

Cavalcanti, Marco A. F. H.; Moreira, Ajax R. B.

Working Paper

Ciclo econômico, emprego e desigualdade

Texto para Discussão, No. 1981

Provided in Cooperation with:

Institute of Applied Economic Research (ipea), Brasília

Suggested Citation: Cavalcanti, Marco A. F. H.; Moreira, Ajax R. B. (2014) : Ciclo econômico, emprego e desigualdade, Texto para Discussão, No. 1981, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), Brasília

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/121528>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

1981

TEXTO PARA DISCUSSÃO

**CICLO ECONÔMICO, EMPREGO
E DESIGUALDADE**

**Marco A. F. H. Cavalcanti
Ajax R. B. Moreira**

ipea

1981

TEXTO PARA DISCUSSÃO

Rio de Janeiro, junho de 2014

CICLO ECONÔMICO, EMPREGO E DESIGUALDADE*

Marco A. F. H. Cavalcanti**
Ajax R. B. Moreira ***

* Os autores agradecem o apoio de Alessandra Scalioni Brito e os comentários de Carlos Henrique Corseuil e Miguel Foguel.

** Técnico de Planejamento e Pesquisa e diretor adjunto da Diretoria de Estudos e Políticas Macroeconômicas (Dimac) do Ipea.

*** Coordenador de Economia Financeira da Dimac do Ipea.

Governo Federal

**Secretaria de Assuntos Estratégicos da
Presidência da República**
Ministro Marcelo Côrtes Neri



Fundação pública vinculada à Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República, o Ipea fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais – possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiro – e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

Presidente

Sergei Suarez Dillon Soares

Diretor de Desenvolvimento Institucional

Luiz Cezar Loureiro de Azeredo

Diretor de Estudos e Políticas do Estado, das Instituições e da Democracia

Daniel Ricardo de Castro Cerqueira

Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas

Cláudio Hamilton Matos dos Santos

Diretor de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais

Rogério Boueri Miranda

Diretora de Estudos e Políticas Setoriais de Inovação, Regulação e Infraestrutura

Fernanda De Negri

Diretor de Estudos e Políticas Sociais, Substituto

Carlos Henrique Leite Corseuil

Diretor de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais

Renato Coelho Baumann das Neves

Chefe de Gabinete

Bernardo Abreu de Medeiros

Assessor-chefe de Imprensa e Comunicação

João Cláudio Garcia Rodrigues Lima

Texto para Discussão

Publicação cujo objetivo é divulgar resultados de estudos direta ou indiretamente desenvolvidos pelo Ipea, os quais, por sua relevância, levam informações para profissionais especializados e estabelecem um espaço para sugestões.

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – **ipea** 2014

Texto para discussão / Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.- Brasília : Rio de Janeiro : Ipea , 1990-

ISSN 1415-4765

1. Brasil. 2. Aspectos Econômicos. 3. Aspectos Sociais.
I. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

CDD 330.908

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e inteira responsabilidade do(s) autor(es), não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou da Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República.

É permitida a reprodução deste texto e dos dados nele contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO 7

