenvolvidas ao longo das próximas seções seguem duas abordagens principais: uma empírica e outra teórica. A abordagem empírica consiste em: (i) estimar um modelo SVAR para um painel de países emergentes, (ii) avaliar a resposta dos ciclos a choques nos preços *nominais* das *commodities* e (iii) identificar a parcela da variância do produto explicada pelos mencionados preços. A estrutura do SVAR é especificada adotando como referências básicas Shousha (2016) e Fernández, Schmitt-Grohé e Uribe (2017) e traz duas inovações em relação ao que tradicionalmente é apresentado na literatura. A primeira delas se caracteriza pela incorporação de preços nominais das *commodities*. Esses preços, na qualidade de preços de ativos financeiros, funcionam como um espelho capaz de refletir fricções cognitivas no processo de formação das expectativas, conforme detalha a Seção 3, que trata da heurística de representatividade. A segunda inovação consiste em obter uma distribuição empírica para a parcela da variância do produto atribuída aos preços das *commodities*. Isso é feito estimando uma matriz de decomposição da variância em cada uma das dez mil repetições da simulação do modelo por *bootstrap* dos resíduos.

A análise teórica consiste na especificação de um modelo DSGE com fricção comportamental para uma pequena economia aberta e exportadora de *commodities*. A estrutura básica do modelo e a fricção comportamental são especificadas com base no arcabouço proposto por Bordalo, Gennaioli e Shleifer (2018) para uma economia fechada. Os demais detalhes referentes à setorização da economia seguem Shousha (2016) e Uribe e Schmitt-Grohé (2017), Capítulo 8. A fricção comportamental é inserida ao processo de formação das expectativas e possui a natureza da heurística de representatividade de Kahneman e Tversky (1972) formalizada por meio das “expectativas diagnósticas” de Bordalo, Gennaioli e Shleifer (2018).

Este trabalho está dividido em seis seções. A Seção 1 é esta introdução. A Seção 2 apresenta uma revisão da literatura relacionada a este trabalho. A Seção 3 explica o núcleo comportamental deste trabalho, que é a heurística de representativa. A Seção 4 trata da estimação de um modelo SVAR para um painel de países emergentes, envolvendo análises de impulso-resposta e de decomposição da variância. A Seção 5 expõe a abordagem teórica, apresentando a especificação de um modelo DSGE,

bem como aspectos relacionados à sua estimação e calibração. A Seção 6 calcula o parâmetro que reflete a heurística de representatividade embutida nas expectativas sobre o PIB brasileiro.

Figura 1.1: Flutuações dos PIB de emergentes e dos preços nominais de *commodities*



2 Revisão da literatura

A literatura relacionada a este trabalho abrange duas vertentes principais. A primeira delas está associada a investigações empíricas e modelagens teóricas desenvolvidas com o objetivo de avaliar o impacto de choques nos preços reais das *commodities* sobre variáveis macroeconômicas de países emergentes. Os estudos empíricos consistem basicamente na especificação e estimação de modelos estruturais de vetor autorregressivo (SVAR) para diferentes conjuntos de países. As modelagens teóricas, por sua vez, caracterizam-se pela especificação, estimação e calibragem de modelos dinâmicos estocásticos de equilíbrio geral (DSGE) para uma pequena economia aberta.

A segunda vertente está associada à flexibilização do paradigma de agente racional no sentido de incorporar hipóteses comportamentais. Essas hipóteses se fundamentam em limites à racionalidade, seja na forma de um viés sistemático presente no processo de formação de expectativas, seja na forma de uma limitação cognitiva ou informacional.

2.1 Choques em preços de *commodities*

A consideração dos efeitos de choques nos preços das *commodities* sobre economias emergentes aparece na literatura como um refinamento do consenso inicial que atribuía aos termos de troca o papel de principal fonte de flutuações nas referidas economias. Um trabalho clássico associado à construção desse consenso inicial e ainda utilizado como referência hoje é Mendonza (1995). A partir de um conjunto de estatísticas para trinta países e de um modelo de equilíbrio geral intertemporal com três setores para uma pequena economia aberta, ele conclui que os termos de troca respondem por cerca de 50% da variação do produto e das taxas de câmbio reais.

Schmitt-Grohé e Uribe (2018) questionam o mencionado consenso (Mendonza, 1995; Kose, 2002) com base tanto na estimação de SVAR para 38 países quanto na estimação e calibragem de um modelo teórico de três setores. A conclusão da abordagem empírica é que choques nos termos de troca respondem por menos de 10% das flutuações do produto e de outras variáveis agregadas. Os resultados são obtidos em média, embutem alta dispersão entre países e não coincidem com o resultado do modelo teórico. Essa falta de coincidência foi identificada pelos autores como uma “desconexão” entre as abordagens VAR e DSGE aplicadas à parcela da variância do produto explicada pelos termos de troca. Enquanto o VAR sinaliza valores medianos abaixo de 10%, o DSGE aponta para valores acima de 30%. Segundo os autores, a fonte do problema são as diferentes unidades de medida do produto real nos modelos empírico e teórico. Quando o produto real é avaliado nas mesmas bases, os resultados convergem.

Fernández, González e Rodríguez (2015) identificam fatos estilizados referentes à relação entre preços de *commodities* e flutuações do produto em economias emergentes. O primeiro fato constata que a participação das *commodities* nas exportações dessas economias é mais do que o dobro daquilo que se observa em economias avançadas. O segundo caracteriza os preços das *commodities* como: (i) procíclicos; (ii) indicadores antecedentes dos ciclos do produto, consumo e investimento e (iii) contracíclicos em relação às taxas de câmbio real e ao prêmio de risco. O terceiro fato identifica o predomínio de fatores comuns na dinâmica dos diferentes índices de *commodities*.

Fernández, González e Rodríguez (2015) fundamentam sua análise na construção de índices específicos para cada país a partir de 44 *commodities*. O peso de cada uma delas é definido em função da sua representatividade na pauta de exportações do país. Embora os índices sejam diferentes, eles têm um fator comum identificado por uma análise de componentes principais. Os países incluídos na amostra são Brasil, Chile, Colômbia e Peru e o período considerado vai de 2000 a 2014. As ferramentas de análise são a especificação, calibragem e estimação de um modelo DSGE e a estimação de um SVAR. O modelo DSGE é construído para uma pequena economia aberta e vários países à luz dos fatos estilizados identificados inicialmente. O modelo SVAR segue a estrutura proposta por Schmitt-Grohé e Uribe (2018). As duas ferramentas geram resultados consistentes, evidenciando que choques nos preços das *commodities* explicam cerca de 50% das flutuações do produto.

Shousha (2016) avalia o impacto de choques nos preços de *commodities* em economias emergentes e avançadas, utilizando abordagens empírica e teórica. A análise empírica consiste na estimação de um modelo SVAR em painel. A análise teórica é conduzida no sentido de estimar/calibrar um modelo DSGE para uma pequena economia aberta com setor bancário e fricções financeiras. A conclusão principal é que choques nos preços das *commodities* têm efeitos significantes sobre a economia real, respondendo por cerca de 23% das flutuações do produto em economias emergentes.

Fernández, Schmitt-Grohé e Uribe (2017) avaliam os efeitos de choques nos preços de *commodities* e nas taxas de juros internacionais sobre o ciclo de negócios de 138 países no período de 1960-2015. São considerados três índices de *commodities*, englobando combustíveis, metais e minerais e agrícolas. Um modelo SVAR é estimado para cada país individualmente. A conclusão principal se refere à decomposição da variância do produto. Choques nos preços das *commodities* explicam cerca de 35% das flutuações do produto, em termos da mediana dos países. Utilizando os dados desagregados disponibilizados no apêndice *on line*, esse número chega a 45% para os países emergentes da amostra considerada na Seção 4, com dados de 1960 a 2015. Níveis de 40% e 70% são

atingidos quando taxas de juros internacionais são conjuntamente consideradas e quando apenas dados depois de 2000 são utilizados, respectivamente.

2.2 Hipóteses comportamentais

Kahneman (2003) é uma referência que apresenta os principais aspectos da racionalidade limitada presente nas escolhas individuais. Ele fundamenta sua investigação em experimentos que evidenciam diferenças entre a decisão tomada pelo agente e a decisão ótima prevista pelo paradigma de racionalidade usualmente utilizado em economia. O agente passa a ser tratado como um indivíduo cujos “modos de pensar e agir” refletem uma “racionalidade limitada”. A cognição e as escolhas individuais são investigadas de forma integrada.

Com o objetivo de entender o funcionamento do processo cognitivo, Kahneman (2003) utiliza uma arquitetura para a cognição. A arquitetura é composta por três sistemas e seus respectivos atributos, conforme detalha a Figura 2.1. Um dos sistemas é a percepção. Os outros dois são a intuição e o raciocínio, denominados de Sistema 1 e Sistema 2², respectivamente. A arquitetura mencionada ressalta aspectos como: similaridade entre percepção e intuição, diferença entre intuição e raciocínio e prevalência de pensamentos e ações de natureza intuitiva. Enquanto o raciocínio é lento, voluntário e requer esforço, a intuição é rápida e automática, brotando na mente de forma involuntária, sem que haja uma escolha ou esforço conscientes.

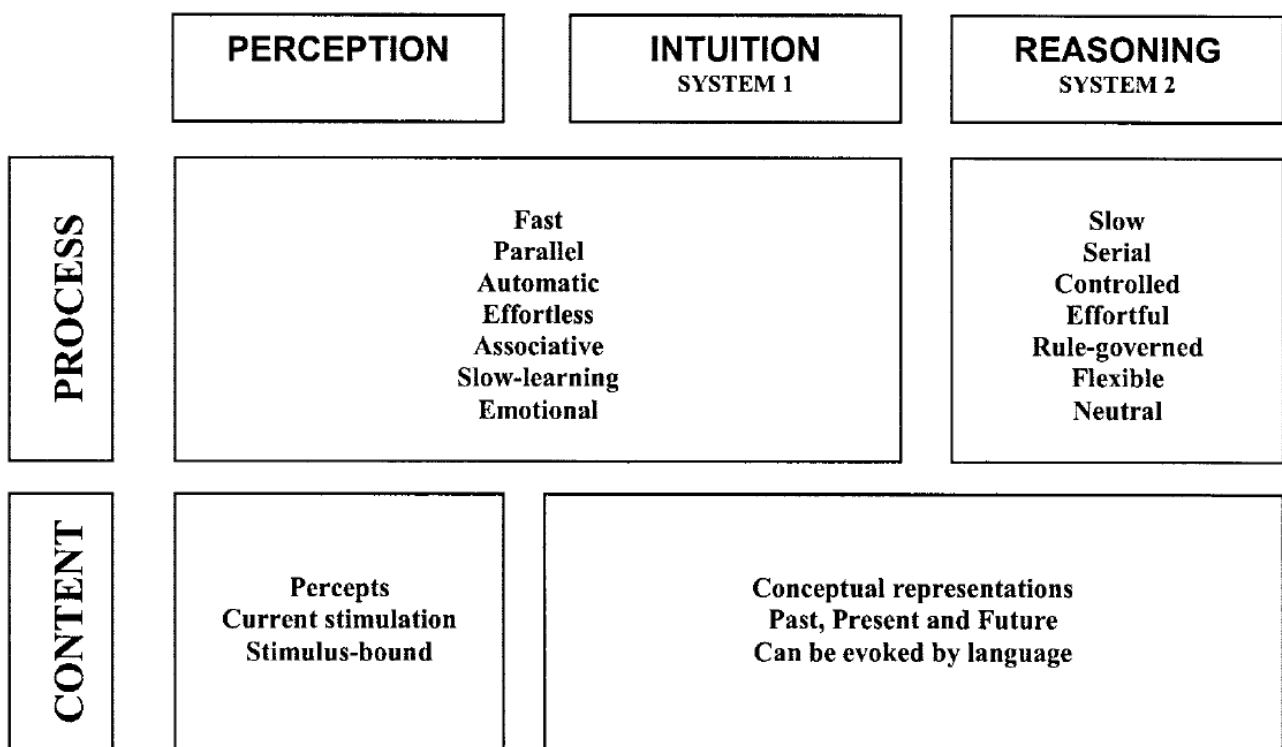
No âmbito do sistema da percepção, é identificada uma maior “acessibilidade” das variações do que do valor absoluto de variáveis relevantes para o indivíduo. A “acessibilidade”, por sua vez, é definida como a capacidade que um conteúdo mental tem de vir à tona e depende do contexto, que inclui expectativas, estereótipos, protótipos, etc. Assim, as preferências e suas representações por utilidade passam a depender de ganhos e perdas relativos a uma referência. A questão da maior sensibilidade a variações é um aspecto importante da teoria dos prospectos.

Outras ideias abordadas por Kahneman (2003) incluem efeitos de *framing*, “saliência” e heurística. Os efeitos de *framing* dizem respeito à constatação de que diferentes descrições de uma mesma situação ou objeto geram diferentes escolhas, o que viola a hipótese de invariância das decisões à descrição. O fundamento desse efeito reside na saliência de um ou mais atributos, no fato de que diferentes descrições ressaltam diferentes aspectos de uma situação ou objeto, alterando a acessibilidade e a percepção desses aspectos e, em consequência, as escolhas.

² Stanovich e West (2000) utilizam a terminologia de Sistema 1 e Sistema 2 para relacionar as funcionalidades do processo cognitivo e seus respectivos atributos.

Tversky e Kahneman (1974) abordam a heurística num contexto de julgamento sob incerteza. São identificados os seguintes três tipos de heurísticas: de representatividade, de disponibilidade e de âncora e ajuste. A heurística de representatividade está associada à avaliação de probabilidades condicionais com base naquilo que parecer ser e é detalhada na Seção 3. A heurística de disponibilidade, por sua vez, está associada à atribuição de probabilidades a eventos em função da memória individual sobre a ocorrência de eventos similares. A heurística de âncora e ajuste é identificada em problemas ancorados em um valor inicial e cujos ajustes são insuficientes para corrigir erros. Como resultado do uso desses mecanismos, tem-se o surgimento de vieses sistemáticos.

Figura 2.1: Sistemas cognitivos



Fonte: Kahneman (2003).

No contexto da macroeconomia, a ideia de viés cognitivo aparece em Gabaix (2018) como uma hipótese de racionalidade limitada incorporada ao modelo novo keynesiano básico (Galí, 2008). As expectativas deixam de ser racionais em decorrência de um desconto cognitivo ou parâmetro de miopia, que é maior quanto mais longe for o horizonte futuro e que funciona como um viés no sentido de subestimar as expectativas racionais.

O modelo proposto por Gabaix (2018) traz implicações que diferem dos resultados do modelo básico utilizado como referência. Uma primeira implicação diz respeito à capacidade de um estímulo fiscal tirar a economia da *zero lower bound* (ZLB). O efeito de um estímulo fiscal é positivo,

porque a miopia faz com que os agentes deixem de ser ricardianos. Uma segunda implicação se refere à determinação do equilíbrio na ZLB. Uma terceira implicação aparece como solução para o *forward guidance puzzle*. Em decorrência da miopia, choques nas taxas de juros aplicados num futuro distante se dissipam e acabam por não afetar o consumo no presente. Uma última implicação se refere à redução dos efeitos positivos de um compromisso de política futura.

Bordalo, Gennaioli e Shleifer (2018) utilizam a ideia de heurística de representatividade, investigada por Kahneman e Tversky (1972), para propor um modelo de ciclo de crédito, em que os *spreads* são projetados em função de “expectativas diagnósticas”³. Essas expectativas dependem de uma razão de verossimilhança e são “distorcidas” em relação ao paradigma racional. Maiores probabilidades são atribuídas aos resultados futuros que parecem mais prováveis à luz das novas notícias disponíveis. A avaliação da ocorrência futura de eventos extremos é distorcida, levando a um processo de projeção com erros sistemáticos que distanciam as expectativas diagnósticas das expectativas racionais. A avaliação distorcida das probabilidades se baseia na representação do “pensador local” proposta por Gennaioli e Shleifer (2010). Formalmente, é definida uma função densidade de probabilidade (fdp) “distorcida” como o produto entre uma fdp sem distorção e um fator de viés. Esse fator, por sua vez, depende de uma razão de verossimilhança, que tem por objetivo avaliar como a probabilidade atribuída a estados futuros se altera diante de notícias novas relativamente a uma situação em que não há notícias novas. Aplicando essas ideias à dinâmica dos *spreads* de crédito, eles concluem que o comportamento das variáveis é exagerado quando comparado ao paradigma de expectativas racionais. A volatilidade dos *spreads* é excessivamente alta e a reação a notícias é exagerada. É identificado também que as expectativas diagnósticas se caracterizam por um processo de reversão à média. Em média, a expectativa diagnóstica é racional.

Bordalo, Gennaioli e Shleifer (2018) observam ainda que, quando as notícias recebidas hoje são positivas, os agentes superestimam a probabilidade de um estado positivo para a economia no futuro e subestimam a probabilidade de estados negativos, negligenciando o risco de crises. Os mercados reagem no sentido de queda dos *spreads*, expansão do crédito e da atividade econômica. Assim, a persistência das condições atuais é também superestimada. Por conta da propriedade de reversão à média, períodos de baixos *spreads* são seguidos por elevação dos *spreads* e redução da oferta de crédito, do investimento e do produto. A avaliação distorcida de eventos extremos depende também da volatilidade da economia. Boas notícias num cenário de baixa volatilidade eleva a

³ As expectativas são chamadas de “diagnósticas” porque elas se formam de maneira similar ao que ocorre no contexto de medicina diagnóstica, em que uma razão de verossimilhança é utilizada para avaliar a probabilidade de um paciente adoecer depois que ele apresenta resultado positivo de um teste.

negligência do risco de eventos extremos negativos. Raciocínio análogo é apresentado para o caso de notícias negativas.

Gennaioli e Shleifer (2010) formalizam a heurística da representatividade, considerando heurística como um mecanismo empregado no contexto de julgamento sob incerteza e que se caracteriza por uma avaliação rápida, intuitiva e fundamentada no “que primeiro vem à mente” (p. 1). O modelo proposto introduz a figura de um “pensador local” que não enxerga todo o espaço de estado, mas apenas um subconjunto dele. Esse subconjunto recebe a denominação de “espaço de estado representado” e é determinado por cenários. Cenários são informações representativas do que se deseja avaliar e recuperadas da memória quando o agente se vê diante do desafio de avaliar uma hipótese ou situação incerta. Os cenários representativos podem ser improváveis, gerando vieses de julgamento. A avaliação das probabilidades atribuídas pelo pensador local é feita em função das representações, tanto das hipóteses quanto do espaço de estado. O viés assim gerado é calculado a partir da razão entre a probabilidade que pensador local atribui à hipótese que ele deseja avaliar e a probabilidade de uma hipótese alternativa. O arcabouço assim construído é aplicado à demanda por seguro, explicando desvios do que seria usual esperar de uma função demanda.

Angeletos e Lian (2018) incorporam ao modelo novo keynesiano básico (Galí, 2008) uma fricção comportamental decorrente de uma limitação cognitiva e propõem um modelo estruturado dentro de um arcabouço de informação incompleta. A hipótese de conhecimento comum é flexibilizada. O modelo assim construído é utilizado para examinar a reação da economia a anúncios sobre políticas futuras (*forward guidance*). A noção de incerteza de mais alta ordem é introduzida e associada a um conhecimento imperfeito de cada agente sobre as ações dos demais. Crenças de mais alta ordem não coincidem com crenças de primeira ordem, de modo que a lei das expectativas iteradas deixa de valer. Novas curvas IS e de Philips são obtidas a partir de jogos do tipo *dynamic beauty contests*, em que as ações ótimas são função das expectativas acerca das decisões futuras dos outros agentes.

Angeletos e Lian (2018) obtêm três resultados principais que permitem explicar o *forward guidance puzzle*⁴. O primeiro deles consiste na redução dos efeitos de equilíbrio geral de um *forward guidance*. Isso ocorre porque as expectativas acerca das ações futuras variam menos com a fricção comportamental. É como se houvesse uma miopia em nível agregado nos moldes de Gabaix (2018). O segundo resultado consiste na proposição de que a redução aumenta com o horizonte do *guidance*,

⁴ O *forward guidance puzzle* consiste na divergência entre evidências observadas empiricamente (Campbell et al., 2012) e o resultado do modelo novo keynesiano básico, segundo o qual, na ZLB, a autoridade monetária consegue estimular a economia quando se compromete a reduzir juros no futuro. Além disso, o estímulo cresce indefinidamente com o horizonte do *guidance*.

de modo que um *forward guidance* pode ter pouco impacto sobre a atividade econômica. O terceiro resultado consiste na eliminação dos efeitos de equilíbrio geral quando o horizonte do *guidance* tende a infinito.

Embora preocupações com informação imperfeita, limitações cognitivas e discrepância entre evidências empíricas e resultados apontados por modelos de agente racional já estivessem presentes no início dos anos 2000⁵, apenas recentemente, fricções comportamentais foram incorporadas ao processo de formação de expectativas de modo a flexibilizar a hipótese de expectativas racionais.

⁵ Mankiw e Reis (2002), por exemplo, apresentam um modelo em que os preços são ajustados em um ambiente de rigidez informacional. A informação se propaga lentamente, de modo que apenas uma fração das firmas reajustam seus preços em função da informação atualizada sobre o estado corrente da economia.

Sims (2003) analisa a dinâmica macroeconômica num contexto de teoria da informação, em que as escolhas dependem de variáveis não-observadas diretamente, mas através de um canal com capacidade finita. Essa capacidade finita faz com que a informação seja observada com ruído cuja variância está associada à entropia do sistema. A hipótese principal é que os agentes têm capacidade limitada de processamento da informação e essa limitação é incorporada como restrição a problemas de otimização dinâmica, caracterizando o que Sims (2003) denomina de “desatenção racional”.

3 Heurística de representatividade

Esta seção tem por objetivo detalhar o significado da heurística de representatividade de Kahneman (2011) e Kahneman e Tversky (1972, 1974). Ênfase é dada nos seus mecanismos de atuação, no seu papel nas escolhas individuais, na sua formalização na macroeconomia e na medida em que difere da miopia ou desconto cognitivo de Gabaix (2016, 2018).

O assunto é apresentado de forma progressiva, começando com uma introdução, no item 3.1, e prosseguindo com os atributos da cognição, que constituem a base sobre a qual a heurística acontece. Os processos cognitivos da intuição e do raciocínio, chamados de Sistemas 1 e 2, respectivamente, são descritos no item 3.2. O entendimento desses processos é fundamental, já que a heurística é um mecanismo próprio do Sistema 1. São descritos, também, a mecânica da heurística e seus tipos nos itens 3.3 e 3.4, respectivamente. Os últimos dois itens, 3.5 e 3.6, tratam especificamente da heurística de representatividade, apresentando as expectativas diagnósticas e um comparativo com a miopia.

3.1 Introdução à heurística

Heurística é um mecanismo subjetivo de inferência, acionado de forma automática, não-percebida, e que atua no sentido de condicionar a maneira pela qual o indivíduo pensa, julga e age. A natureza do condicionamento resulta do acionamento de memórias por um estímulo externo, nos moldes do “pensador local” de Gennaioli e Shleifer (2010) e da dinâmica das memórias associativas de Kahneman (2011). A base do mecanismo é um dinamismo inconsciente, mas revelado nos julgamentos e nas ações.

Independentemente das diferentes roupagens que o estímulo externo tenha, seja como uma notícia, uma propaganda ou um estímulo visual, ele não é percebido como o verdadeiro piloto ou indutor da reação do indivíduo. As distorções que esse processo acarreta em termos de avaliação de probabilidades também não são percebidas como tal. Para ilustrar como a heurística funciona e os vieses dela resultantes, são apresentados, a seguir, dois experimentos.

O primeiro deles é o experimento da roleta, apresentado por Kahneman (2011), no Capítulo 11. A roleta utilizada tem números de 0 a 100, mas para apenas nos números 10 e 65. Cada participante visualiza o resultado da roleta (10 ou 65), anota o número e, em seguida, responde se o percentual de países africanos nas Nações Unidas é maior ou menor do que o número obtido e qual é esse percentual. Como resultado, os percentuais estimados pelos participantes ficam em torno dos números inicialmente visualizados, com médias de 25% e 45% para números da roleta de 10 e 65,

respectivamente. A avaliação da probabilidade é, então, viesada no sentido do número inicialmente visualizado, apesar desse número não ter relação alguma com o percentual em questão.

O experimento “Linda”, tal como descrito em Kahneman (2011), Capítulo 15, ilustra como a heurística gera distorções na avaliação de probabilidades. Esse experimento consiste, primeiro, em apresentar a descrição de uma mulher chamada Linda e, segundo, em pedir aos participantes que atribuam probabilidades a suas possíveis ocupações, considerando uma relação de oito possibilidades. Linda é descrita, basicamente, como uma mulher de 31 anos, graduada em filosofia e que, na época da faculdade, preocupava-se com justiça social. O principal resultado é que os participantes julgam mais provável Linda ser caixa de banco e feminista do que caixa de banco. A distorção desse julgamento probabilístico reside no fato de que o evento “caixa de banco e feminista” é um subconjunto do evento “caixa de banco”. Como o resultado mencionado viola a Regra de Bayes, ele recebeu a denominação de “falácia da conjunção”.

3.2 Intuição e raciocínio

Os trabalhos de Kahneman (2003, 2011) e Kahneman e Tversky (1972, 1974) levam em conta o binômio cognição e decisão. A função cognitiva é tratada como um processo dual composto pela intuição e pelo raciocínio, que são denominados de Sistema 1 e Sistema 2⁶, respectivamente. O funcionamento desses dois sistemas se assemelha a um computador.

A mecânica do Sistema 1 é parecida com um processamento paralelo, que ocorre em *background* e é transparente ao usuário final. O processamento paralelo permite, por exemplo, que o indivíduo dirija e converse ao mesmo tempo. Esse sistema é, então, rápido, automático, funciona sem um esforço voluntário do indivíduo e depende de memórias que são acionadas e associadas ou modificadas em nível inconsciente. É nesse mecanismo de memórias associativas que está a origem da maior parte das emoções e reações individuais. O conteúdo dessas memórias está relacionado à cultura, a conceitos de certo e errado, a estereótipos, a hábitos e, também, a habilidades adquiridas cuja execução se torna automática como, por exemplo, dirigir. Essas memórias, uma vez acionadas, condicionam a resposta do indivíduo na direção do estímulo dado, sem que o indivíduo perceba. O experimento “Linda”, apresentado no subitem anterior, ilustra o mecanismo de estímulo externo e resposta condicionada que resulta da dinâmica do Sistema 1. A descrição de Linda aciona memórias relacionadas a um estereótipo, de modo que o resultado é uma avaliação de probabilidade distorcida, embora pareça correta e lógica aos olhos dos participantes.

⁶ A nomenclatura Sistema 1 e Sistema 2 foi proposta por Stanovich e West (2000).

Outro experimento que vale mencionar acontece na copa de um escritório de uma universidade britânica e ilustra como o Sistema 1 funciona. Na copa, havia café e chá disponível. A contribuição era voluntária e efetuada por meio de depósito numa caixinha, perto da qual se postava uma lista de preços sugeridos. Durante dez semanas, imagens decorativas de flores e olhos são fixadas logo acima da lista de preços. Como resultado, na semana dos olhos, as contribuições são cerca de 3 vezes maiores do que na semana das flores. Ilustra-se, assim, como um estímulo externo tem a capacidade de induzir o comportamento individual, sem que o indivíduo perceba que reagiu ao estímulo ou mesmo perceba o estímulo conscientemente.

O Sistema 2, por outro lado, é serial, acionado por esforço voluntário e controlado pelo indivíduo. Esse sistema é devagar quando comparado ao Sistema 1, é governado por regras e neutro do ponto de vista das emoções. Exemplos da atuação do Sistema 2 incluem, dentre outras atividades, fazer contas ainda não automatizadas, declarar imposto de renda, definir margem de lucro e controlar custos.

O experimento do “gorila invisível” (Chabris e Simons, 2011) ilustra tanto a atuação dos dois sistemas quanto a interação entre eles. Esse experimento consiste em apresentar, aos participantes, um vídeo com dois times, branco e preto, jogando basquete. Os participantes são instruídos a contar os passes do time branco. No meio da filmagem, uma mulher fantasiada de gorila passa na frente da câmara, bate as mãos no peito e permanece no campo de visão dos espectadores por nove segundos. Como resultado, cerca da metade deles não apenas não viram o “gorila” mas relutaram em acreditar que não o tivessem visto. Embora a tarefa de contar seja própria do Sistema 2, a instrução de considerar os passes de um time, desprezando os do outro, atua no Sistema 1 ao limitar ou condicionar a percepção dos indivíduos sem que eles se deem conta disso.

3.3 Fundamentos da heurística

A heurística, tal como apresentada em Kahneman (2011), Kahneman e Tversky (1972, 1974) e Gennaioli e Shleifer (2010), é um mecanismo subjetivo e limitado de inferência de probabilidades, valores de variáveis aleatórias e hipóteses sobre uma situação desconhecida. Esse mecanismo se caracteriza como um julgamento rápido e simplificado cujos limites são determinados pelos conteúdos das memórias associativas nos moldes do pensador local de Gennaioli e Shleifer (2010). A simplificação está associada à ausência de considerações mais complexas relacionadas a coerência, exatidão, lógica ou mesmo evidências mais robustas sinalizadas por distribuições de frequência. A rapidez do julgamento está relacionada ao Sistema 1.

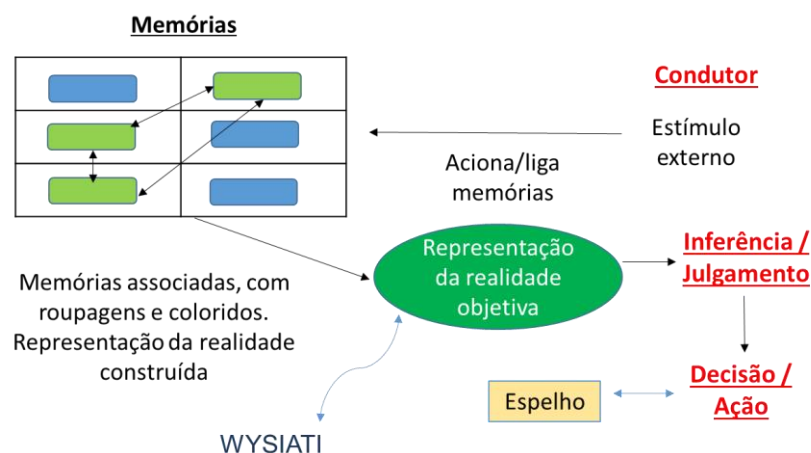
Por sua natureza, a heurística gera vieses sistemáticos. Isso acontece porque os indivíduos reagem, não aos fatos em si, mas a uma percepção limitada ou distorcida dos fatos. Trata-se de uma percepção condicionada por memórias, que são ativadas e associadas e cuja dinâmica ocorre em nível inconsciente. Essas memórias vão compor uma representação da realidade, que é a realidade percebida. A distorção na percepção se reflete nas avaliações feitas, tal como ilustra o experimento “Linda”.

A rapidez de julgamento e o hábito de tirar conclusões apressadas e encontrar lógica onde não existe são aspectos tão importantes associados ao Sistema 1, em geral, e à heurística, em particular, que Kahneman (2011) cunhou o acrônimo WYSIATI, que significa “what you see is all there is”.

A Figura 3.1 apresenta um diagrama de como a heurística se processa. O ponto de partida é um estímulo externo, que acaba sendo o piloto da ação final. Em resposta ao estímulo, memórias são acionadas e associadas, formando uma representação da realidade. Essa representação se sobrepõe aos fatos, de modo a compor a percepção do indivíduo. A roupagem dada ao estímulo tem um efeito de direcionar a atenção do indivíduo para diferentes aspectos da realidade. Os aspectos em destaque são importantes elementos no processo indutor que o estímulo desempenha. O destaque está associado ao papel que a saliência (Kahneman, 2003, p. 1453) exerce na cognição. O processo indutor é também chamado de efeito *priming* (Kahneman, 2011, Capítulo 4).

É da dinâmica das memórias associativas que brotam a avaliação subjetiva da situação e a ação individual. É como se um *script* fosse executado pelo estímulo externo. No contexto aqui analisado, o *script* é o pensamento.

Figura 3.1: Heurística Revelada



3.4 Tipos de heurística

Tversky e Kahneman (1974) apresentam a heurística como um grande guarda-chuva composto pela representatividade, disponibilidade e âncora e ajuste. Todas elas constituem um processo intuitivo de inferência.

No caso da heurística de representatividade, os julgamentos intuitivos são feitos com base em similaridade ou no que parece ser. Por exemplo, no experimento “Linda” apresentado no item 3.1, a probabilidade de Linda ser feminista e caixa de banco é avaliada em função do estereótipo associado à sua descrição e também em função da medida em que a descrição é representativa do estereótipo.

A heurística de disponibilidade se caracteriza pela ocorrência de casos relacionados à situação a ser avaliada. A ocorrência faz com que a memória de casos similares fique mais facilmente acessível. Esse tipo de heurística é especialmente importante para o mercado de seguros. Quando ocorrem sinistros, os cuidados exigidos pelas seguradoras aumentam de forma exagerada. À medida que o tempo passa e a memória do sinistro fica menos ativa, os cuidados voltam a ser reduzidos. Dessa forma, os vieses se traduzem em termos de cuidados mais exagerados ou mais relaxados.

A heurística de âncora e ajuste é ilustrada no experimento da “roleta” apresentado no item 3.1. Quando os participantes, primeiro, visualizam e anotam o resultado da roleta e, em seguida, respondem a questões relacionadas ao número de países africanos nas Nações Unidas, as respostas ficam em torno do número inicialmente visualizado, embora esse número não tenha relação alguma com o questionamento feito. Tem-se, assim, uma ilustração de como o valor inicial é condicionado por um estímulo externo e de como o valor final fica viesado na direção do valor inicial.

3.5 Heurística de representatividade e expectativas diagnósticas

O conceito de expectativas diagnósticas foi proposto por Bordalo, Gennaioli e Shleifer (2018) com o objetivo de formalizar, para um contexto dinâmico de ciclos de crédito, a heurística de representatividade apresentada por Kahneman e Tversky (1972, 1974).

Conforme visto nos itens anteriores desta seção, a heurística de representatividade tem a sua dinâmica associada a conteúdos que brotam na mente como um mecanismo automático do Sistema 1 de Kahneman (2011) e que influenciam avaliações, inferências e escolhas individuais. Gennaioli e Shleifer (2010) formalizam essa ideia a partir da noção de um “pensador local” que faz inferências de natureza intuitiva, sobrepondo às informações recebidas do mundo externo conteúdos mentais que vêm à tona de forma automática, involuntária e não-percebida. O resultado dessa dinâmica são vieses

de julgamento que se refletem nas escolhas. A formulação do “pensador local” serve de base para o modelo de expectativas diagnósticas de Bordalo, Gennaioli e Shleifer (2018).

A base das expectativas diagnósticas é uma distribuição distorcida quando comparada ao paradigma de expectativas racionais. A distorção é modelada utilizando uma razão de verossimilhança e uma variável abstrata denominada de “estado da economia” (Bordalo, Gennaioli e Shleifer, 2018, p. 207).

Considerando o estado da economia no período t , denotado por w_t , como um processo autoregressivo de ordem 1, AR(1), a distribuição diagnóstica é dada pela equação (3.2), onde θ é um parâmetro não-negativo que mede o grau de julgamento heurístico por representatividade e que varia no intervalo $[0, 1]$. Esse parâmetro reflete limites no uso da informação disponível. Quando seu valor é nulo, os limites são inexistentes e a distribuição diagnóstica (h_t^θ) adquire a forma da verdadeira distribuição (h_t), válida sob a hipótese de expectativas racionais. A constante Z é definida de modo a garantir que a integral de h_t^θ em todo o seu domínio seja igual a 1.

$$w_t = bw_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.1)$$

$$\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2), \quad b \in [0, 1]$$

$$h_t^\theta(w_{t+1}) = h(w_{t+1}|w_t = \hat{w}_t) \left[\frac{h(w_{t+1}|w_t = \hat{w}_t)}{h(w_{t+1}|w_t = b\hat{w}_{t-1})} \right]^\theta \frac{1}{Z} \quad (3.2)$$

A razão de verossimilhança, que se encontra elevada a θ na equação (3.2), permite uma avaliação relativa do estado futuro da economia. A avaliação do estado futuro à luz da nova informação disponível no momento corrente ($w_t = \hat{w}_t$) é considerada em relação à situação em que não há informação nova no período corrente ($w_t = b\hat{w}_{t-1}$).

A Figura 3.2 ilustra as expectativas diagnósticas por meio de um exemplo adaptado de Bordalo, Genaioli e Shleifer (2018), p. 206. No exemplo original, é considerada a distribuição da cor de cabelo dos irlandeses. Aqui, as cores de cabelo dos irlandeses são substituídas por cenários econômicos possíveis, denominados de Cenário A, Cenário B e Cenário C. A tabela superior apresenta as distribuições de probabilidade condicionais sem fricção comportamental e, portanto, válidas sob a hipótese de expectativas racionais. Essas são distribuições de referência e equivalem ao que Tversky e Kahneman (1974), p. 1124, denominam de “base rate frequency”. As probabilidades sem fricção são avaliadas sob duas condições. A primeira condição é denotada por G e se refere ao caso em que há informação nova sobre o estado da economia. Com a nova informação, as probabilidades atribuídas aos cenários A, B e C são 10%, 40% e 50%, respectivamente. A segunda condição é denotada por -G e se refere ao caso em que não há informação nova sobre o estado da

economia. Sem a nova informação, as probabilidades atribuídas aos cenários A, B e C são 1%, 14% e 85%, respectivamente.