2 SEGMENTANDO A POPULAÇÃO 10

3 ANÁLISE EMPÍRICA 14

4 RESULTADOS 22

5 CONCLUSÃO 37

REFERÊNCIAS 40

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR 42

APÊNDICES 44

SINOPSE

Este trabalho analisa, para o caso brasileiro, os condicionantes transitórios dos níveis de emprego e distribuição de renda do país, utilizando os microdados da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) produzida pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) para avaliar os efeitos de choques macroeconômicos sobre o emprego e a desigualdade de renda de diferentes segmentos sociais, com foco na possível heterogeneidade destes efeitos. Consideram-se oito segmentos sociais, diferenciados segundo três atributos: gênero, experiência e educação. Para relacionar os indicadores sociais de emprego/desigualdade às variáveis macroeconômicas, adotam-se dois tipos de abordagem econométrica: modelos autorregressivos vetoriais padrão – Vector Autoregressive Model (VAR) – e modelos autorregressivos vetoriais de fatores – Factor-Augmented Vector Autoregressive (Favar) –, nos quais os choques macroeconômicos são identificados utilizando restrições de sinal inspiradas em modelos dinâmicos estocásticos de equilíbrio geral – Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE). A comparação entre os resultados das metodologias VAR e Favar permite avaliar em que medida a consideração da possível heterogeneidade dos efeitos pode alterar resultados qualitativos da relação entre os choques macroeconômicos e os indicadores sociais. Os principais resultados do trabalho são que o efeito dos choques identificados: *i)* é estatisticamente significativo apenas para os modelos Favar, indicando a importância da segmentação para relacionar os choques com as condições sociais; *ii)* tem efeitos pequenos mas estatisticamente significativos para os indicadores relativos aos trabalhadores; *iii)* tem efeito heterogêneo por segmento permitindo identificar os segmentos mais vulneráveis segundo as medidas de emprego, a renda ou a desigualdade; e *iv)* o choque de oferta é o único que tem efeito sobre a desigualdade de todos os segmentos.

Palavras-chave: macroeconomia; emprego e desigualdade; Favar bayesiano; identificação com restrição de sinal.

ABSTRACT

This paper analyzes the Brazilian case, the transient conditions of employment levels and income distribution in the country, using micro data from the Monthly Employment Survey (PME) produced by the Brazilian Institute of Geography and Statistics (IBGE) to assess the effects of macroeconomic shocks on employment and income inequality

in different social segments, focusing on the possible effects of heterogeneity. Consider themselves eight social segments, differentiated according to three attributes: gender, experience and education. To relate the social indicators of employment/inequality to macroeconomic variables, adopt two types of econometric approach: vector autoregressive standard models (VAR) models and autoregressive vector factors (Favar), in which macroeconomic shocks are identified using sign restrictions inspired by dynamic stochastic general equilibrium (DSGE). The comparison between the results of VAR methodologies and Favar allows assess to what extent the consideration of the possible effects of heterogeneity can change qualitative results of the relationship between macroeconomic shocks and social indicators. The main results of this work are that the effect of the identified shocks : *i*) is statistically significant only for the Favar models, indicating the importance of segmentation to relate the shock to the social conditions; *ii*) have small but statistically significant effects on indicators relating to workers; *iii*) have heterogeneous effects by segment allowing identification of the most vulnerable segments according to the measures of employment, income or inequality; and *iv*) the supply shock is the only has effect on inequality of all segments.

Keywords: macroeconomics; employment and inequality; Bayesian Favar; signal restriction identification.

1 INTRODUÇÃO

O nível de emprego e o padrão de distribuição de renda de um país são condicionados por tendências de longo prazo e por flutuações transitórias de curto prazo. As tendências de longo prazo têm sido extensamente estudadas e dependem, de acordo com trabalhos recentes, de fatores como a complementaridade entre as novas tecnologias e a maior qualificação dos trabalhadores, o aumento do grau de escolaridade da população e a redução do tamanho das coortes demográficas mais jovens, bem como de políticas de transferência de renda e de valorização do salário mínimo (SM) (Krusell, Ohanian e Rios-Rull Violante, 2000; Barros *et al.* (2000, 2007); Barros, Foguel e Ulyssea, 2006). No Brasil, estas tendências promoveram uma redução expressiva do desemprego e da desigualdade na última década.

Este trabalho analisa, para o caso brasileiro, os condicionantes transitórios dos níveis de emprego e distribuição de renda do país, utilizando os microdados da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) produzida pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) para avaliar os efeitos de choques macroeconômicos sobre o emprego e a desigualdade de renda de diferentes segmentos sociais, com foco na possível heterogeneidade destes efeitos. Espera-se que alterações em variáveis macroeconômicas como o nível de produção, a taxa de inflação e a política monetária afetem não apenas os níveis agregados de emprego e renda, mas também as demandas setoriais e os preços relativos, modificando as demandas por trabalho com graus diferenciados de qualificação e experiência e, portanto, afetando desigualmente os trabalhadores.