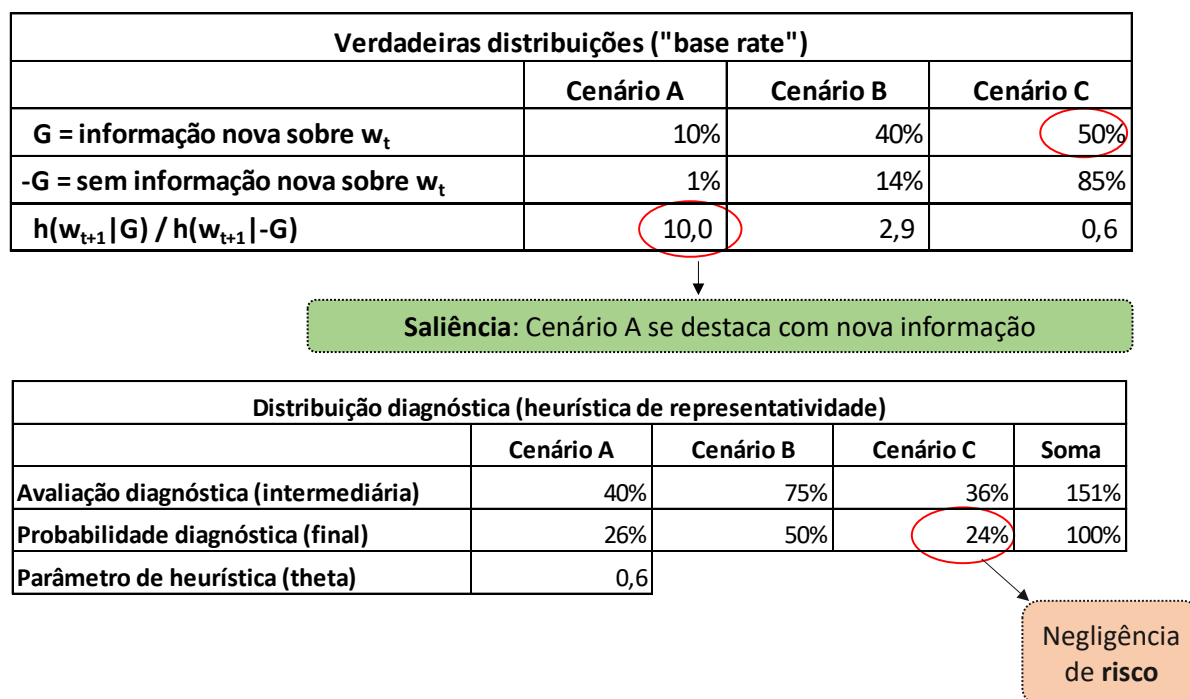
A razão de probabilidade apresentada na última linha da tabela superior mostra o impacto relativo da nova informação nas probabilidades. O impacto mais forte recai sobre a probabilidade do Cenário A, que fica dez vezes maior com a nova informação. Dessa forma, o Cenário A é evidenciado ou destacado. O impacto mais fraco recai sobre a probabilidade do Cenário C, que é reduzida em 41% com a nova informação.

A saliência ou destaque do Cenário A faz com que a atenção do indivíduo seja capturada na sua direção, o que ofusca o Cenário C. A nova informação traz, portanto, consequências sobre a percepção das probabilidades dos cenários no sentido de viesá-las conforme o direcionamento da atenção.

Ainda na Figura 3.2, a probabilidade diagnóstica é apresentada na tabela inferior. Ela representa a probabilidade condicional à nova informação e distorcida pela maneira como o foco da atenção do indivíduo é redirecionado para o Cenário A, que ganha evidência. Conseqüentemente, a probabilidade diagnóstica do Cenário A de 26% é superestimada em relação aos 10% da verdadeira distribuição de probabilidade, válida sob a hipótese de expectativas racionais. Como o Cenário C é ofuscado, a sua probabilidade diagnóstica fica em 24%, o que representa uma subestimação da real probabilidade de 50%, fazendo com que o risco de ocorrência do Cenário C seja, em certa medida, negligenciado.

A probabilidade diagnóstica de 26% atribuída ao Cenário A é calculada multiplicando a probabilidade real de 10% pela razão de probabilidade de 10, sendo essa razão elevada ao parâmetro de heurística de 0,6. O resultado é dividido por 151%, que é o Z da equação (3.2) utilizado para fins de normalização. Os estados cujas probabilidades aumentam mais à luz da informação nova (maiores razões de verossimilhança) têm suas probabilidades superestimadas.

Figura 3.2: Probabilidades diagnósticas e o redirecionamento da atenção
(Exemplo adaptado de Bordalo, Gennaioli e Shleifer, 2018, p. 206)



3.6 Heurística de representatividade *versus* miopia

Embora a heurística de representatividade, aqui formalizada por meio das expectativas diagnósticas, seja uma forma de desatenção, ela difere da miopia, apresentada por Gabaix (2016, 2018), em dois aspectos principais. O primeiro deles diz respeito à relação entre as expectativas formadas em contextos de fricção comportamental e as expectativas racionais. O segundo diz respeito à dinâmica do processo cognitivo subjacente a cada mecanismo. Embora nos dois casos a origem da desatenção seja atribuída ao Sistema 1, no modelo de heurística, a desatenção tem uma natureza revelada, sendo obtida de forma implícita a partir do comportamento dos erros de previsão, tal como detalhado na Seção 6. No modelo de otimização esparsa de Gabaix (2016), o vetor de atenção é obtido diretamente como resultado de um processo de otimização.

A relação entre expectativas diagnósticas e racionais está representada na equação (3.3). Essa equação decorre da Proposição 1 de Bordalo, Gennaioli e Shleifer (2018), p. 209, sendo válida quando o estado da natureza segue um processo AR(1) com choques normalmente distribuídos com média zero e variância σ^2 , conforme equação (3.1). Para obtê-la, basta atribuir à função densidade de probabilidade (fdp) h da equação (3.2) a forma funcional da normal e considerar as esperanças

condicionais à existência de informação nova em t e à inexistência de informação nova em t , dadas por $E_t(w_{t+1})$ e $E_{t-1}(w_{t+1})$, respectivamente.

Ainda com relação à equação (3.3), ela ilustra que a diferença entre expectativas diagnósticas e racionais depende do impacto da nova informação recebida em t . Esse impacto, dado pela expressão $\theta[E_t(w_{t+1}) - E_{t-1}(w_{t+1})]$, resulta do grau de julgamento heurístico e da diferença entre as expectativas quando condicionadas a conjuntos de informação que mudam com notícias. Portanto, a heurística de representatividade impõe uma distorção, para mais ou para menos, na formação das expectativas quando informações novas ficam disponíveis.

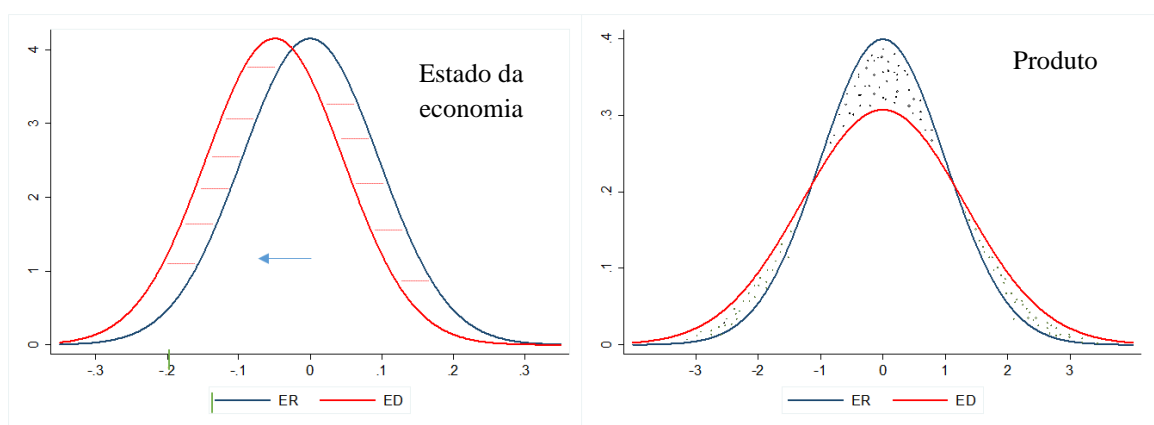
$$E_t^\theta(w_{t+1}) = E_t(w_{t+1}) + \theta[E_t(w_{t+1}) - E_{t-1}(w_{t+1})] \quad (3.3)$$

A nova informação recebida em t , se negativa, provoca um deslocamento da fdp do estado da economia para a esquerda, conforme ilustra o gráfico da esquerda da Figura 3.3. Como resultado, as probabilidades dos eventos abaixo/acima da média são superestimadas/subestimadas, o que acarreta distorção no processo de formação das expectativas.

As expectativas diagnósticas afetam a fdp do produto no sentido de aumento da volatilidade condicional, conforme detalha a Seção 6, item 6.4. O gráfico da direita da Figura 3.3 ilustra esse aspecto. Como resultado, as probabilidades dos eventos das caudas são superestimadas, enquanto as probabilidades dos eventos em torno da média são subestimadas, distorcendo as expectativas.

Figura 3.3: Expectativas diagnósticas (ED) *versus* racionais (ER)

(Gráficos baseados na Figura 3 de Bordalo, Gennaioli e Shleifer, 2018, p. 210)



Alternativamente, as expectativas diagnósticas podem ser expressas pela equação (3.4). Para isso, basta substituir, na equação (3.3), $E_t(w_{t+1})$ e $E_{t-1}(w_{t+1})$ por $b\hat{w}_t$ e $b^2\hat{w}_{t-1}$, respectivamente,

e considerar k períodos à frente. Nota-se que as expectativas diagnósticas convergem para as expectativas racionais à medida que k tende a infinito.

$$E_t^\theta(w_{t+k}) = E_t(w_{t+k}) + b^k \theta \varepsilon_t \quad (3.4)$$

Na miopia, tal como formulada por Gabaix (2016, 2018), a relação entre expectativas sob a hipótese de racionalidade limitada (E_t^{BR}) e expectativas racionais (E_t) é bem diferente. Para o caso de variáveis centradas no zero e trazendo esse raciocínio para o estado da economia, a racionalidade limitada faz com que a expectativa acerca de uma mudança no estado da economia em um momento futuro $t + k$ se reduza com o tempo, conforme ilustra a equação (3.5). O parâmetro de miopia aparece como o fator m , que representa um “desconto cognitivo” aplicado às variáveis. Como resultado, quanto mais distante no futuro estiver uma variável, menos perceptível é o seu valor esperado.

$$E_t^{BR}(w_{t+k}) = m^k E_t(w_{t+k}) \quad (3.5)$$

Gabaix (2016) analisa o problema da racionalidade limitada sob a ótica de uma otimização esparsa. Nesse contexto, o desconto cognitivo é aplicado a cada variável de modo a refletir o grau de atenção dado à variável, podendo ser zero no caso de total negligência ou um no caso de total atenção. O vetor ótimo de atenção é resultado de um suposto processo de otimização que ocorre, primeiro, no âmbito do Sistema 1.

4 Modelo SVAR para um painel de países emergentes

Esta seção tem por objetivo especificar e estimar um modelo SVAR para um painel de países emergentes que possuem algum dinamismo no mercado de capitais. O dinamismo é avaliado em termos dos índices globais de ações Standard & Poor's Global Equity Indices (S&P/IFCI) e Standard & Poor's Frontier Broad Market Index (Frontier BMI)⁷, conforme descrito no item 4.2.

O elemento comportamental está embutido na dinâmica dos preços nominais das *commodities*, conforme detalha o item 4.1. Isso ocorre porque, sendo as *commodities* os ativos financeiros relevantes para o contexto aqui analisado, a literatura comportamental mais fortemente relacionada a este trabalho⁸ evidencia que as expectativas sobre preços de ativos financeiros são, em geral, formadas por representatividade. Como maiores lucros e preços esperados são mais representativos de cenários positivos, notícias ou informações novas percebidas como positivas afetam o processo de revisão das expectativas no sentido de elevação de preços e lucros esperados. A expectativa de maiores lucros no futuro gera um movimento de compra do ativo no presente e de aumento dos seus preços.

O modelo chega a dois resultados principais. O primeiro deles é obtido por meio de uma análise impulso-resposta e consiste numa resposta estatisticamente significativa das variáveis reais a choques de 10% nos preços nominais das *commodities*. O segundo decorre de uma análise de decomposição da variância e evidencia que esses preços respondem por cerca de 68% da variância do produto. Os detalhes estão descritos nas Seções 4.5 e 4.6.

4.1 Elemento comportamental

A consideração dos preços nominais das *commodities* como o elemento comportamental do modelo se baseia nos trabalhos de Tversky e Kahneman (1974), Bordalo, Gennaioli e Shleifer (2018), Bordalo, Gennaioli, La Porta e Shleifer (2018), Cheng e Xiong (2013) e Minsky (1975). Os três primeiros trabalhos ilustram que as expectativas sobre preços de ativos financeiros são, em geral, formadas por um mecanismo de heurística de representatividade. Cheng e Xiong (2013) apontam para a natureza de ativo financeiro que as *commodities* adquiriram nas últimas décadas. Minsky

⁷ Os índices de ações S&P/IFCI e Frontier BMI são utilizados como referência para a alocação internacional de ativos. Os primeiros são compostos por ações líquidas de países emergentes, enquanto o segundo reflete mercados sem liquidez.

⁸ Tversky e Kahneman (1974) apontam a formação de expectativas por representatividade para o mercado acionário e Bordalo, Gennaioli e Shleifer (2018) evidenciam esse mecanismo no mercado de títulos.

(1975) observa que os preços dos ativos financeiros refletem uma dinâmica de expectativas capaz de alterar o nível de emprego.

Um dos exemplos utilizados por Tversky e Kahneman (1974), p. 1126, para ilustrar a heurística de representatividade é o processo de formação de expectativas sobre preços de ações. Segundo eles, essas expectativas são, em geral, formadas pela similaridade entre o movimento futuro esperado de preços e lucros e a percepção, se positiva ou negativa, sobre o conteúdo trazido por notícias ou informações novas. Evidências de um mecanismo de heurística de representatividade no processo de formação das expectativas são identificadas por Bordalo, Gennaioli e Shleifer (2018) e Bordalo, Gennaioli, La Porta e Shleifer (2018) para os mercados de títulos corporativos e de ações, respectivamente.

Cheng e Xiong (2013) discorrem sobre o que eles chamam de “financiarização” do mercado de *commodities*. Trata-se de um processo que se intensificou nas últimas décadas e que envolve elevação dos volumes transacionados, especialmente em instrumentos derivativos e de índices. Como resultado, as *commodities* passam a ser uma classe de ativo financeiro, do mesmo modo que ações e títulos o são.

Minsky (1975) observa que os preços dos ativos financeiros são as variáveis que respondem mais prontamente a mudanças nas expectativas sobre seus valores futuros. A essa observação, ele adiciona uma percepção de Keynes referente à capacidade que as expectativas têm de alterar o nível de emprego.

Portanto, os preços dos ativos financeiros, em geral, e das *commodities*, em particular, funcionam como um espelho que reflete mudanças nas expectativas sobre seus valores futuros. Isso permite que a heurística seja revelada pelas escolhas individuais.

Uma questão que se coloca é se os preços reais das *commodities* são, também, capazes de refletir a dinâmica de expectativas formadas a partir de um mecanismo de representatividade. A resposta a essa questão é não. Os preços reais têm sua capacidade reflexiva comprometida ao serem misturados à inflação. Quando um produtor aumenta seus preços, por exemplo, ele o faz de forma voluntária e consciente seja em decorrência de uma demanda excessiva ou de maiores custos. Todos esses aspectos são, primeiro, calculados ou estimados e, depois, o reajuste dos preços é feito. Isso significa que, do ponto de vista dos processos cognitivos, a ação de reajustar preços está associada ao Sistema 2, da mesma forma que um controle orçamentário ou uma declaração de imposto de renda. Portanto, o comportamento da inflação não captura as diferentes percepções da realidade formadas a cada instante em resposta a novos estímulos externos, a novas informações. Ao misturar a inflação aos preços nominais de ativos financeiros, compromete-se a capacidade que esses preços têm de refletir uma dinâmica que nasce no Sistema 1.

4.2 Variáveis e dados

São utilizados dois conjuntos de variáveis.

O primeiro deles é um painel composto por variáveis endógenas dos países emergentes listados na Tabela A1. A dimensão temporal do painel é dada pelo período de 1992 a 2017, selecionado em função da disponibilidade dos dados. Os dados são extraídos da base World Development Indicators (WDI) (World Bank, 2018, 2019).

A seleção dos países é feita por dois critérios. O primeiro deles consiste em caracterizar emergentes seguindo a metodologia apresentada no Capítulo 1 de Uribe e Schmitt-Grohé (2017)⁹. O segundo consiste em incorporar à amostra países que divulgam informações com alguma qualidade sobre seus respectivos mercados de capitais através de índices globais de ações da Standard & Poor's (S&P).

O segundo critério tem por objetivo identificar países com algum dinamismo no mercado de capitais. O dinamismo é identificado através da qualidade dos dados divulgados para os índices globais S&P/IFCI e S&P/Frontier BMI. Uma boa qualidade dos dados está associada a um histórico que permita a aplicação do filtro HP.

Mais especificamente, as variáveis endógenas são as seguintes:

- (i) PIB a preços constantes e expresso nas respectivas moedas locais (*pib*);
- (ii) consumo a preços constantes e expresso nas respectivas moedas locais (*c*);
- (iii) gastos do governo a preços constantes e expressos nas respectivas moedas locais (*g*);
- (iv) crédito em percentual do PIB (*credy*);
- (v) formação bruta de capital fixo em percentual do PIB (*fbky*);
- (vi) saldo da balança comercial em percentual do PIB (*bcy*);
- (vii) taxas de juros nominais em percentual ao ano (*txjn*);
- (viii) taxa de inflação (deflator do PIB) em percentual ao ano (*infl*).

O segundo conjunto é composto por variáveis globais que afetam as variáveis endógenas, mas não são afetadas por elas. As variáveis globais selecionadas se comportam, portanto, como exógenas e são dadas por:

⁹ Uribe e Schmitt-Grohé (2017), no Capítulo 1, utilizam, como medida de desenvolvimento, a média geométrica do produto *per capita* expresso em termos de paridade do poder de compra (PPP) (y_i^{PPP}), em dólar dos Estados Unidos e a preços constantes. Aqui, considera-se y_i^{PPP} a preços constantes de 2011 e a média é calculada para o período 1990-2017, conforme disponibilidade de dados. Os grupos são assim caracterizados: (i) pobres, no caso de $y_i^{PPP} \leq 3.000$; (ii) emergentes, no caso de $3.000 < y_i^{PPP} \leq 25.000$ e (iii) ricos, no caso de $y_i^{PPP} > 25.000$.

- (i) índice global de preços de todas as *commodities* fornecido pelo FMI (International Monetary Fund, 2018) e obtidos a partir de preços médios denominados em dólares americanos em termos nominais (*cmdt*);
- (ii) PIB global médio calculado como a média aritmética dos PIB, expressos em USD a preços constantes de 2010, de países emergentes e ricos com dados disponíveis na base WDI em todos os anos do período de 1960 a 2016 (*pib_gl*);
- (iii) vértice de um ano da curva de maturidade constante da Treasury fornecido pelo FED (Estados Unidos, 2018) e utilizado como indicador das condições de liquidez e crédito no mercado internacional (*rint*).

Para fins comparativos, é construída uma especificação alternativa na qual *cmdt* e *rint* são consideradas em termos reais. Para isso, essas variáveis, tal como descritas acima, são deflacionadas pelo índice de preços ao consumidor dos Estados Unidos (World Bank, 2019b).

Todas as variáveis acima são componentes de ciclo obtidas por meio do filtro HP¹⁰ com fator de alisamento de 100, seguindo Fernández, Schmitt-Grohé e Uribe (2017). No caso das variáveis expressas em unidades monetárias ou em índice de preços (*pib*, *c*, *g*, *cmdt*, *pib_gl*), são extraídas as tendências do logaritmo natural (ln) da série original. No caso das variáveis expressas em percentual do PIB ou em percentual ao ano, são extraídas as tendências das séries em níveis e não em ln.

Um resumo dos dados e das respectivas fontes é apresentado na Tabela A2 do anexo.

4.3 Especificação do modelo

O modelo de vetor autorregressivo (VAR) estrutural (SVAR) aqui apresentado é especificado com base, principalmente, nos trabalhos de Fernández, Schmitt-Grohé e Uribe (2017) e Shousha (2016).

A variável *rint* é utilizada como indicador das condições internacionais de liquidez e crédito no lugar de uma medida agregada de crédito¹¹.

O VAR não-estrutural é descrito pelas equações (4.1) e (4.2). O vetor coluna x_t tem dimensão 2x1 e coordenadas dadas pelas variáveis exógenas *cmdt* e *rint*. O vetor coluna $y_{i,t}$ tem dimensão 8x1 e é dado por $y'_{i,t} = [pib \ c \ g \ credy \ fbky \ bcy \ txjn \ infl]$. Todas as variáveis são ciclos

¹⁰ O filtro HP é implementado por meio do comando “tsfilter” do Stata.

¹¹ O argumento aqui empregado é que momentos de redução na oferta de crédito e liquidez no mercado internacional são caracterizados por aumento da aversão a risco e, conseqüentemente, da demanda por liquidez que se reflete numa maior demanda por *treasuries*, elevando seus preços e reduzindo suas taxas. A ideia de associar preferência por liquidez a aversão a risco está em linha com Tobin (1958). Essa ideia foi utilizada porque as tentativas de gerar uma medida agregada de crédito no mercado internacional não deram bons resultados.

centrados no zero após a subtração da média amostral. As inovações ε_t^x e $\varepsilon_{i,t}^y$ são ruídos brancos independentes e identicamente distribuídos (*iid*) com média zero e matrizes de variância-covariância Σ_x e Σ_y , respectivamente. O vetor μ_i representa a heterogeneidade não-observada relativa ao país i (efeitos fixos) e, juntamente com $\varepsilon_{i,t}^y$, forma o erro composto. Assume-se, ainda, que as inovações mencionadas são ortogonais e apresentam autocorrelação nula. Formalmente, essas hipóteses se traduzem por: $E(\varepsilon_t^x \varepsilon_t^{y'}) = 0$, $E(\varepsilon_t^x \varepsilon_s^{x'}) = 0$ e $E(\varepsilon_{i,t}^y \varepsilon_{i,s}^{y'}) = 0$, para $t \neq s$.

$$x_t = A_1 x_{t-1} + \varepsilon_t^x \quad (4.1)$$

$$y_{i,t} = B_1 y_{i,t-1} + B_2 x_t + \mu_i + \varepsilon_{i,t}^y, \quad (4.2)$$

A equação (4.2) é especificada como um pVAR de primeira ordem com base nos critérios de seleção desenvolvidos por Andrews e Lu (2001) como versões GMM dos tradicionalmente utilizados critérios de informação de Akaike (AIC), Hannan-Quinn (HQIC) e bayesiano (BIC). A avaliação desses critérios é feita por meio do comando “pvarsoc” desenvolvido por Abrigo e Love (2016, 2018) para o Stata e específico para o contexto GMM. Todos os critérios convergem para a escolha de um pVAR de ordem 1.

A equação (4.1) é especificada como um VAR de primeira ordem com base no critério BIC. Assume-se que *cmdt* e *rint* são não correlacionadas em decorrência das evidências de ortogonalidade entre essas duas variáveis, de modo que a matriz A_1 é diagonal.

A representação autorregressiva conjunta para $(x_t, y_{i,t})$ expressa em função de choques não-estruturais é dada pela equação (4.3), que foi obtida substituindo (4.1) em (4.2) e reagrupando os termos.

$$\begin{pmatrix} x_t \\ y_{i,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} A_1 & \mathbf{0} \\ B_2 A_1 & B_1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{t-1} \\ y_{i,t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} I & \mathbf{0} \\ B_2 & I \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_t^x \\ \varepsilon_{i,t}^y \end{pmatrix} \quad (4.3)$$

Com o objetivo de isolar o efeito de cada um dos choques nas variáveis do modelo, a equação (4.3) é representada em termos de choques estruturais/ortogonais. Isso é feito seguindo o Modelo B apresentado em Lütkepohl (2006). Segundo esse modelo, choques não-estruturais podem ser expressos como uma transformação linear dos choques estruturais $\omega_{i,t} \sim iid(0, I)$.

Utilizando as hipóteses apresentadas acima para identificar a matriz que representa a referida transformação linear, a equação (4.3) pode ser reescrita em função de choques estruturais da seguinte forma:

$$\begin{pmatrix} x_t \\ y_{i,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} A_1 & \mathbf{0} \\ B_2 A_1 & B_1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{t-1} \\ y_{i,t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \Gamma_x & \mathbf{0} \\ B_2 \Gamma_x & \Gamma_y \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \omega_t^x \\ \omega_{i,t}^y \end{pmatrix}. \quad (4.4)$$

A matriz Γ_x tem dimensão 2×2 e é dada pela decomposição de Cholesky da matriz Σ_x . Como *cmdt* e *rint* não são correlacionadas, Γ_x assume a forma de matriz diagonal com os desvio-padrões de cada uma das variáveis que compõem o vetor x na diagonal principal. De forma análoga, a matriz Γ_y é a decomposição de Cholesky da matriz Σ_y .

De forma mais compacta, o sistema (4.4) pode ser representado por:

$$z_{i,t} = Cz_{i,t-1} + Ww_{i,t}, \quad (4.5)$$

$$\text{onde } z_{i,t} = \begin{pmatrix} x_t \\ y_{i,t} \end{pmatrix}, C = \begin{pmatrix} A_1 & \mathbf{0} \\ B_2A_1 & B_1 \end{pmatrix}, W = \begin{pmatrix} \Gamma_x & \mathbf{0} \\ B_2\Gamma_x & \Gamma_y \end{pmatrix} \text{ e } w_{i,t} = \begin{pmatrix} \omega_t^x \\ \omega_{i,t}^y \end{pmatrix}.$$

4.4 Estimação

O sistema representado pela equação (4.1) foi estimado por mínimos quadrados ordinários (MQO), com cada equação estimada individualmente em razão da hipótese de que A_1 é uma matriz diagonal.

O pVAR não-estrutural representado pela equação (4.2) foi estimado por GMM com o auxílio de rotinas desenvolvidas por Abrigo e Love (2016) para o Stata. Os países e os períodos foram agrupados numa estrutura de painel, de modo a levar em conta a interdependência entre eles.

A abordagem GMM foi escolhida em decorrência do *viés de painel dinâmico* (Roodman, p. 101), que surge porque as variáveis endógenas defasadas são correlacionadas com a heterogeneidade não-observada (μ_i) presente no erro composto ($\mu_i + \varepsilon_{i,t}^y$). Esse viés torna MQO inconsistente.

Estimadores consistentes são obtidos aqui aplicando GMM e variáveis instrumentais à transformação de Helmert (*forward orthogonal deviation*)¹² da equação (4.2), nos moldes de Arellano e Bover (1995). A transformação tem por objetivo eliminar a heterogeneidade não-observada e preservar um maior número de observações. Depois de efetuada a transformação, escolhem-se, como instrumentos, defasagens das variáveis endógenas em níveis não correlacionadas com as transformações dos termos de erro.

¹² A transformação de Helmert ou desvio ortogonal para frente (*forward orthogonal deviation*) foi proposta por Arellano e Bover (1995) como uma alternativa às primeiras diferenças. Ela consiste em subtrair a média das observações futuras e tem a vantagem de reduzir a perda de observações no processo de estimação.

Outros métodos empregados na literatura¹³ para estimar modelos pVAR são MQO e *least squares dummy variable* (LSDV). Embora esses dois métodos sejam inconsistentes no contexto aqui analisado, o segundo tem a vantagem de apresentar boas propriedades de pequenas amostras.

Foi verificada também a condição de estabilidade do modelo. O módulo de cada um dos autovalores da matriz composta pelos coeficientes estimados é menor do que 1. Por esse motivo, a condição de estabilidade é satisfeita. Pode-se, então, inverter o VAR, representá-lo como um processo de média móvel (MA) e decompor a variância dos erros.

Usando os resultados da estimação dos sistemas formados pelas equações (4.1) e (4.2), são obtidos os parâmetros do SVAR descrito pela equação (4.4). Para isso, as matrizes dos coeficientes estimados no modelo não-estrutural são combinadas de modo a compor as matrizes dos coeficientes do modelo estrutural, utilizando o Stata.

4.5 Funções impulso-resposta

São obtidos dois conjuntos de funções impulso-resposta (FIR), representando o impacto de um choque positivo de 10% nos preços das *commodities*. A Figura 4.1 mostra as FIR e seus respectivos intervalos de confiança para a especificação base do setor externo, que considera preços nominais das *commodities* e taxas de juros internacionais também expressas em termos nominais. A Figura 4.2 compara as FIR para diferentes especificações do setor externo.

As FIR são geradas considerando dez períodos à frente e seguindo Lütkepohl (2007), p. 52. Os intervalos de confiança são obtidos por *bootstrap* dos resíduos com 10.000 repetições, seguindo Lutkepohl (2000) e Cameron e Trivedi (2009), p. 439. Os resíduos são sorteados com reposição, as séries são recalculadas e novas estimativas são obtidas. Os limites dos intervalos são os percentis 2,5% e 97,5%, refletindo um nível de confiança de 95% bicaudal. A implementação é feita por meio de codificação no Stata.

Conforme ilustra a Figura 4.1, um choque positivo de 10% nos preços nominais das *commodities* tem efeitos significativos sobre o PIB, consumo das famílias, gastos do governo, crédito em percentual do PIB, formação bruta de capital em percentual do PIB e saldo da balança comercial também em percentual do PIB. O maior efeito é sobre o PIB e atinge um máximo de cerca de 0,6% no segundo período. O efeito sobre o saldo da balança comercial é de queda, evidenciando uma natureza contracíclica.

¹³ Fernández, Schmitt-Grohé e Uribe (2017) estimam um SVAR para cada país separadamente usando MQO. Shousha (2016) incorpora a estrutura de painel ao VAR e estima o modelo por LSDV.

Examinando a Figura 4.2, que apresenta diferentes especificações para o setor externo, nota-se que as especificações 1 e 2 geram resultados similares. Em ambas, os preços das commodities e as taxas juros internacionais são expressos em termos nominais. Na especificação 2, adiciona-se uma dimensão a mais ao setor externo dada pelo PIB real de países ricos.

Ainda na Figura 4.2, a Especificação 1 considera preços das *commodities* e taxas de juros internacionais expressos em termos reais. O objetivo aqui é ter um parâmetro comparativo com o que é usualmente apresentado na literatura. Quando comparado ao mesmo nível de choque aplicado aos preços nominais, o efeito de um choque de 10% nos preços reais das *commodities* é mais acentuado para quase todas as variáveis, exceto para o consumo em percentual do PIB e para o valor absoluto do saldo da balança comercial também em percentual do PIB. Essas duas últimas variáveis respondem mais fortemente a choques nos preços nominais do que nos preços reais.

Figura 4.1: Choque de 10% nos preços nominais das *commodities*
 Funções impulso- resposta e respectivos intervalos de confiança por *bootstrap* dos resíduos.
 Nível de confiança (NC) de 95%.

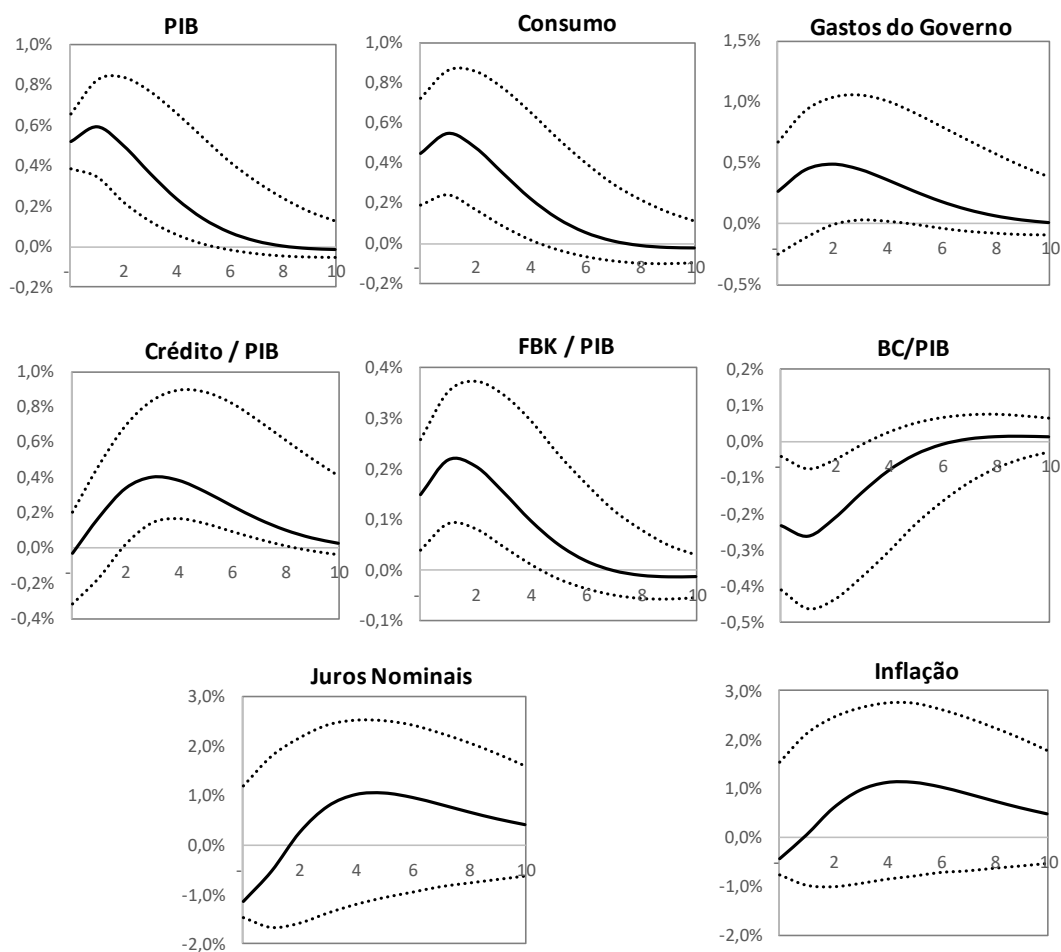
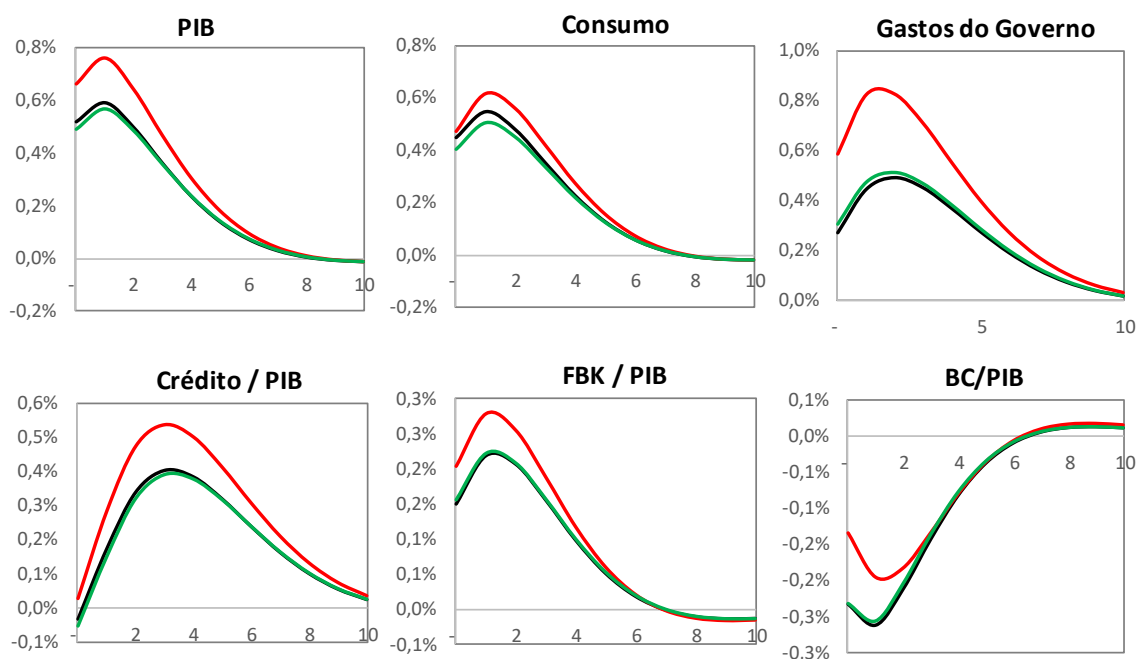


Figura 4.2: Choque de 10% nos preços das *commodities*
 Funções impulso-resposta para diferentes especificações do setor externo



Diferentes especificações para o setor externo

- Choque de 10% em *cmdt* nominais. Especificação 1: *cmdt* e *rint* nominais.
- Choque de 10% em *cmdt* nominais. Especificação 2: *cmdt* e *rint* nominais e pib real de países ricos.
- Choque de 10% em *cmdt* reais. Especificação 3: *cmdt* e *rint* reais.

4.6 Análise de decomposição da variância

Em função dos parâmetros estimados para o SVAR da equação (4.5) e dada a estabilidade do sistema, são calculados, de forma recursiva, os coeficientes da representação MA com choques estruturais, seguindo Lütkepohl (2007) e usando o Stata. Em seguida, esses coeficientes são utilizados para calcular a matriz de erros quadráticos médios das projeções (MSE) dez períodos à frente. A parcela da variância atribuída a choques é, então, obtida como a razão entre a parcela correspondente do MSE e o MSE total.