O mais qualificado e com mais treinamento formal tem custo de reposição – contratação e treinamento – diferente daquele com menos experiência e treinamento (Agenor, 2001). Isto faz com que alterações transitórias tenham efeito diferenciado por tipo de trabalhador. Além disso, os trabalhadores têm rendas permanentes diferentes, o que condiciona a sua capacidade de negociar o contrato de trabalho e, potencialmente, também diferencia entre segmentos sociais os efeitos de choques econômicos transitórios. Castaneda, Diaz-Gimenez e Rios-Rull (1998) utilizam um modelo teórico calibrado para os Estados Unidos, para mostrar que processos de empregos diferenciados segundo a qualificação do trabalhador são suficientes para explicar a relação entre o ciclo econômico e a flutuação da desigualdade da renda naquele país.

As relações entre variáveis macroeconômicas e indicadores do mercado de trabalho no Brasil já foram objeto de diversos trabalhos anteriores. Neri e Thomas (2000) e Kakwani, Neri e Son (2006) apresentam análises descritivas da relação entre crescimento econômico e indicadores sociais. Vieira e Gonçalves (2008), Valentine, Figueiredo e Maia (2003) e Carvalho, Silva e Silva (2013) estimam, a partir de modelos de séries temporais, os efeitos de choques macroeconômicos sobre variáveis agregadas do mercado de trabalho, como os níveis de emprego, desemprego e salário real. Bourguignon, Branson e Melo (1989) estudam a vulnerabilidade do pobre e da distribuição de renda ao ciclo. Ferreira *et al.* (2008) simulam um modelo integrado macro-micro a fim de investigar o impacto da crise cambial de 1999 sobre as distribuições do emprego e da renda das famílias brasileiras. Mello e Santos (2010) estudam os determinantes da informalidade e Quadrini e Rios-Rull (2011), a relação entre a desigualdade e a macroeconomia.

O trabalho de Ferreira *et al.* (2008) propõe uma metodologia que avalia o impacto diferenciado de um choque macroeconômico sobre diferentes grupos de famílias; as principais limitações do estudo referem-se à falta de uma discussão adequada das hipóteses de identificação do módulo macroeconômico do modelo ao período amostral utilizado, que engloba dados anuais de 1981 a 2000 e não permite, portanto, inferências sobre o período mais recente. Já o trabalho de Carvalho, Silva e Silva (2013) adota uma metodologia cuidadosa de identificação dos choques macroeconômicos – baseada na estimação de um modelo autorregressivo vetorial estrutural identificado por meio de restrições de sinal –, mas ignora a possibilidade de que estes choques tenham efeitos heterogêneos sobre diferentes grupos sociais.

Este estudo busca avançar, em relação a esta literatura, por meio da consideração explícita da possível heterogeneidade dos efeitos de choques macroeconômicos sobre o emprego e a desigualdade de renda de diferentes segmentos sociais, no âmbito de um modelo macroeconômico no qual a estratégia de identificação dos choques é discutida e justificada cuidadosamente.

Este trabalho considera segmentos sociais diferenciados segundo três atributos: gênero, experiência e educação. Os registros da PME são agregados em oito grupos, combinando-se a bipartição de cada um destes três atributos: homem/mulher, jovem/adulto e pouco/muito escolarizado. Os dados de desemprego e de desigualdade são obtidos utilizando a PME para todos os meses do período entre abril de 2002 e dezembro

de 2012, o que condiciona os resultados ao rendimento do trabalho dos trabalhadores das regiões metropolitanas (RMs), deixando de fora a aposentadoria, as transferências do governo e os moradores das demais regiões. A análise é conduzida a partir de duas formas distintas de agrupar as pessoas: segundo os trabalhadores isoladamente e segundo o domicílio dos trabalhadores. A primeira forma considera apenas os participantes do mercado de trabalho, enquanto a segunda considera o efeito sobre toda a população.