Os resultados da estimação das parcelas da variância do produto explicadas pelo setor externo estão detalhados na Tabela 4.1. A parcela explicada por choques nominais nos preços das *commodities* ficou em 68,8% para o modelo básico, Especificação 1, que considera como variáveis

do setor externo tanto os preços nominais das *commodities* quanto as taxas de juros internacionais, também expressas em termos nominais. Quando o PIB médio dos países ricos, expresso em USD de 2010, é inserido ao modelo como uma variável adicional na descrição do setor externo, Especificação 2, a parcela da variância do produto atribuída a choques nos preços das *commodities* passa a 60%.

Os valores mencionados no parágrafo anterior estão coerentes com os resultados obtidos por Fernández, Schmitt-Grohé e Uribe (2017) para diferentes períodos. Esses autores estimam que a parcela da variância do PIB explicada por choques nos preços (reais) das *commodities* corresponde a 79% no período pós-2000 e a 35% no período de 1960 a 2014 para todos os países da base WDI. Para os países emergentes aqui considerados, os valores chegam a ser mais de 25% maiores.

Para ter uma base de comparação com os procedimentos usualmente adotados na literatura relacionada, considera-se uma especificação alternativa com preços reais das *commodities* e taxas de juros internacionais, também em termos reais. Os resultados são apresentados também na Tabela 4.1.

Observando a Especificação 3, ainda na Tabela 4.1, percebe-se que a parcela da variância do produto explicada por choques nos preços reais das *commodities* está em 84,6%. Percebe-se também que as taxas de juros internacionais, quando expressas em termos reais, perdem relevância na explicação da variância do produto, fazendo com que a volatilidade proveniente do setor externo seja absorvida pelos preços das *commodities*. Vale notar que as parcelas da variância do produto atribuídas ao setor externo como um todo (*commodities* e taxas de juros) permanecem estáveis e acima de 80% nas três especificações.

Em síntese, o detalhamento da Tabela 4.1 sugere que a diferença entre a Especificação 3 e as duas outras decorre, principalmente, da perda de poder explicativo das taxas de juros internacionais quando avaliadas em termos reais.

Tabela 4.1: Parcelas da variância do produto ligadas ao setor externo

Especificação do setor externo	Choques		
	<i>cmdt</i>	<i>rint</i> (*)	setor externo (<i>cmdt</i> + <i>rint</i>)
(1) <i>cmdt</i> e <i>rint</i> nominais	68,8%	18,3%	87,1%
(2) <i>cmdt</i> e <i>rint</i> nominais e pib real de países ricos (**)	60,1%	27,7%	87,7%
(3) <i>cmdt</i> e <i>rint</i> reais	84,6%	4,7%	89,3%

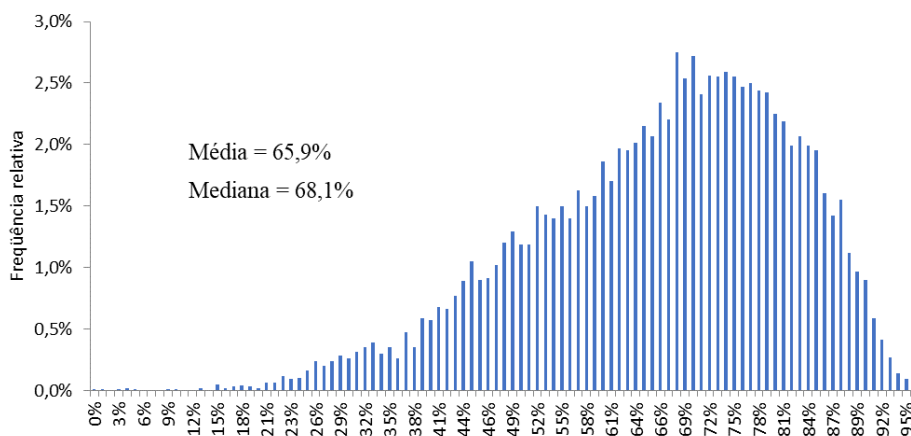
(*) O choque em *rint* se aplica às especificações (1) e (3). Na especificação (2), o choque se refere ao fator externo, composto por *rint* e pib real dos ricos.

(**) As variáveis *rint* e *pib_ricos* são reduzidas a um fator externo por meio da análise de componentes principais.

A Figura 4.3 apresenta a distribuição empírica da parcela da variância do PIB explicada pelos preços nominais das *commodities*. Cada ponto dessa distribuição é o resultado de cada uma das

10.000 repetições do *bootstrap* dos resíduos. A mediana de 68,1% é bem próxima do valor de 68,8% obtido para a especificação básica do modelo e apresentada na Tabela 4.1.

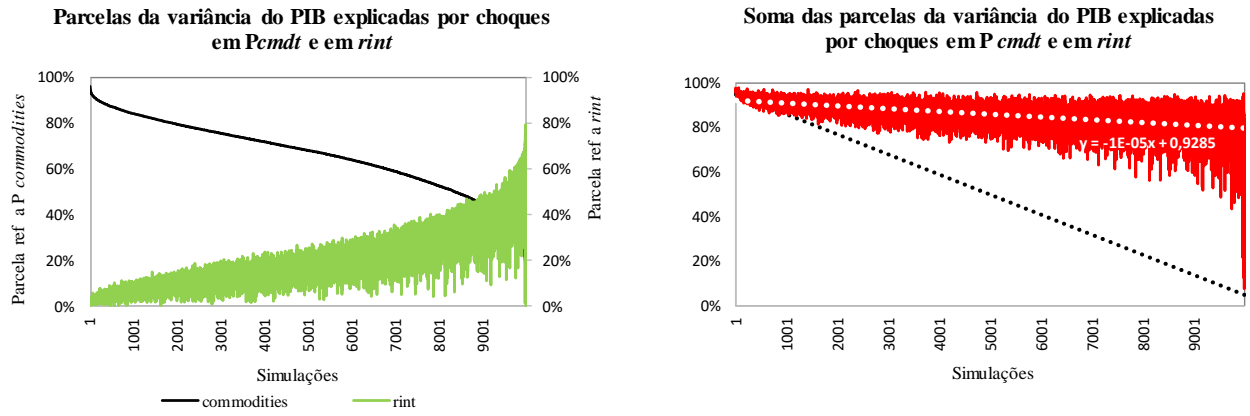
Figura 4.3: Distribuição da parcela da variância do PIB explicada por choques nos preços nominais das *commodities* nas 10.000 repetições do *bootstrap*



Os resultados mostrados na Figura 4.4 corroboram a importância do setor externo como a principal fonte de volatilidade para economias emergentes que apresentam algum dinamismo no mercado de capitais. Os dois gráficos mostram as parcelas da variância do PIB atribuída a choques nos preços das *commodities* e nas taxas internacionais de juros em cada uma das 10.000 repetições do *bootstrap*. No gráfico da esquerda, a parcela associada a *cmt* é colocada em ordem decrescente. No gráfico da direita, as duas parcelas são somadas.

As principais conclusões desta seção são, portanto, um efeito estatisticamente significativo de choques nos preços nominais das *commodities* sobre o lado real da economia e a evidência de que esses preços representam a principal fonte de volatilidade das economias emergentes com algum dinamismo no mercado de capitais. Como os preços nominais das *commodities* atuam como um espelho que reflete expectativas sobre o futuro, conforme detalha a Seção 4.1, o resultado aponta para a necessidade de investigar a natureza do processo de formação das expectativas e suas possíveis fricções comportamentais.

Figura 4.4: Parcelas da variância do PIB explicadas por choques nos preços de *commodities* e nas taxas de juros internacionais em cada simulação do *bootstrap*



5 Modelo DSGE com fricção comportamental

Esta seção tem por objetivo formular e analisar um modelo DSGE com fricção comportamental para uma pequena economia aberta e exportadora de *commodities*. A estrutura básica do modelo e a fricção comportamental são especificadas com base no arcabouço proposto por Bordalo, Gennaioli e Shleifer (2018) para uma economia fechada.

São considerados três setores produtivos: *commodities*, bens finais comercializáveis e bens finais não-comercializáveis. Esse último setor é modelado considerando o contínuo de firmas de Bordalo, Gennaioli e Shleifer (2018), enquanto os dois primeiros setores são modelados seguindo Shousha (2016) e Uribe e Schmitt-Grohé (2017), Capítulo 8.

A formação das expectativas adquire a natureza da heurística de representatividade de Kahneman e Tversky (1972), cuja formalização é feita por meio das “expectativas diagnósticas” de Bordalo, Gennaioli e Shleifer (2018). Assim, permite-se que os agentes atribuam pesos excessivos aos estados futuros da economia mais representativos das condições correntes. O peso é considerado excessivo em relação ao paradigma de expectativas racionais, que passa a ser um caso particular da formulação apresentada.

A principal conclusão é que, com a fricção comportamental, o impacto de choques positivos nos preços das *commodities* é amplificado no curto prazo em relação ao paradigma de expectativas racionais, mas converge para o resultado de expectativas racionais no longo-prazo.

5.1 Firmas produtoras de bens não-comercializáveis

O setor de bens não-comercializáveis é composto por um contínuo de firmas. Cada firma possui um nível de risco ρ , utiliza capital como insumo (k^N) e dispõe de uma tecnologia Cobb-Douglas. O produto gerado vai depender da relação entre o estado da economia (w_t) e o risco da firma, conforme descrito pela equação abaixo, onde $0 < \alpha^N < 1$.

$$y^N(\rho) = \begin{cases} (k^N(\rho))^{\alpha^N} & \text{se } w_t \geq \rho \\ 0 & \text{se } w_t < \rho \end{cases}$$

O grau de risco é distribuído entre as firmas com função densidade de probabilidade $f(\rho)$. A taxa de depreciação é igual a 1, de modo que o capital é totalmente depreciado depois do uso. Além disso, sendo o capital uma variável pré-determinada, as firmas escolhem $k_{t+1}^N(\rho)$ de modo a maximizar o lucro esperado em $(t + 1)$, que é dado pelo valor esperado de:

$$\pi_{t+1}^N(\rho) = p_{t+1}^N y_{t+1}^N(\rho) - u_{t+1}^N k_{t+1}^N(\rho).$$

Portanto, o capital escolhido é tal que:

$$k_{t+1}^N(\rho) = \left[\frac{\alpha^N p_{t+1}^N}{u_{t+1}^N} \right]^{\frac{1}{1-\alpha^N}}. \quad (5.1)$$

Nas equações acima, p_{t+1}^N e u_{t+1}^N denotam o preço dos bens não-comercializáveis e o custo unitário do capital utilizado pelo setor, respectivamente.

5.2 Firms produtoras de *commodities* e de bens finais comercializáveis

As *commodities* são bens intermediários utilizados na produção dos bens finais comercializáveis. Elas são produzidas utilizando capital como insumo e uma tecnologia Cobb-Douglas, conforme ilustra a equação (5.2). O lucro esperado para $(t + 1)$ (π_{t+1}^C) é maximizado, de modo que o capital ótimo é dado pela equação (5.3).

$$y_t^C = (k_t^C)^{\alpha^C} \quad (5.2)$$

$$\pi_{t+1}^C = p_{t+1}^C y_{t+1}^C - u_{t+1}^C k_{t+1}^C$$

$$k_{t+1}^C = \left[\frac{\alpha^C p_{t+1}^C}{u_{t+1}^C} \right]^{\frac{1}{1-\alpha^C}} \quad (5.3)$$

Os bens finais comercializáveis são produzidos de acordo com a função de produção (5.4). A maximização de lucro gera a razão ótima entre as quantidades de capital e de *commodities* utilizadas e denotadas por k_t^T e z_t^C , conforme equação (5.5). Substituindo (5.5), na equação que define o lucro, obtém-se o capital ótimo descrito pela equação (5.6), onde $\bar{\omega}$ é um custo fixo associado à perpetuidade paga às famílias.

$$y_t^T = (k_t^T)^{\alpha^T} (z_t^C)^{1-\alpha^T} \quad (5.4)$$

$$\pi_{t+1}^T = y_{t+1}^T - u_{t+1}^T k_{t+1}^T - p_{t+1}^C z_{t+1}^C$$

$$z_{t+1}^C = \left[\frac{1-\alpha^T}{p_{t+1}^C} \right]^{\frac{1}{\alpha^T}} k_{t+1}^T \quad (5.5)$$

$$k_{t+1}^T = \bar{\omega} / \left\{ \alpha^T (1 - \alpha^T)^{\frac{1-\alpha^T}{\alpha^T}} p_{t+1}^C \frac{\alpha^{T-1}}{\alpha^T} - u_{t+1}^T \right\} \quad (5.6)$$

5.3 Famílias

A família representativa é neutra ao risco e extrai utilidade de uma cesta de consumo (c) composta por bens não-comercializáveis (c^N) e por bens finais comercializáveis (c^T). A sua renda é proveniente de uma dotação inicial alocada no setor T na forma de uma perpetuidade e que gera uma renda constante em cada t (\bar{w}), da remuneração do capital (u^i , $i \in \{N, T, C\}$) e dos lucros das firmas (π^i , $i \in \{N, T, C\}$). A renda recebida é alocada em consumo e investimento. O investimento em cada setor corresponde ao capital do período seguinte, já que se assume uma taxa de depreciação igual a 1. Além disso, o bem comercializável é o numerário ($p^T = 1$).

Formalmente, o problema das famílias consiste em escolher $\{c_t^T, c_t^N, k_{t+1}^C, k_{t+1}^T, k_{t+1}^N(\rho)\}$, de modo a obter a maximização intertemporal da utilidade (equação (5.7)) sujeita à restrição orçamentária dada pela equação (4.11).

$$\begin{aligned}
 u(c_t) &= c_t & (5.7) \\
 c_t &= \chi c_t^T + (1 - \chi)c_t^N \\
 \chi &\in [0, 1] \\
 c_t^T + p_t^N c_t^N + k_{t+1}^C + k_{t+1}^T + \int_{-\infty}^{+\infty} k_{t+1}^N(\rho) f(\rho) d\rho &= \bar{w} + u_t^C k_t^C + \pi_t^C \\
 &+ u_t^T k_t^T + \pi_t^T + \int_{-\infty}^{+\infty} I(\rho, w_t) [u_t^N(\rho) k_t^N(\rho) + \pi_t^N(\rho)] f(\rho) d\rho & (5.8)
 \end{aligned}$$

As condições de primeira ordem (CPO) do problema apresentado acima estão resumidas nas equações (5.9) a (5.11), que valem para todo t . O parâmetro β representa a taxa de desconto intertemporal.

$$p_t^N = \frac{1-\chi}{\chi} \quad (5.9)$$

$$u_t^T = u_t^C = u = \frac{1}{\beta} \quad (5.10)$$

$$u_{t+1}^N(\rho) \mu(\rho, E_t^\theta(w_{t+1})) = u \quad (5.11)$$

$$\mu(\rho, E_t^\theta(w_{t+1})) = \int_\rho^{+\infty} h_t^\theta(x) dx \quad (5.12)$$

$$h_t^\theta(w_{t+1}) \sim N(E_t^\theta(w_{t+1}), \sigma^2) \quad (5.13)$$

Além das condições acima, vale também a condição de transversalidade dada pela equação (5.14).

$$\lim_{t \rightarrow \infty} e^{-\beta t} k_t u'(c) = 0 \quad (5.14)$$

$$k_t \equiv k_t^C + k_t^T + \int_{-\infty}^{+\infty} k_t^N(\rho) f(\rho) d\rho$$

Segundo a Proposição 1 de Bordalo, Gennaioli e Shleifer (2018), p. 209, a distribuição diagnóstica (h_t^θ) segue uma normal com média $E_t^\theta(w_{t+1})$ e variância σ^2 . Quanto à função $\mu(\rho, E_t^\theta(w_{t+1}))$, ela representa a probabilidade de adimplemento das firmas do setor de não-comercializáveis com nível de risco ρ . Portanto, a probabilidade de *default* é dada por $1 - \mu(\rho, E_t^\theta(w_{t+1}))$.

5.4 Choque exógeno

Os preços das *commodities* seguem um AR(1), conforme descrito pela equação (5.15). Choques nos preços das *commodities* afetam o estado da economia e as expectativas diagnósticas, tal como retratado pelas equações (5.16) e (5.17). A equação (5.17) resulta da Proposição 1 de Bordalo, Gennaioli e Shleifer (2018), p. 209.

$$\ln(p_t^c) = b^c \ln(p_{t-1}^c) + \varepsilon_t^c \quad (5.15)$$

$$w_t = bw_{t-1} + \gamma^c \varepsilon_t^c \quad (5.16)$$

$$E_t^\theta(w_{t+1}) = bw_t + b\theta\gamma^c \varepsilon_t^c \quad (5.17)$$

Aqui, as expectativas diagnósticas também são aplicadas sobre os preços das *commodities*, conforme descrito na equação que se segue.

$$E_t^\theta(\ln(p_{t+1}^c)) = b^c \ln(p_t^c) + b^c \theta \varepsilon_t^c \quad (5.17a)$$

Como resultado de algumas manipulações, é possível perceber que a dinâmica das expectativas diagnósticas segue um ARMA(1,1). A esse respeito, maiores detalhes estão apresentados na Seção 6, item 6.1.

5.5 Equilíbrio de mercado

As condições de equilíbrio de mercado estão resumidas nas equações abaixo. A primeira delas expressa o equilíbrio no mercado de bens não-comercializáveis, a terceira expressa o equilíbrio no mercado de bens comercializáveis, a quarta expressa o equilíbrio no mercado de *commodities* e a última reflete o equilíbrio da balança comercial (tb_t^j , para $j \in \{C, T\}$).

$$y_t^N = c_t^N \quad (5.18)$$

$$i_t = k_{t+1}^T + k_{t+1}^C + k_{t+1}^N \quad (5.19)$$

$$tb_t^T = y_t^T - c_t^T - i_t \quad (5.20)$$

$$tb_t^C = p_t^C y_t^C - p_t^C z_t^C \quad (5.21)$$

$$tb_t = tb_t^T + tb_t^C \quad (5.22)$$

$$tb_t = 0 \Rightarrow tb_t^T = -tb_t^C \quad (5.23)$$

As variáveis y_t^N e k_{t+1}^N representam agregações de $y_t^N(\rho)$ e $k_{t+1}^N(\rho)$, respectivamente, para o contínuo de firmas do setor de não-comercializáveis. O ponto de partida para a agregação de $k_{t+1}^N(\rho)$ são as duas equações que se seguem. A primeira delas foi obtida a partir das CPO das famílias e das firmas consideradas conjuntamente. A segunda é a função auxiliar G cuja expansão com respeito a $(\rho, E_t^\theta(w_{t+1}))$ e em torno do ponto $(0,0)$ é utilizada para calcular os parâmetros D , E e F , que aparecem na equação final que descreve k_{t+1}^N .