Para relacionar os indicadores sociais de emprego/desigualdade às variáveis macroeconômicas, adotam-se dois tipos de abordagem econométrica: modelos autorregressivos vetoriais padrão Vector Autoregressive Model (VAR) – e modelos autorregressivos vetoriais de fatores – Factor-Augmented Vector Autoregressive (Favar) –, nos quais os choques macroeconômicos são identificados utilizando restrições de sinal inspiradas em modelos dinâmicos estocásticos de equilíbrio geral – Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE). Esta abordagem mitiga a arbitrariedade da identificação de choques em modelos VAR e possibilita que o desemprego/desigualdade também condicione as variáveis macroeconômicas. Além disso, a comparação entre os resultados das metodologias VAR e Favar permite avaliar em que medida a consideração da possível heterogeneidade dos efeitos pode alterar resultados qualitativos da relação entre os choques macroeconômicos e os indicadores sociais.

Os principais resultados do trabalho mostram que o efeito dos choques identificados *i)* é estatisticamente significativo apenas para os modelos Favar, indicando a importância da segmentação para relacionar os choques com as condições sociais; *ii)* tem efeitos pequenos mas estatisticamente significativos para os indicadores relativos aos trabalhadores; *iii)* tem efeito heterogêneo por segmento, permitindo identificar os segmentos mais vulneráveis segundo as medidas de emprego, a renda ou a desigualdade; e *iv)* o choque de oferta é o único que tem efeito sobre a desigualdade de todos os segmentos.

O trabalho está organizado em quatro seções, além desta introdução. A seção 2 apresenta os critérios de segmentação dos trabalhadores em grupos sociais. A seção 3 descreve o modelo Favar e a estratégia de identificação dos choques macroeconômicos. A seção 4 apresenta e discute os resultados. Por último, a seção 5 apresenta as considerações finais.

2 SEGMENTANDO A POPULAÇÃO

A PME é uma pesquisa mensal desenhada para acompanhar as condições do mercado de trabalho das RMs. Para isto, a pesquisa coleta apenas informações relativas ao emprego e à renda do trabalho, não considerando a renda dos aposentados e as demais transferências governamentais à população. Adicionalmente, a pesquisa identifica o domicílio e todos seus moradores, ativos ou não ativos no mercado de trabalho. Admitindo que os moradores dos domicílios constituam uma família e partilham a renda obtida pelos seus membros ativos, esta informação adicional possibilita a obtenção de medidas mais abrangentes da renda da população.

Serão levadas em conta duas unidades de observação: trabalhador e domicílio. A primeira considera apenas os membros da população economicamente ativa (PEA) que têm entre 18 e 65 anos. Este conjunto corresponde, no período estudado, a 66% da população, e deixa de lado os elementos da população que não são participantes plenos do mercado de trabalho. A segunda unidade de observação é mais abrangente, cobrindo aproximadamente 88% dos domicílios e 91% da população. Na construção desta medida *i*) supõe-se implicitamente que a renda recebida pelos moradores seja partilhada entre todos os membros do domicílio, como se todos fossem de uma mesma família e *ii*) identifica-se o tipo do domicílio com o morador da PEA que tem a maior escolaridade.¹ De forma semelhante ao que ocorre com a primeira dimensão de observação, são descartados os domicílios em que o respectivo chefe tem idade fora do intervalo entre 18 e 65 anos. De acordo com este critério, são desconsiderados 73% dos indivíduos idosos da população. Evidentemente, esta segunda dimensão subestima a renda do domicílio, ao ignorar a renda dos membros aposentados e dos que recebem outras transferências governamentais.

A tabela 1 apresenta a distribuição dos domicílios da amostra segundo o número de moradores e revela que 84% dos domicílios têm até quatro moradores (o tamanho típico de uma família) e que apenas 1% dos domicílios tem mais do que sete moradores, sugerindo que a hipótese de que a renda é partilhada entre os moradores do domicílio parece razoável.

1. Um comentarista propôs uma definição alternativa, que considerasse os moradores da população em idade ativa (PIA), e não da PEA. Esta definição, por um lado, teria a vantagem de não depender da decisão momentânea dos indivíduos de participarem ou não da PEA, mas, por outro, poderia incluir pessoas não habilitadas ao mercado de trabalho. Como a vantagem do uso desta medida alternativa é discutível, optou-se pela primeira medida. O critério ótimo de escolha do trabalhador representante do domicílio é um tema a ser estudado.

TABELA 1
Distribuição dos domicílios da amostra

(Em número de pessoas)

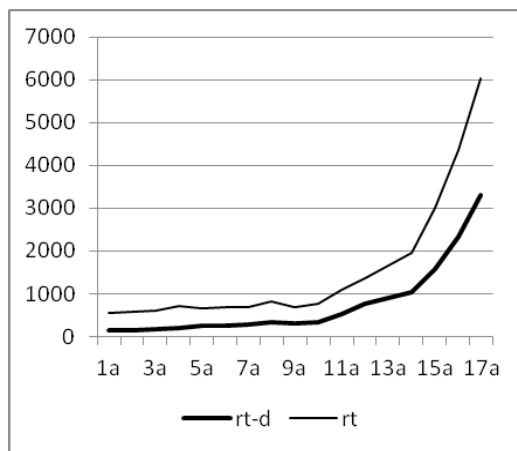
Número de pessoas	1	2	3	4	5	6	7	>7
% de domicílios	14	23	25	21	10	4	2	1
% acumulada	14	37	62	84	93	97	99	100

Elaboração dos autores.

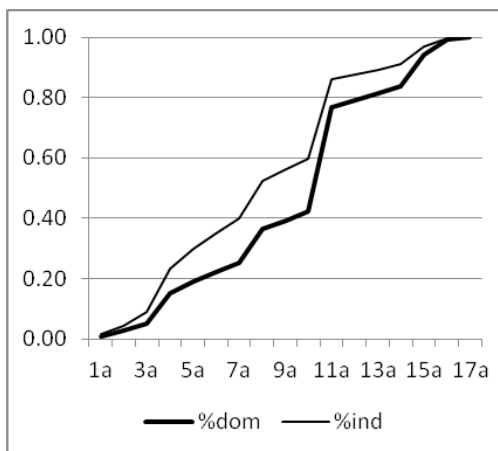
Consideram-se segmentos sociais diferenciados segundo três atributos: gênero, experiência e educação. Para manter a análise simples, as três variáveis de segmentação dos trabalhadores são bipartidas, o que requer a escolha de um valor crítico de idade e escolaridade. Considera-se arbitrariamente que a idade de 30 anos distingue os grupos de jovens e adultos, e que o patamar de dez anos de escolaridade distingue os grupos de baixa e alta escolaridade. O gráfico 1 mostra que este nível crítico de escolaridade corresponde à divisão dos trabalhadores e dos domicílios em grupos de tamanhos aproximadamente semelhantes (gráfico 1B), e que se trata do ponto da curva de renda em que a escolaridade aparentemente passa a ter maior efeito (gráfico 1A).

GRÁFICO 1
Renda média e distribuição da população por anos de escolaridade¹

1A – Renda média por escolaridade



1B – Distribuição acumulada da população por escolaridade



Elaboração dos autores.

Nota: ¹Onde *rt-d* é a renda *per capita* do domicílio, *rt* a renda do trabalhador, e *% dom* e *% ind* são, respectivamente, a proporção de domicílios e de trabalhadores que tem escolaridade menor ou igual à indicada.

Imagem reproduzida em baixa resolução em virtude das condições técnicas dos originais disponibilizados pelos autores para publicação (nota do Editorial).