Para facilitar a expansão de primeira ordem por Séries de Taylor, a função G é expressa em termos da função de distribuição acumulada, Φ , associada à normal padronizada. De maneira análoga, é obtida a variável agregada y_{t+1}^N . Nesse último caso, a função auxiliar é G^y .

$$k_{t+1}^N(\rho) = (\alpha^N \beta p_{t+1}^N)^{\frac{1}{1-\alpha^N}} \left(\mu(\rho, E_t^\theta(w_{t+1})) \right)^{\frac{1}{1-\alpha^N}} \quad (5.24)$$

$$G(\rho, E_t^\theta(w_{t+1})) \equiv \left(\mu(\rho, E_t^\theta(w_{t+1})) \right)^{\frac{1}{1-\alpha^N}} = \left(\int_{\rho}^{+\infty} \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-E_{t+1}^\theta(w_{t+1}))^2}{2\sigma^2}} dx \right)^{\frac{1}{1-\alpha^N}}$$

$$\Rightarrow G(\rho, E_t^\theta(w_{t+1})) = \left[1 - \Phi\left(\frac{\rho - E_{t+1}^\theta(w_{t+1})}{\sigma}\right) \right]^{\frac{1}{1-\alpha^N}}$$

$$k_{t+1}^N = (\alpha^N \beta p_{t+1}^N)^{\frac{1}{1-\alpha^N}} \left(D + E \cdot \bar{\mu}(\rho) + F \cdot E_t^\theta(w_{t+1}) \right), \text{ onde} \quad (5.25)$$

$$D \equiv G(0,0), \quad E \equiv \frac{\partial G(0,0)}{\partial \rho} \quad \text{e} \quad F \equiv \frac{\partial G(0,0)}{\partial E_t^\theta(w_{t+1})}.$$

$$y_{t+1}^N = (\alpha^N \beta p_{t+1}^N)^{\frac{\alpha^N}{1-\alpha^N}} \left(D^y + E^y \cdot \bar{\mu}(\rho) + F^y \cdot E_t^\theta(w_{t+1}) \right), \text{ onde} \quad (5.26)$$

$$D^y = G^y(0,0), \quad E^y = \frac{\partial G^y(0,0)}{\partial \rho}, \quad F^y = \frac{\partial G^y(0,0)}{\partial E_t^\theta(w_{t+1})} \quad \text{e}$$

$$G^y(\rho, E_t^\theta(w_{t+1})) \equiv \left[G(\rho, E_t^\theta(w_{t+1})) \right]^{\alpha^N}.$$

O parâmetro $\bar{\mu}(\rho)$ representa a média de ρ .

5.6 Calibração e estimação

O equilíbrio competitivo do modelo é caracterizado pelos processos $\{k_{t+1}^N, k_{t+1}^C, k_{t+1}^T, y_t^N, y_t^C, y_t^T, z_t^C, c_t^T, c_t^N, p_t^N, u, p_t^C, w_t, E_t^\theta(w_{t+1}), E_t^\theta(\ln(p_{t+1}^C)), i_t, tb_t^T, tb_t^C\}$ que satisfazem as equações (5.1)-(5.26), as condições iniciais dadas pelo *steady state* apresentado no arquivo ‘.mod’ do Anexo B e o choque descrito na equação (5.15). Os valores dos parâmetros estão apresentados na Tabela 5.1. Esses valores foram calibrados ou estimados, conforme descrito na quarta coluna da referida tabela.

O parâmetro b de persistência do estado da economia (equação 5.16) é estimado na Seção 6, item 6.1. Em função dele, são calculados o parâmetro de heurística de representatividade e os parâmetros γ^C e γ^R , todos na Seção 6. Os valores obtidos para cada um deles são apresentados na Tabela 5.1.

Os valores de *steady state* e as trajetórias de cada variável em resposta a choques são, primeiro, obtidos analiticamente. Em seguida, o modelo é transportado para o Dynare e expresso em termos de um arquivo “.mod”, que pode ser encontrado no Anexo B. Esse procedimento é adotado para garantir tanto a solução do modelo quanto a sua convergência.

Tabela 5.1: Valores dos parâmetros

Parâmetros	Valor	Descrição	Origem
p^C	0,260	Nível de <i>steady state</i> dos preços das <i>commodities</i>	Objetivo de tbC/y igual a 10% (*)
χ	0,600	Peso dos bens comercializáveis na cesta de consumo das famílias	Objetivo de tbC/y igual a 10% (**)
β	0,980	Fator de desconto intertemporal das famílias	Fonte externa: Shousha (2016)
α^C	0,350	Participação do capital no produto do setor de <i>commodities</i>	Fonte externa: Shousha (2016)
α^T	0,350	Participação do capital no produto do setor de bens comercializáveis	Fonte externa: Shousha (2016)
α^N	0,250	Participação do capital no produto do setor de bens não-comercializáveis	Fonte externa: Shousha (2016)
D	0,397	Coefficiente linear do impacto do risco sobre o capital relativo do setor N	Calculado - Modelo DSGE (Seção 5)
E	4,390	Sensibilidade do capital relativo do setor N a mudanças no risco médio	Calculado - Modelo DSGE (Seção 5)
F	4,390	Sensibilidade do capital relativo do setor N às expec. diagnósticas sobre w	Calculado - Modelo DSGE (Seção 5)
b^C	0,557	Coefficiente do AR(1) para preços de <i>commodities</i>	Estimado - VAR Painel (Seção 4)
b	0,400	Coefficiente do AR(1) para o estado da economia	Estimado - Seção 6, item 6.1
γ^C	0,534	Parâmetro de transmissão de choques nos preços das <i>commodities</i> para o estado da economia	Calculado em função da parcela da variância do PIB atribuída aos preços das <i>commodities</i>
γ^R	0,280	Parâmetro associado a um choque complementar aplicado ao estado da economia que se assemelha, em termos de impacto, a um choque nas condições de liquidez internacional	Calculado em função da parcela da variância do PIB atribuída às taxas de juros internacionais
θ	0,593	Grau de avaliação por heurística de representatividade (desatenção)	Calculado - Seção 6
D^Y	0,794	Coefficiente linear do impacto do risco sobre o produto relativo do setor N	Calculado - Modelo DSGE (Seção 5)
E^Y	2,197	Sensibilidade do produto relativo do setor N a mudanças no risco médio	Calculado - Modelo DSGE (Seção 5)
F^Y	2,197	Sensibilidade do produto relativo do setor N às expec. diagnósticas sobre w	Calculado - Modelo DSGE (Seção 5)

(*) Um saldo da balança comercial para *commodities* de 10% do PIB é sugerido por Shousha (2016), p. 31.

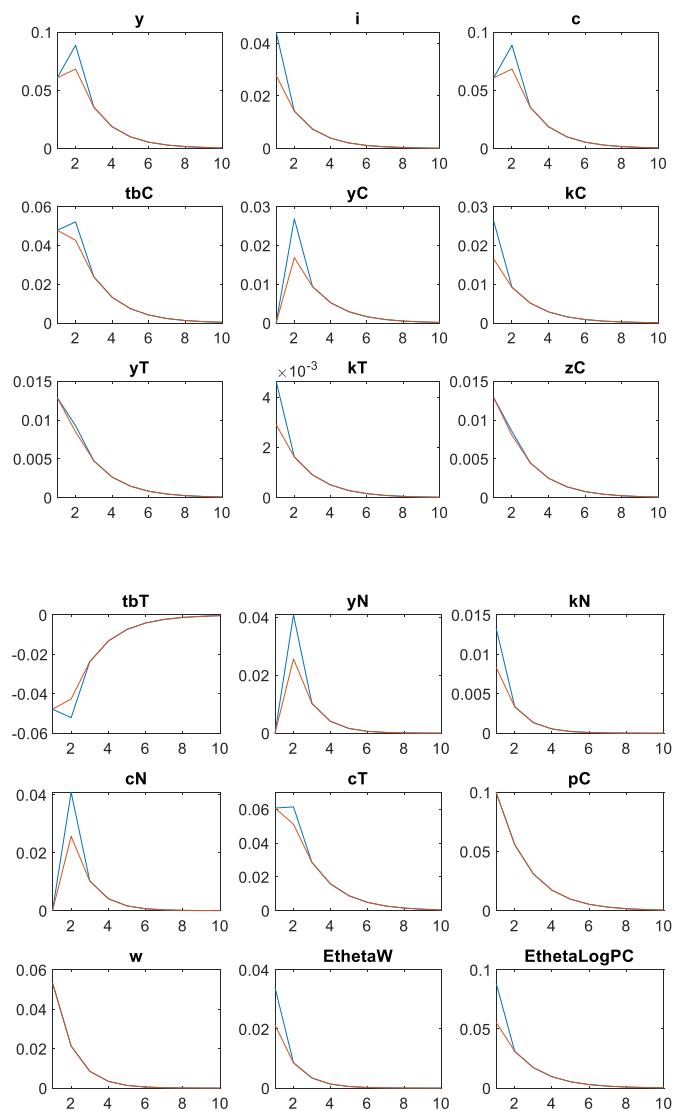
(**) O parâmetro χ foi determinado em conjunto com o *steady state* de p^C , de modo a aproximar tbC/y de 10%.

5.7 Funções impulso-resposta

A Figura 5.1 apresenta as funções impulso-resposta para as variáveis do modelo. Cada gráfico contém duas respostas geradas sob as hipóteses alternativas de expectativas diagnósticas (linha azul) e expectativas racionais (linha vermelha). O impulso considerado foi um choque positivo de 10% nos preços das *commodities*.

O modelo ilustra que a resposta das variáveis macroeconômicas a choques não é imune à fricção comportamental. Sob expectativas diagnósticas, essa resposta é excessiva quando comparada ao paradigma de expectativas racionais. O excesso se concentra nos primeiros períodos porque a natureza AR(1) do estado da economia e dos preços das *commodities* imprime uma dinâmica do tipo ARMA(1,1) às demais variáveis do modelo.

Figura 5.1: Funções impulso-resposta



5.8 Análise de decomposição da variância

Para fins de análise de decomposição da variância, são incorporados cinco choques exógenos ao modelo DSGE comportamental básico apresentado nos itens acima. Além dos choques nos preços das *commodities*, são considerados também três choques tecnológicos, um para cada setor, e um choque complementar aplicado ao estado da economia que se assemelha, em termos de impacto, a um choque nas condições de liquidez internacional. Esse último choque tem, por objetivo, evitar que o peso das *commodities* sobre a volatilidade do produto seja superestimado.

Os componentes autorregressivos associados a cada um dos choques tecnológicos são calibrados segundo Pereira e Ellery (2011) e Shousha (2016). De Pereira e Ellery (2011), é obtido um parâmetro autorregressivo médio de 0,562. De Shousha (2016), são obtidas as razões entre os componentes autorregressivos associados a cada um dos três setores e a média deles. Assim, os valores para os parâmetros autorregressivos utilizados são os seguintes: 0,573 para o setor de *commodities* (C); 0,566 para o setor de bens finais comercializáveis e 0,547 são o setor de bens não-comercializáveis (N).

Os resultados são similares àqueles obtidos no VAR da Seção 4. A parcela da variância do produto explicada por choques nos preços das *commodities* fica em 68,25% para o parâmetro de heurística de 0,593 obtido na Seção 6. No caso em que o parâmetro comportamental vai a zero e o modelo adquire uma natureza de expectativas racionais, a referida parcela da variância cai para 62,47%. Aqui, portanto, não se observa a “desconexão” apontada por Schmitt-Grohé e Uribe (2018) entre os resultados das abordagens VAR e DSGE no que se refere à importância dos termos de troca para explicar a volatilidade das economias emergentes.

6 Heurística de representatividade nas expectativas do PIB brasileiro

Nesta seção, o parâmetro de heurística de representatividade é calculado para o PIB brasileiro, utilizando, como paradigma teórico, o modelo macroeconômico básico apresentado na seção anterior. O procedimento de cálculo adotado tem como núcleo a extensão do Lema 2 de Bordalo, Gennaioli e Shleifer (2018) para o contexto aqui analisado. Esse lema é formulado para *spreads* de crédito corporativo e relaciona o parâmetro de heurística ao coeficiente da regressão dos erros de previsão nos níveis correntes dos *spreads*, conforme detalha o item 6.2.

O procedimento como um todo engloba também dois processos de estimação. O primeiro deles consiste em estimar o parâmetro de persistência do estado da economia (item 6.1). O segundo consiste em estimar o viés embutido nas expectativas do PIB brasileiro. O parâmetro de viés evidencia como a formação das expectativas sobre o produto é influenciada pela situação corrente.

As variáveis e os dados usados na estimação estão detalhados no item 6.2, enquanto os resultados estão apresentados no item 6.3.

6.1 Parâmetro de persistência do estado da economia

O parâmetro de persistência do estado da economia (parâmetro b da equação 6.2) é estimado a partir de extensões do Lema 1 e da Proposição 3 de Bordalo, Gennaioli e Shleifer (2018), pp. 217 e 216, respectivamente. A extensão do Lema 1 permite estimar b como o coeficiente da regressão das expectativas diagnósticas sobre o produto em $t+1$ no produto corrente. Essa relação entre expectativas diagnósticas e produto corrente é obtida por meio de uma extensão da Proposição 3, que permite expressar o produto em $t+1$ como um ARMA(1,1).

O primeiro passo do processo de estimação é expressar o produto dos bens não-comercializáveis como uma função afim das expectativas diagnósticas sobre o estado da economia, conforme ilustra a equação (6.1), na qual A^N e B^N representam os coeficientes linear e angular, respectivamente. Substituindo a equação (6.3) na (6.2), a equação resultante na (6.1) e avançando um período, obtém-se a equação (6.4), que expressa o produto como um ARMA(1,1). Aplicando expectativas diagnósticas em (6.4), chega-se à equação (6.5). Em seguida, substituindo (6.6) em (6.5), obtém-se a equação (6.7), que apresenta o parâmetro b como o coeficiente da regressão das expectativas sobre o produto futuro no produto corrente. Na equação (6.6), o parâmetro x denota a participação dos não-comercializáveis no produto.

Os resultados da estimação estão apresentados na Tabela 6.1. A variável E_{t+1} denota as expectativas para o produto em $t+1$ e y_t denota o produto corrente. Todas as variáveis são expressas

em termos de ciclos obtidos por meio do filtro HP, conforme detalha o item 6.3. A estimação foi feita por mínimos quadrados em dois estágios e variáveis instrumentais para contornar o problema da endogeneidade gerado pela simultaneidade. Essa simultaneidade aparece porque o produto tanto explica as expectativas quanto é explicado por elas. O principal resultado é a significância estatística do parâmetro de persistência do estado da economia, estimado em 0,4.

$$y_t^N = A^N + B^N E_t^\theta(w_{t+1}) \quad (6.1)$$

$$E_t^\theta(w_{t+1}) = bw_t + b\theta\varepsilon_t \quad (6.2)$$

$$w_t = bw_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6.3)$$

$$y_{t+1}^N = (1 - b)A^N + by_t^N - B^N b^2 \theta \varepsilon_t + B^N b(1 + \theta)\varepsilon_{t+1} \quad (6.4)$$

$$E_t^\theta(y_{t+1}^N) = (1 - b)A^N + by_t^N - B^N b^2 \theta \varepsilon_t \quad (6.5)$$

$$y_{t+1}^N = xy_t \quad (6.6)$$

$$E_t^\theta(y_{t+1}^N) = \frac{1-b}{x}A^N + by_t - \frac{B^N b^2 \theta}{x}\varepsilon_t \quad (6.7)$$

Tabela 6.1: Estimativa do parâmetro de persistência do estado da economia

	Número de obs	57			
	F(1, 55)	149,73			
	Prob > F	0			
	R2	0,7314			
	R2 ajustado	0,7265			
Mínimos quadrados em dois estágios e variáveis instrumentais(*)					
Ethetay	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
y	0,4002	0,0327	12,2400	-	0,3346 0,4657
_cons	0,0000	0,0008	-	0,9970	- 0,0016 0,0016

(*) Instrumentos: $y(-1)$, $y(-2)$, $Ethetay(-1)$.

A estimação do b permite calcular o parâmetro γ^C da equação (5.16). Esse parâmetro mede em que medida choques nos preços das *commodities* se transmitem para o estado da economia. O ponto de partida é a equação para o produto obtida substituindo (6.6) em (6.4) e considerando o caso de expectativas racionais, que é um estado em torno do qual as expectativas diagnósticas flutuam. Expressando essa equação em termos dos erros de previsão dez períodos à frente, chega-se à equação abaixo que permite calcular γ^C em função da parcela da variância do produto explicada por choques nos preços da *commodities* (DV). O parâmetro x foi calibrado como $(1 - \chi)$. De maneira análoga, obtém-se γ^R .

$$\gamma^C = \frac{x}{B^N b} \sqrt{\frac{DV}{1 + b + b^2 + \dots + b^9}}$$

6.2 Parâmetro de heurística de representatividade e erros de previsão

O ponto de partida para calcular o parâmetro de heurística (θ) é estender o Lema 2 apresentado por Bordalo, Gennaioli e Shleifer (2018), p. 218, para o modelo macroeconômico apresentado na seção anterior. Em sua formulação original, esse lema decorre de um modelo macroeconômico de economia fechada e unissetorial e permite calcular θ em função do coeficiente da regressão dos erros de previsão dos *spreads* de crédito em (t+1) nos *spreads* correntes.

Adotando tanto o modelo quanto a notação da seção anterior (o significado de cada parâmetro está descrito na Tabela 5.1) e considerando o coeficiente da regressão (γ) do erro de previsão do produto agregado em t+1 no produto em t, onde a previsão é feita em termos de expectativas diagnósticas, a extensão do Lema 2 de Bordalo, Gennaioli e Shleifer (2018), p. 218, para o contexto aqui analisado, resulta na seguinte relação entre γ e θ :

$$\gamma = \frac{-(1+\theta)\theta B a_2}{B^2(1+\theta)^2 + S} \quad (6.8)$$

Os parâmetros B , a_2 e S são dados por:

$$B = B^N b \gamma^C + B^T b^C + B^C b^C \quad (6.9)$$

$$a_2 = B^N b^2 \gamma^C + B^T b^C{}^2 + B^C b^C{}^2 \quad (6.10)$$

$$S = (B^N \gamma^C)^2 \frac{b^4}{1-b^2} + 2B^N (B^T + B^C) \gamma^C \frac{b^2 b^C{}^2}{1-b b^C} + (B^T + B^C)^2 \frac{b^C{}^4}{1-b^C{}^2} \quad (6.11)$$

Os parâmetros B^N , B^T e B^C estão descritos nas equações (6.13) a (6.15) e correspondem aos coeficientes angulares das retas que associam o produto de cada setor às expectativas diagnósticas. As suas formas funcionais são obtidas a partir das equações (5.26) e (5.2) a (5.6) apresentadas na seção anterior.