Combinando-se a bipartição de cada um dos três atributos citados, obtêm-se oito grupos sociais distintos. A tabela 2 mostra a distribuição de trabalhadores e domicílios entre estes segmentos sociais, sob cada uma das unidades de observação consideradas (trabalhador e domicílio). Quando a unidade de observação é o domicílio, mostra-se também a proporção de domicílios identificados que tem pessoas idosas em cada grupo. Observa-se que essa proporção é aproximadamente igual em todos os grupos, o que sugere que a subestimativa da renda está igualmente distribuída.

TABELA 2
Distribuição de trabalhadores e domicílios por segmentos sociais¹

Segmento	Gênero	Idade	Escolaridade	Unidade de observação: trabalhador		Unidade de observação: domicílio		
				Pessoas		Pessoas	Domicílios	Com idoso
mjs	Mulher	Jovem	<= 10a	0,04		0,05	0,04	0,08
mjt	Mulher	Jovem	> 10a	0,07		0,13	0,11	0,12
mas	Mulher	Adulto	<= 10a	0,14		0,09	0,11	0,10
mat	Mulher	Adulto	> 10a	0,10		0,15	0,16	0,16
hjs	Homem	Jovem	<= 10a	0,05		0,07	0,06	0,08
hjt	Homem	Jovem	> 10a	0,06		0,11	0,10	0,09
has	Homem	Adulto	<= 10a	0,11		0,14	0,14	0,10
hat	Homem	Adulto	> 10a	0,08		0,17	0,16	0,11
Total				0,65		0,91	0,88	0,84

Elaboração dos autores.

Nota: ¹Onde os mnemônicos relativos aos segmentos indicam, respectivamente, o gênero (*m/h*), a idade (*j/a*) e a escolaridade (*s/t*).

Theil (1967) propôs dois índices para medir a desigualdade de renda (x): o índice Theil- L , que mede a desigualdade entre elementos com renda positiva e está diretamente relacionado a uma medida de bem-estar (Atkinson, 1970), e o índice Theil- R (T-R), que foi escolhido devido a sua maior abrangência, pois inclui os elementos que têm renda nula. Este índice pode ser decomposto como a soma das contribuições de cada subconjunto $TR(p)$, como mostram as expressões a seguir.

$$T - R = \sum X_i \log(X_i) / \sum X_i - \log(\sum X_i / n) = \sum_p Tr(p)$$

$$TR(p) = \left\{ \sum_{i \in p} X_i \log(X_i) / \sum X_i \right\} \left\{ T - R(p) + \log(\sum_{i \in p} X_i / n(p)) - \log(\sum_i X_i / n) \right\}^2$$

2. No índice *Theil-R*, p é o conjunto de observações que tem renda não nula. Este índice pode ser redefinido incluindo toda a população P^* , bastando substituir $n(p)$ por $n(p^*)$.

em que $TR(p)$ é soma ponderada da desigualdade intra o subconjunto p ($T-R(p)$) e a desigualdade entre o subconjunto (p) e a população.

As medidas das condições sociais consideradas para a amostra de trabalhadores são: *i*) proporção da PIA empregada ($n|T$); *ii*) log da renda média ($r|T$); e *iii*) contribuição do grupo para a desigualdade total medida pelo índice de Theil $T-R$ ($T|T$). Para a amostra de domicílios, as medidas são: *i*) proporção dos domicílios em que o chefe está empregado ($n|D$); *ii*) log da renda *per capita* do domicílio ($r|D$); e *iii*) contribuição para o índice de Theil- R ($t|D$).

A tabela 3 apresenta, para cada um dos oito grupos de trabalhadores, a razão empregados/PIA, a renda média a preços de 2010 e as parcelas dos índices de Theil.

TABELA 3
Descrição da segmentação segundo trabalhadores

Mnemônicos	Empregados/PIA	Renda real	Theil- R
mjb	0,412	377	-0,010
mju	0,635	798	0,010
Mab	0,460	588	-0,011
Mau	0,650	1.627	0,172
hjb	0,688	563	-0,015
hju	0,771	1.058	0,032
hab	0,757	983	0,042
hau	0,854	2.556	0,429
Total	0,445	1.169	0,650

Elaboração dos autores.

Obs.: renda a preços de 2010.

No caso das medidas relativas ao domicílio, a renda *per capita* – soma das rendas de todas as fontes dividida pelo número de moradores no domicílio – é a do domicílio, enquanto a taxa de emprego do domicílio foi definida segundo dois conceitos: proporção dos domicílios em que pelo menos uma pessoa está empregada e proporção dos domicílios em que o trabalhador que identifica o domicílio está empregado. A tabela 4 apresenta o valor médio para cada grupo das duas medidas de desemprego do domicílio, a renda *per capita* média e os índices de Theil do grupo, acrescidos da proporção de idosos e de crianças em cada grupo e do número médio de pessoas por domicílio.

TABELA 4
Descrição da segmentação segundo domicílios

	Pelos menos um empregado	Chefe empregado	Renda real <i>per capita</i>	Theil- <i>R</i>	Theil- <i>L</i>	Domicílios com idoso	Domicílios com criança	Número médio de moradores
mjb	0,87	0,72	67	-0,007	0,11	0,02	0,26	3,77
mab	0,72	0,67	100	0,001	0,30	0,05	0,13	2,75
mju	0,94	0,82	189	0,066	0,08	0,03	0,11	3,58
mau	0,90	0,87	342	0,283	0,10	0,06	0,11	3,05
hjb	0,92	0,85	80	-0,010	0,10	0,03	0,20	3,67
hab	0,86	0,84	121	0,010	0,11	0,03	0,17	3,10
hju	0,95	0,88	202	0,069	0,03	0,03	0,1	3,54
hau	0,95	0,93	386	0,404	0,09	0,04	0,14	3,22
Total	0,82	0,76	207	0,817	0,92	0,07	0,14	3,14

Elaboração dos autores.

Obs.: renda a preços de 2010.

3 ANÁLISE EMPÍRICA

A análise empírica foca as inter-relações entre um núcleo macroeconômico básico e diferentes medidas de condições sociais do país. O núcleo macroeconômico é composto por três variáveis: nível de produto, taxa de inflação e taxa de juros. Como indicadores sociais, consideram-se três possíveis medidas de emprego – proporção de domicílios em que o chefe do domicílio está empregado, proporção de domicílios em que pelo menos uma pessoa está empregada e proporção de pessoas empregadas – e quatro possíveis medidas de desigualdade – os índices de Theil-*R* e Theil-*L* para a amostra de trabalhadores e os mesmos índices para a amostra de domicílios.

A fonte de informações para a construção dos indicadores sociais é a PME, pesquisa mensal que, no início de 2002, teve seus critérios de apuração modificados – dificultando a comparação com os meses anteriores. Além disso, desde aproximadamente 2002, o país tem se caracterizado por marcada continuidade de políticas públicas. Os dois fatos delimitam a amostra disponível para o estudo em 129 observações, desde março de 2002 a dezembro de 2012.³

3. Apesar da descontinuidade dos critérios, seria muito interessante a análise do período pós-Plano Real até 2002. Isto adicionaria sete anos (84 meses) à amostra e possibilitaria estudar uma eventual alteração de tendências. Infelizmente, os dados pré-2002 da PME não estavam disponíveis em um formato tratável.