O resultado mostrado na equação (6.8) é obtido a partir dos seguintes passos:

- i. O produto é desagregado por setores

$$y_t = y_t^N + y_t^C + y_t^T \quad (6.12)$$

- ii. O produto de cada setor é expresso em função das expectativas diagnósticas

$$y_t^N = A^N + B^N E_t^\theta(w_{t+1}) \quad (6.13)$$

$$B^N = F^y (\alpha^N \beta \frac{1-\chi}{\chi})^{\frac{\alpha^N}{1-\alpha^N}}$$

$$y_t^C = A^C + B^C E_t^\theta (\ln p_{t+1}^C) \quad (6.14)$$

$$B^C = \frac{\alpha^C}{1-\alpha^C}$$

$$y_t^T = A^T + B^T E_t^\theta (\ln p_{t+1}^T) \quad (6.15)$$

$$B^T = 1 - \frac{1-\alpha^T}{\alpha^T}$$

- iii. O coeficiente da regressão dos erros de previsão no produto é expresso em termos da razão entre a covariância dessas duas variáveis e a variância do produto

$$\gamma = \frac{cov[y_{t+1} - E_t^\theta(y_{t+1}); y_t]}{var(y_t)} \quad (6.16)$$

- iv. O cálculo da variância e da covariância mencionadas no item iii é feito utilizando as seguintes equações da seção anterior: (5.15) a (5.17) e (5.17a). Essas equações permitem expressar todos os processos em termos de choques nos preços das *commodities*.

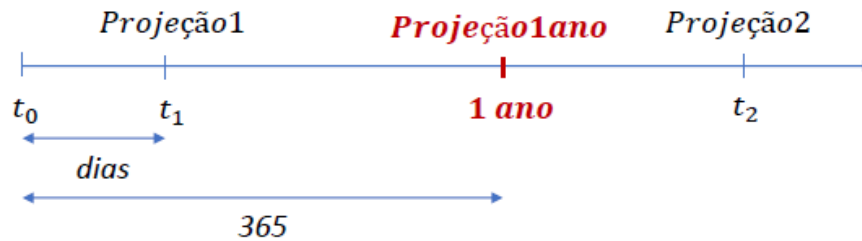
Reordenando os termos da equação (6.8), percebe-se que o parâmetro θ é uma das raízes de uma equação do segundo grau.

6.3 Variáveis e dados

As variáveis necessárias para estimar o γ são o produto previsto em t+1 e o produto realizado em t+1 e em t. A fonte dos dados é o Sistema Gerenciador de Séries Temporais (SGS) do Banco Central do Brasil (2019). As séries históricas utilizadas têm periodicidade trimestral e abrangem os anos de 2003 a 2018, perfazendo um total de 59 observações.

O produto previsto em t+1 é calculado em função da mediana das expectativas de mercado para a taxa anual de crescimento do PIB. A partir dessas expectativas de mercado, é construída uma estrutura a termo de projeção do PIB pela combinação linear convexa das projeções adjacentes, de modo que o horizonte da projeção seja sempre constante. Considera-se, aqui, o vértice de um ano dessa curva, de modo que cada observação reflita uma previsão do PIB sempre um ano à frente. A Figura 6.1 ilustra como esse vértice é calculado. O peso da Projeção1 corresponde ao número de dias corridos entre a data corrente (t_0) e o último dia do ano ao qual a projeção se refere (t_1), correspondendo à razão dias/365. Quanto mais perto de 1 ano, maior é seu peso.

Figura 6.1: Vértice de um ano da estrutura a termo de projeção constante



Os produtos realizados em $t+1$ e em t são calculados em função do Índice de Atividade Econômica do Banco Central (IBC-Br) com ajuste sazonal e refletem os produtos realizados 12 meses à frente e nos últimos 12 meses, respectivamente. O IBC-Br é usado como *proxy* para o produto realizado por ser um “indicador mensal contemporâneo da atividade econômica nacional” (Banco Central do Brasil, 2019).

O erro de previsão é calculado como a diferença entre o PIB realizado e o esperado. Depois de calculado o erro, são obtidos os ciclos associados a cada uma das variáveis por meio do Filtro HP com fator de alisamento de 1600.

6.4 Resultados da estimação

Os resultados da estimação do parâmetro γ estão detalhados na Tabela 6.2. O erro de previsão tem um componente autorregressivo e depende do comportamento corrente do ciclo. O coeficiente de $-0,466$ associado ao produto corrente evidencia que as projeções superestimam o produto na fase ascendente do ciclo e o subestimam na fase descendente. O erro tem não apenas uma persistência, mas também um viés que depende do estado corrente da economia.

Tabela 6.2: Regressão estimada para o erro de previsão (Stata)

Número de obs = 58					
F(2, 55) = 46,20					
Prob > F = 0,0000					
R2 = 0,6673					
Raiz MSE = ,02058					
Regressão Linear					
Erro	Coef.	RobustStdErr	t	P> t	[95% Conf. Interval]
Erro(-1)	0,619	0,092	6,69	-	,4332756 ,8040213
γ	- 0,466	0,125	- 3,72	-	-,7166462 -,214674
Cons	- 0,000	0,003	-	0,996	-0,0054506 0,0054264

Substituindo os valores dos parâmetros γ , B , a_2 e S na equação (6.8), obtém-se o valor de 0,593 para o parâmetro θ , que representa a heurística de representatividade. Os valores de todos esses parâmetros estão resumidos na Tabela 6.3.

O parâmetro de heurística aqui calculado está coerente com as estimativas de desatenção apresentadas na literatura e compiladas por Gabaix (2019). Essas estimativas variam de 0,31 a 0,75, com média de 0,56. Entretanto, está abaixo do valor de 0,91 estimado, para *spreads* de crédito, por Bordalo, Gennaioli e Shleifer (2018), p. 218.

O parâmetro θ permite também relacionar a volatilidade condicional do produto sob as hipóteses alternativas de expectativas diagnósticas e racionais, denotadas por ED e ER, respectivamente. Essa relação é descrita pela equação abaixo, que é obtida substituindo (6.6) em (6.4) e aplicando o desvio-padrão à equação resultante. Considerando a volatilidade do produto de 3,1% como sendo σ^{ED} , obtém-se $\sigma^{ER} = 1,95\%$. Portanto, a fricção comportamental acarreta uma elevação na volatilidade do produto de 1,15% ao ano.

$$\sigma^{ED} = (1 + \theta)\sigma^{ER}$$

Tabela 6.3: Valores dos principais parâmetros

Parâmetro	Descrição	Valor
θ	Grau de heurística de representatividade	0,593
γ	Viés dos erros de projeções no sentido do ciclo corrente	- 0,466
B	Combinação linear dos coeficientes de persistência do estado da economia e dos preços das <i>commodities</i>	0,079
a_2	Combinação linear do quadrado dos coeficientes de persistência do estado da economia e dos preços das <i>commodities</i>	0,103
S	Parâmetro associado à variância do produto e obtido por sua representação em termos de média móvel	0,001
Volatilidade Erro	Desvio-padrão dos erros de projeção	3,5%
Volatilidade y	Desvio-padrão do produto	3,1%

7 Considerações finais

O objetivo principal deste trabalho foi investigar distorções comportamentais presentes no processo de formação das expectativas e os vieses delas decorrentes. As distorções aqui consideradas têm sua origem na mecânica de funcionamento do processo cognitivo da intuição ou Sistema 1, usando a nomenclatura adotada por Kahneman (2011). Quando relacionadas a ativos financeiros, elas adquirem uma natureza de heurística de representatividade.

Conforme detalha a Seção 3, heurística é um mecanismo subjetivo de inferência, acionado de forma automática e que atua no sentido de condicionar a maneira pela qual o indivíduo pensa, julga e age. Embora de base inconsciente, esse mecanismo se revela nos julgamentos e nas ações dos indivíduos. A representatividade está associada à similaridade com o conteúdo das memórias associativas.

Na abordagem empírica da Seção 4, os mecanismos de representatividade estão embutidos na dinâmica dos preços nominais dos ativos financeiros relevantes para o contexto analisado. Esses ativos são *commodities* e *treasuries*. Os principais resultados do SVAR evidenciam efeitos estatisticamente significantes de choques nos preços nominais das *commodities* sobre o lado real da economia. Outra evidência se refere ao fato de que esses preços representam a principal fonte de volatilidade das economias emergentes com algum dinamismo no mercado de capitais. Como os preços nominais das *commodities* atuam como um espelho que reflete expectativas sobre o futuro, conforme detalha o item 4.1, o resultado aponta para a necessidade de investigar a natureza do processo de formação das expectativas e suas possíveis fricções comportamentais. Investigações nesse sentido são desenvolvidas nas duas seções seguintes, Seções 5 e 6.

A abordagem teórica da Seção 5 sinaliza que a fricção comportamental amplifica o impacto de choques positivos nos preços das *commodities* no curto prazo em relação ao paradigma de expectativas racionais. No longo prazo, esse impacto converge para o resultado de expectativas racionais, que é tido como uma referência em torno da qual as distorções de percepção ocorrem.

Com relação à análise de decomposição da variância, a parcela da variância do produto explicada por choques nos preços das *commodities* fica em 68,25% no modelo DSGE. No caso em que o parâmetro comportamental vai a zero e o modelo adquire uma natureza de expectativas racionais, a referida parcela da variância cai para 62,47%. Esses resultados são similares àqueles obtidos no VAR, que foi de 68,8%. Desse modo, aqui não se observa a “desconexão” apontada por Schmitt-Grohé e Uribe (2018) entre as duas abordagens.

Na Seção 6, identifica-se um mecanismo de heurística de representatividade presente nas expectativas do PIB brasileiro. Essa identificação tem por base a análise dos erros de previsão em

relação ao comportamento corrente do ciclo. Evidências encontradas apontam que esses erros são não apenas persistentes mas também viesados. A persistência está ligada a um componente autorregressivo estatisticamente significativo, enquanto o viés está associado à maneira pela qual o erro se comporta nas diferentes fases dos ciclos. O coeficiente de $-0,466$ associado ao produto corrente evidencia que as projeções superestimam o produto na fase ascendente do ciclo e o subestimam na fase descendente.

O parâmetro de heurística, calculado em $0,593$, está coerente com as estimativas de desatenção apresentadas na literatura e compiladas por Gabaix (2019). Essas estimativas variam de $0,31$ a $0,75$, com média de $0,56$. Entretanto, está abaixo do valor de $0,91$ estimado, para *spreads* de crédito, por Bordalo, Gennaioli e Shleifer (2018), p. 218.

Embora a heurística de representatividade seja uma forma de desatenção, ela difere da miopia de Gabaix (2018). Na heurística, o evento não precisa estar longe para ter a sua percepção exata comprometida. Pode-se perceber de forma distorcida mesmo aquilo que está bem próximo, na nossa frente.

8 Referências

ABRIGO, M. R. M.; LOVE, I. Estimation of Panel Vector Autoregression in Stata: a Package of Programs. **University of Hawai'i at Mānoa Working Paper** 16-2, 2016.

ABRIGO, M. R. M.; LOVE, I. New version: Package of programs to estimate panel VAR. Disponível em: <<https://sites.google.com/a/hawaii.edu/inessalove/home/pvar>>. Acesso em: 3/10/2018.

AKINCI, O. Global financial conditions, country spreads and macroeconomics fluctuations in emerging countries. **Journal of International Economics**, 91:358-371, 2013.

ANDREWS, D. W. K.; LU, B. Consistent model and moment selection procedures for GMM estimation with application to dynamic panel data models. **Journal of Econometrics**, 101: 123-164, 2001.

ANGELETOS, G.; LIAN, L. Forward Guidance without Common Knowledge. **NBER Working Paper** 22785, 2018.

ARELLANO, M.; BOND, S. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. **Review of Economic Studies** 58: 277-297, 1991.

ARELLANO, M.; BOVER, O. Another look at the instrumental variable estimation of error components model. **Journal of Econometrics** 68(1), 29-51, 1995.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Sistema Gerenciador de Séries Temporais. Disponível em: <https://www3.bcb.gov.br/sgs/pub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelaLocalizarSeries>. Acesso em 9/12/2019.

BORDALO, P.; GENNAIOLI, N.; LA PORTA, R.; SHLEIFER, A. Diagnostic Expectations and Stock Returns. **The Journal of Finance** 74(6), 2839-2874, 2019.

BORDALO, P.; GENNAIOLI, N.; SHLEIFER, A. Diagnostic Expectations and Credit Cycles. **The Journal of Finance** 73(1), 199-227, 2018.

BORDALO, P.; GENNAIOLI, N.; SHLEIFER, A. Internet Appendix to "Diagnostic Expectations and Credit Cycles". **Journal of Finance** DOI: 10.1111/jofi.12586. Disponível em: <<https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/jofi.12586>>. Acesso em: 05/06/2019.

BORIO, C.; DREHMANN, M. Assessing the risk of banking crises – revisited. **BIS Quarterly Review**, mar. 2009.

CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. **Microeconometrics Using Stata**. Stata Press, 2009.

CAMPBELL, J. R.; EVANS, C. L.; FISHER, J. D. M.; JUSTINIANO, A. Macroeconomic Effects of Federal Reserve Forward Guidance. **Brookings Papers on Economic Activity**, 1: 1–80, Spring, 2012.

CANOVA, F. **Methods for Applied Macroeconomic Research**. Princeton University Press, 2007.

CHABRIS, C.; SIMONS, D. **The Invisible Gorilla: And Other Ways Our Intuition Deceives Us**. HarperCollins Publishers, 2011.

CHENG, I.H.; XIONG, W. Financialization of commodity markets. **Annual Review of Financial Economics** 6(1), 419–441, 2014.

ESTADOS UNIDOS. Board of Governors of the Federal Reserve System (US). **1-Year Treasury Constant Maturity Rate** [DGS1]. Disponível em: < <https://fred.stlouisfed.org/series/DGS1> >. Acesso em: 4/ago/2018.

FERNANDES, S. B. Choques de preços de *commodities* e ciclos de negócios no Brasil. **Dissertação de mestrado**, Universidade de Brasília, 2018.

FERNÁNDEZ, A.; GONZÁLEZ, A.; RODRÍGUEZ, D. Sharing a Ride on the Commodities Roller Coaster: Common Factors in Business Cycles of Emerging Economies. International Monetary Fund, WP/15/280, 2015.

FERNÁNDEZ, A.; SCHMITT-GROHÉ, S.; URIBE, M. World shocks, world prices, and business cycles: An empirical investigation. **Journal of International Economics** 108, 2017.

FERNÁNDEZ, A.; SCHMITT-GROHÉ, S.; URIBE, M. Online Appendix with Country-Specific Results of "World Shocks, World Prices, And Business Cycles: An empirical investigation". **Journal of International Economics**. Disponível em: <<http://dx.10.1016/j.jinteco.2017.01.001>>. Acesso em: 12/06/2018.

GABAIX, X. A Behavioral New Keynesian Model. 31-mar-2018. Disponível em: < <http://pages.stern.nyu.edu/~xgabaix/papers/brNK.pdf> >. Acesso em: 28/01/2019.

GABAIX, X. Behavioral Inattention. *In*: Bernheim, D.; DellaVigna, S.; Laibson, D. **Handbook of Behavioral Economics**, Vol 2, Elsevier (*forthcoming*), 2019. Disponível em: < <https://scholar.harvard.edu/files/xgabaix/files/handbook-attention-final.pdf>>. Acesso em: 25/04/2019.

GALÍ, J. **Monetary policy, Inflation, and the Business Cycle: An Introduction to the New Keynesian Framework and its Applications**. Princeton University Press, 2008.

GENNAIOLI, N.; SHLEIFER, A. What comes to mind. **Quarterly Journal of Economics** 125, 1399–1433, 2010.

INTERNATIONAL MONETARY FUND. **Global Price Index of All Commodities** [PALLFNINDEXQ]. Disponível em: < <https://fred.stlouisfed.org/series/PALLFNINDEXQ> >. Acesso em: 13/out/2018.

KAHNEMAN, D. Maps of Bounded Rationality: Psychology for Behavioral Economics. **The American Economic Review** 93(5), 1449-1475, 2003.

KAHNEMAN, D. **Thinking: Fast and Slow**. Farrar, Straus, and Giroux, New York, NY, 2011.

KAHNEMAN, D.; KNETSCH, J. L.; THALER, R. H. Anomalies: The Endowment Effect, Loss Aversion, and Status Quo Bias. **The Journal of Economic Perspectives** 5(1), 193–206, 1991.

KAHNEMAN, D.; TVERSKY, A. Subjective probability: A judgment of representativeness. **Cognitive Psychology** 3, 430–454, 1972.

KAHNEMAN, D.; TVERSKY, A. Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk. **Econometrica** 47(2), 263–292, 1979.

KAHNEMAN, D.; TVERSKY, A. Choices, Values, and Frames. **American Psychologist** 39(4), 341–350, 1979.

KAHNEMAN, D.; TVERSKY, A. Loss Aversion and Riskless Choice: A Reference Dependent Model. **The Quarterly Journal of Economics** 106(4), 1039–1061, 1991.

KOSE, M. A. Explaining business cycles in small open economies ‘How much do world prices matter?’ **Journal of International Economics** 56, 299-327, 2002.

LUCAS, R.E.J. Some international evidence on output-inflation tradeoffs. **American Economic Review** 63(3): 326–334, 1973.

LÜTKEPOHL, H. Bootstrapping impulse response in VAR analyses. **Working Paper** 2000-22, Humboldt University, Berlin, 2000.

LÜTKEPOHL, H. **New introduction to multiple time series analysis**. Berlin: Springer-Verlag, 2007.

MANKIW, N. G.; REIS, R. Sticky Information Versus Sticky Prices: a Proposal to Replace the New Keynesian Phillips Curve. **The Quarterly Journal of Economics**, 117(4): 1295–1328, 2002.

MINSKY, H. P. The Financial Instability Hypothesis: An Interpretation of Keynes and an Alternative to "Standard Theory". **Hyman P. Minsky Archive**. Paper 38, 1975. Disponível em: <http://digitalcommons.bard.edu/hm_archive/38>. Acesso em 30/4/2019.

MORRIS, S.; SHIN, H. S. Global games: theory and applications. *In: **Advances in Economics and Econometrics*** (Proceedings of the Eighth World Congress of the Econometric Society). Cambridge University Press, 2003.

NICKEL, S. J. Biases in Dynamic Models with Fixed Effects. **Econometrica**, 49(6): 1417-26, 1981.

PEREIRA, F. M.; ELLERY, R. G. Política Fiscal, Choques Externos e Ciclo Econômico no Brasil. **EconomiA**, 12 (3): 445–474, 2011.

ROODMAN, D. How to Do xtabond2: An introduction to "Difference" and "System" GMM in Stata. **Working Paper** 103, Center for Global Development, Washington, 2006.

SAMUELSON, W.; ZECKHAUSER, R. Status Quo Bias in Decision Making. **Journal of Risk and Uncertainty**, 1: 7-59, 1988.

SCHMITT-GROHÉ, S.; URIBE, M. How important are terms-of-trade shocks? **International Economic Review**, 59(1): 85-111, 2018.

SHOUSHA, S. Macroeconomic Effects of Commodity Booms and Busts: The Role of Financial Frictions. **Job Market Paper**, Columbia University, 2016.

SIMS, C. A. Implications of rational inattention. **Journal of Monetary Economics** 50: 665–690, 2003.

STANDARD & POOR DOW JONES INDICES. **S&P Global BMI, S&P/IFCI Methodology**. Fevereiro, 2020. Disponível em: <https://us.spindices.com/indices/equity/sp-ifci-composite-usd>. Acesso em 17/03/2020.

STANDARD & POOR DOW JONES INDICES. **S&P Frontier Indices Methodology**. Janeiro, 2020. Disponível em: <https://us.spindices.com/indices/equity/sp-frontier-bmi-usd>. Acesso em 17/03/2020.

STANOVICH, K. E.; WEST, R. F. Individual Differences in Reasoning: Implications for the Rationality Debate? **Behavioral and Brain Science**. 23(5): 645–65, 2000.

TOBIN, J. Liquidity Preference as Behavior Towards Risk. **The Review of Economic Studies**. 25(2): 65-86, 1958.

TVERSKY, A.; KAHNEMAN, D. Judgment under uncertainty: Heuristics and biases. **Science**. 185: 1124-30, 1974.

URIBE, M.; SCHMITT-GROHÉ, S. **Open Economy Macroeconomics**. Princeton University Press, 2017.

WORLD BANK. World Development Indicators. Disponível em: <<http://data.worldbank.org/data-catalog/world-development-indicators>>. Acesso em 9/3/2018, 2018.

WORLD BANK. World Development Indicators. Disponível em: <<http://data.worldbank.org/data-catalog/world-development-indicators>>. Acesso em 23/10/2019, 2019a.

WORLD BANK. Inflation, consumer prices for the United States [FPCPITOTLZGUSA]. Disponível em: <https://fred.stlouisfed.org/series/FPCPITOTLZGUSA>. Acesso em 28/10/2019, 2019b.

Anexo A – Amostra e variáveis

Tabela A1: Países que compõem a amostra utilizada para estimar o VAR

Amostra - Países	
Argentina	Mauritius
Botswana	Mexico
Brazil	Morocco
Chile	Nigeria
China	Pakistan
Colombia	Panama
Ecuador	Peru
Egypt, Arab Rep.	Philippines
India	Russian Federation
Indonesia	South Africa
Jamaica	Sri Lanka
Jordan	Thailand
Korea, Rep.	Trinidad and Tobago
Malaysia	Venezuela, RB

Tabela A2: Descrição das variáveis

Variável ^(*)	Descrição	Fonte dos dados brutos
<i>pib</i>	PIB a preços constantes e expresso nas respectivas moedas locais. Código NY.GDP.MKTP.KN na base WDI.	WDI
<i>c</i>	Consumo a preços constantes e expresso nas respectivas moedas locais. Código NE.CON.PETC.KN na base WDI.	WDI
<i>g</i>	Gastos do governo a preços constantes e expresso nas respectivas moedas locais. Código NE.CON.GOV.T.KN na base WDI.	WDI
<i>fbky</i>	Formação bruta de capital fixo em percentual do PIB. Código NE.GDI.FTOT.ZS na base WDI.	WDI
<i>fdiy</i>	Investimento externo direto em percentual do PIB. Calculado com a razão entre as séries BN.KLT.DINV.CD e NY.GDP.MKTP.CD do WDI.	WDI
<i>bcy</i>	Saldo da balança comercial em percentual do PIB. Calculado com a razão entre as séries BN.GSR.MRCH.CD e NY.GDP.MKTP.CD do WDI.	WDI
<i>txjn</i>	Taxas de juros nominais em percentual ao ano. Código FR.INR.LEND (descrito como <i>lending interest rate</i>) na base WDI.	WDI
<i>infl</i>	Taxa de inflação (deflator do PIB) em percentual ao ano. Código NY.GDP.DEFL.KD.ZG na base WDI.	WDI
<i>cmdt</i>	Índice global de preços de todas as commodities fornecido pelo FMI.	FMI
<i>cred</i>	Crédito doméstico para o setor privado em percentual do PIB. Código FS.AST.PRVT.GD.ZS na base WDI.	WDI
<i>pa</i>	Índices globais de ações da S&P expresso em termos de retorno percentual ao ano. Código CM.MKT.INDX.ZG na base WDI.	WDI
<i>pib_gl</i>	PIB global médio expresso em USD a preços constantes de 2010. O PIB global médio foi calculado como a média aritmética dos PIB dos países de renda média e alta com dados disponíveis em todos os anos considerados. Código NY.GDP.MKTP.KD na base WDI.	WDI
<i>rint</i>	Vértice de um ano da curva de maturidade constante da Treasury. Código DGS1.	FED

(*) Todas as variáveis são expressas em termos da componente de ciclo extraída por meio do filtro HP.

Anexo B – Códigos

B1 – Bootstrap dos resíduos (Stata)

```
*****
** Bootstrap dos resíduos - versão pós-qualificação
** A especificação do pVAR e SVAR segue a Seção 4 desta tese
** Especificação do VAR estrutural
*   Modelo:  $z_i(t) = C \cdot z_i(t-1) + SW \cdot w_i(t)$ ,  $w_i(t)$ : choques ortogonais
**
*****

program principal1
    version 12.0
    drop _all

    * Inicializa macros globais: comuns a todos os programas
    global nendg = 8 // número de variáveis endógenas
    global nexog = 2 // número de variáveis exógenas
    global nvarg = $nendg + $nexog // número total de variáveis
    global ntfng = 11 // número de períodos à frente

    * Inicializa seed
    set seed 10101 // para estimação inicial, primeira repetição. Seed especificada seguindo CT, p. 478

    LimpaArquivosSaida
    EstimaParamOriginais
    simulate _b, reps(10000) nodots: bootprincipal
end

program LimpaArquivosSaida
    * Inicializa "firflex.dta" - arquivo onde são armazenadas as funções impulso-resposta
    use firflex
    replace nsimul = 0
    replace simulacao = .
    replace vrv = .
    replace estado = ""
    forvalues i = 1(1)12 {
        replace ZIRflex`i' = .
    }
    save firflex, replace

    * Inicializa "matrizesSWC.dta" - arquivo onde são armazenadas as matrizes que definem o SVAR
    use matrizesSWC
    replace n_simul = 0
    replace simulacao = .
    replace neq = .
    forvalues i = 1(1)11 {
        replace SW`i' = .
        replace C`i' = .
    }
    save matrizesSWC, replace
end

program EstimaParamOriginais
    use BootTudoCmdtNominalQualComplSemMissing.dta
    xtset pais ano
    pvar pib chp ghp credy fbky bcy txjn infl, exog(cmdt rint)
    matrix betasorig = e(b)
    reg cmdt lcmdt if pais == 14, noconstant
```



```

matrix betacmdtorig = e(b)
reg rint lrint if pais == 14, noconstant
matrix betarintorig = e(b)
end

program bootprincipal
    BootResiduos
    RecalculaSeries
    ReestimaParametros
    ImpulsoResposta
end

program BootResiduos
    use residuos
    bsample
    merge 1:1 _n using BootTudoCmdtNominalQualComplSemMissing.dta
end

program RecalculaSeries
    * Inicializa a primeira observação do lag de ystar. Segue Lutkepohl (2000).
    * Variáveis endógenas defasadas

    xtset pais ano

    foreach x of varlist lpib lchp lghp lcredy lfbky lbcy ltxjn linfl {
        by pais (ano), sort: replace `x'`star = `x' if _n == 1
    }
    by pais (ano), sort: replace lcmtdstar = lcmtd if _n == 1
    by pais (ano), sort: replace lrintstar = lrint if _n == 1

    * Define cmdtstar e rintstar
    forvalues nano = 1(1)27 {
        by pais (ano), sort: replace cmdtstar = betacmdtorig[1,1] * lcmtdstar + rescmdt if _n
            == `nano'
        by pais (ano), sort: replace lcmtdstar = L.cmdtstar if _n > 1
        by pais (ano), sort: replace rintstar = betarintorig[1,1] * lrintstar + resrint if _n ==
            `nano'
        by pais (ano), sort: replace lrintstar = L.rintstar if _n > 1
    }

    * Redefine variáveis endógenas e respectivos lags: ystar e lystar. Segue Lutkepohl (2000).
    * Variáveis exógenas são fixas (Cameron e Trivedi, p. 479).

    forvalues nano = 1(1)27 {
        scalar j = 1
        foreach xx of varlist pib chp ghp credy fbky bcy txjn infl {
            gen acum = 0
            foreach x of varlist lpibstar lchpstar lghpstar lcredystar lfbkystar
                lbcystar ltxjstar linflstar cmdt rint {
                replace acum = acum + betasorig[1, j] * `x'
                scalar j = j + 1
            }
            by pais (ano), sort: replace `xx'`star = acum + res`xx' if _n ==
                `nano' // novo vetor de variáveis endógenas
            by pais (ano), sort: replace l`xx'`star = L.`xx'`star if _n > 1
            drop acum
        }
    }
end

```

program ReestimaParametros

```
* reestima parâmetros do VAR não-estrutural a partir das séries das variáveis endógenas recalculadas

pvar pibstar chpstar ghpstar credystar fbkystar bcystar txjnstar inflstar, exog(cmdt rint) // cmdt e rint
    // são variáveis originais aqui
matrix betas = e(b)
matrix S2y = e(Sigma) // S2y: matriz de variância-covariância dos resíduos associados às variáveis
    //endógenas
matrix Ch_S2y = cholesky(S2y)

* VAR estrutural
reg cmdtstar lcmdtstar if pais == 14, noconstant // foi adicionada a condição "if pais == 14" por ser o
    //mesmo valor para todos os países

matrix betacmdt = e(b)
scalar varcmdt = e(rss)
scalar dpcmdt = sqrt(varcmdt)

reg rintstar lrintstar if pais == 14, noconstant // foi adicionada a condição "if pais == 14" por ser o
    // mesmo valor para todos os países

matrix betarint = e(b)
scalar varrint = e(rss)
scalar dprint = sqrt(varrint)

matrix Sx = (dpcmdt, 0.0 \ 0.0 , dprint) // Sx: matriz diagonal com os desvios-padrões dos resíduos de
    // cmdt e rint
matrix A1 = (betacmdt[1,1], 0.0 \ 0.0 , betarint[1,1]) // A1: matriz diagonal com os coeficiente do
    // AR1 de cmdt e rint
matrix B1 = J($nendg,$nendg,0) // matriz dos coeficientes associados às variáveis endógenas,
    //conforme especificação acima
matrix B2 = J($nendg,$nexog,0) // matriz dos coeficientes associados às variáveis exógenas,
    //conforme especificação acima

forvalues i = 1(1)$nendg {
    forvalues j = 1(1)$nendg {
        matrix B1[`i`,`j'] = betas[1, `j' + (`i'-1) * $nvarg ]
    }
}

forvalues i = 1(1)$nendg {
    forvalues j = 1(1)$nexog {
        matrix B2[`i`,`j'] = betas[1, $nvarg * `i' - ($nexog - `j')]
    }
}

* obtém matrizes dos coeficientes do VAR estrutural
matrix J = J($nexog,$nendg,0)
matrix C21 = B2 * A1
matrix C = A1 , J \ C21 , B1 // C: matriz dos coeficientes das variáveis defasadas (x e y) para o VAR1
    //estrutural
matrix SW21 = B2 * Sx
matrix SW = Sx, J \ SW21 , Ch_S2y // SW: matriz que associa erros não-estruturais (u) a choques
    // estruturais (w): u = SW * w

* salva matrizes SW e C do SVAR no arquivo matrizesSWC
save boottemp, replace
use matrizesSWC
replace n_simul = n_simul + 1
forvalues i = 1(1)$nvarg {
```

```

        forvalues j = 1(1)$nvarg {
            scalar linha = n_simul * $nvarg + `j'
            replace neq = `j' if _n == linha // neq: designa o número da
                //equação do SVAR
            replace simulacao = n_simul if _n == linha
            replace SW`i' = SW[`j',`i'] if _n == linha
            replace C`i' = C[`j',`i'] if _n == linha
        }
    }
    save matrizesSWC, replace
end

program ImpulsoResposta

*****
**** Versão de um choque
*** IMPULSO1: choque de 10% nos preços das commodities: perturbo 1a coordenada de w em t = 0
*** Obs.: para implementar IMPULSO2 basta desativar comentário
*** IMPULSO2: choque 0.5% nas taxas juros internacionais: perturbo 2a coordenada de w em t = 0
**** Referência: Lütkepohl (2007), p. 52.
*****

matrix w = J($nvarg,1,0) // inicializa w
matrix w[1, 1] = 0.1 / Sx[1, 1] // choque nos preços das commodities
*matrix w[2, 1] = 0.005 / Sx[2, 2] // segundo choque: taxas de juros internacionais

** RESPOSTA: matriz ZIR cujo número de linhas corresponde às variáveis do modelo e o número de
** colunas corresponde aos períodos à frente. A primeira coluna equivale a t = 0. As colunas 2 a $ntfg
** equivalem aos ($ntfg-1) períodos futuros.

matrix z = SW * w
matrix ZIRflex = z // inicializa matriz de resposta
forvalues i = 1(1)$ntfg {
    matrix z = C * z
    matrix ZIRflex = ZIRflex , z
}

use firflex
replace nsimul = nsimul + 1
forvalues i = 1(1)$ntfg {
    forvalues j = 1(1)$nvarg {
        local contav = nsimul * $nvarg + `j'
        replace vrv = `j' if _n == `contav'
        replace simulacao = nsimul if _n == `contav'
        replace estado = c(seed) if _n == `contav' // guarda estado do
            //sistema
        replace ZIRflex`i' = ZIRflex[`j',`i'] if _n == `contav'
    }
}
save firflex, replace
end

```

B2 – Distribuição semi-paramétrica para a decomposição da variância (Stata)

```

*****
* Gera uma matriz de decomposição da variância para cada repetição do bootstrap
* Usa, como input, as matrizes do SVAR de cada repetição
* Especificação do SVAR:
*   Modelo:  $z_i(t) = C * z_i(t-1) + SW * w_i(t)$ ,  $w_i(t)$ : choques ortogonais
*****

use matrizesSWC

global periodos = 9 // número de períodos à frente subtraído de 1
global nend = 9
global nvar = 10

*****
* Passo 1:      para cada simulação, recuperar matrizes SW e C
*****

forvalues nsim = 1(1)10000 {
    mkmat SW1-SW11 if simulacao == `nsim', matrix(SW)
    mkmat C1-C11 if simulacao == `nsim', matrix(C)

    matrix phi0 = I(10)
    matrix theta0 = phi0 * SW

    forvalues i = 1(1)$periodos {
        local j = `i' - 1
        matrix phi`i' = phi`j' * C
        matrix theta`i' = phi`i' * SW
    }

*****
* Passo 2:      obter matriz de decomposição da variância para cada
*               simulação, seguindo Lutkepohl (2007), p. 64
*****

    matrix MSE = J(10,10,0)

    forvalues i = 0(1)$periodos {
        matrix T`i' = theta`i' * theta`i'"
        matrix MSE = MSE + T`i'
    }

    matrix DV = J(10,10,0) // matriz de decomposição da variância
    matrix NUM = J(2,2,0) // matriz auxiliar

    forvalues i = 3(1)$nvar { // variável endógena
        forvalues j = 1(1)$nvar { // choque estrutural
            forvalues k = 0(1)$periodos {
                matrix NUM[1,1] = NUM[1,1] + theta`k'[`i', `j']^2
            }
            matrix DV[`i', `j'] = NUM[1,1] / MSE[`i', `i']
            matrix NUM[1,1] = 0
        }
    }

    forvalues i = 1(1)10 {
        forvalues j = 1(1)10 {

```

```
scalar linha = `nsim' * 10 + `j'  
qui replace DV`i' = DV[`,i'] if _n == linha
```

```
}
```

```
}
```

```
}
```

B3 – Arquivo “.mod” do Dynare
Script do Dynare executado no MatLab

```

% Modelo: DSGE comportamental – Seção 5 desta tese
% Expectativas diagnósticas: theta = 0.593 (estimado na Seção 6)
% Expectativas racionais: theta = 0

var yC, kC, yT, kT, zC, kN, yN, i, tbC, tbT, y, pC, c, cN, cT, EthetaW, w, EthetaLogPC;

varexo vC;

parameters cf, a, pN, u, beta, alphaC, alphaT, alphaN, dN, eN, fN, dNy, eNy, fNy, rhoMin, rhoMax, qui, bC,
b, gammaC, theta;
cf = 0.13326;
beta = .98;
u = 1/beta;
alphaC = 0.35;
alphaT = 0.35;
alphaN = 0.25;
dN = 0.3968;
eN = -4.39;
fN = 4.39;
dNy = 0.79;
eNy = -2.197;
fNy = 2.197;
rhoMin = -0.2;
rhoMax = 0.2;
qui = 0.6;
pN = (1-qui)/qui;
gammaC = 0.5337;
bC = 0.557;
b = 0.4;
theta = 0.593;
a = (alphaN*beta*pN)^(1/(1-alphaN));

% Steady state (ss):
pCss = 0.26;
EthetaLogPCss = bC*log(pCss);
kNss = a*dN;
yNss = (a^alphaN)*dNy;
kCss = (alphaC*pCss/u)^(1/(1-alphaC));
yCss = kCss^alphaC;
kTss = cf/(alphaT*((1-alphaT)^(1/alphaT)-1))*(pCss^(1-1/alphaT))-u);
zCss = kTss*((1-alphaT)/pCss)^(1/alphaT);
yTss = (kTss^alphaT)*(zCss^(1-alphaT));
tbCss = pCss*yCss-pCss*zCss;
tbTss = -tbCss;
cTss = yTss-tbTss;
cNss = yNss;
css = cTss+pN*yNss;
iss = kNss+kCss+kTss;
yss = tbCss+yTss+pN*yNss;

model;
kN = a*(dN+fN*EthetaW);

```

```

yN = ((kN(-1)/(dN+fN*EthetaW(-1)))^alphaN)*(dNy+fNy*EthetaW(-1));
kC = (alphaC*beta*exp(EthetaLogPC))^(1/(1-alphaC));
yC = (kC(-1))^alphaC;
kT = cf/(alphaT*((1-alphaT)^(1/alphaT)-1))*((exp(EthetaLogPC))^(1-1/alphaT))-u);
zC = ((1-alphaT)/pC)^(1/alphaT)*kT(-1);
yT = (kT(-1)^alphaT)*(zC)^(1-alphaT);
tbC = pC*yC-pC*zC;
tbT = -tbC;
cT = yT-tbT;
cN = yN;
c = pN*cN+cT;
y = tbC+yT+pN*yN;
i = kN+kC+kT;
log(pC) = bC*log(pC(-1))+vC;
EthetaLogPC = bC*log(pC)+bC*theta*vC;
w = b*w(-1)+gammaC*vC;
EthetaW = b*EthetaW(-1)+(1+theta)*b*gammaC*vC-(b^2)*theta*gammaC*vC(-1);
end;

```

```

initval;
pC = pCss;
EthetaLogPC = EthetaLogPCss;
kN = kNss;
yN = yNss;
kC = kCss;
yC = yCss;
tbC = tbCss;
tbT = tbTss;
cT = cTss;
cN = yNss;
c = cTss+pN*cNss;
zC = zCss;
kT = kTss;
yT = yTss;
i = iss;
y = yss;
w = 0;
EthetaW = 0;
end;

```

```

steady;
check;

```

```

shocks;
var vC; stderr 0.1;
end;

```

```

stoch_simul(order=1, irf=10);

```