Adotam-se dois tipos de abordagem econométrica: VAR e Favar. Cada modelo inclui as três variáveis macroeconômicas básicas e uma variável adicional, referente a um dos indicadores sociais propostos. No caso dos modelos VAR, a variável adicional corresponde a uma medida média ou agregada do indicador social relevante, enquanto nos modelos Favar trata-se de um fator latente que capta o efeito agregado da medida social desagregada por segmento. A principal diferença entre as duas abordagens se refere ao fato de que os modelos Favar permitem captar a possível heterogeneidade dos efeitos macroeconômicos sobre os diferentes grupos sociais. Cabe notar que é possível que determinado choque macroeconômico tenha efeitos significativos e heterogêneos sobre diferentes grupos sociais, mas que tais impactos se compensem para o agregado da população, levando a efeitos nulos ou insignificantes sobre o indicador social agregado. A comparação entre os resultados das metodologias VAR e Favar permite, portanto, avaliar em que medida a consideração da possível heterogeneidade dos efeitos pode alterar resultados qualitativos da relação entre os choques macroeconômicos e os indicadores sociais.

A seguir, apresentam-se detalhes da metodologia Favar e do método de identificação dos choques estruturais adotado, baseado na imposição de restrições de sinal.

3.1 Modelo Favar

A literatura dos modelos VAR admite que os choques macroeconômicos não são observáveis, mas construtos que extraem das variáveis observadas (x) uma quantidade vetorial (u), de mesma dimensão de (x) e independentes entre si, que possam ser considerados legitimamente como alterações exógenas de política ou do ambiente econômico. Um dos principais objetivos deste trabalho é avaliar a heterogeneidade dos efeitos destes choques sobre os indicadores dos oito grupos sociais descritos anteriormente (y), o que impossibilita a utilização da abordagem VAR clássica devido à insuficiência de graus de liberdade⁴ para a análise da bicausalidade entre (y) e (x). O modelo Favar descrito em (1)-(3) lida com esta situação, ao incluir fatores latentes não observados que representam a informação existente em (y) que não está contida em (x).

$$y_t = \alpha x_t + \beta S_t + \gamma \theta_t + e_t \quad e \sim \text{diag}(\sigma) \quad (1)$$

4. De fato, com três variáveis macroeconômicas, cada equação do modelo teria onze regressores por defasagem, ou seja, 122 coeficientes para serem estimados, o que está em conflito com o tamanho da amostra disponível (129 observações).

$$A_{xx}x_t + A_{x\theta}\theta_t = B_{xx}x_{t-1} + B_{x\theta}\theta_{t-1} + C_{xx}x_{t-1} + C_{x\theta}\theta_{t-1} + \dots + u_{xt} \quad (2)$$

$$A_{\theta x}x_t + A_{\theta\theta}\theta_t = B_{\theta x}x_{t-1} + B_{\theta\theta}\theta_{t-1} + C_{\theta x}x_{t-1} + C_{\theta\theta}\theta_{t-1} + \dots + u_{\theta t}$$

$$(u_x, u_\theta) = u \sim N(0, I) \quad (3)$$

A equação (1) explica (y) com as variáveis macroeconômicas (x), componentes exógenos (S) de tendência e sazonalidade, e um fator latente (θ) que sumariza a informação disponível em (y) que não é explicada por (x , S). A equação (2) descreve a dinâmica de (x , θ). Finalmente, (3) é a condição de independência de (u). O fator latente (θ) não está univocamente determinado, requer restrições de identificação discutidas em Matsumura e Moreira (2013).⁵ Admite-se, como em Bernanke, Boivin e Elias (2005), que (x) explique contemporaneamente (y), o que pode implicar viés de estimação. Por isto, estas variáveis foram instrumentadas com seus valores defasados.⁶

O modelo foi estimado utilizando inferência bayesiana e o algoritmo de Monte Carlo Markov Chain (MCMC), que obtém uma amostra empírica de todos os elementos do modelo e de qualquer função destes. O algoritmo de estimação descrito no apêndice tem uma etapa de estimação da matriz A que identifica os choques exógenos, sorteando rotações aleatórias ortonormais até que a restrição de sinal seja atendida. Naturalmente, pode ocorrer que não exista uma rotação que atenda às restrições de sinal impostas; no entanto, esta possibilidade não se verificou na maioria dos casos estudados.

Vale lembrar que, na abordagem bayesiana, todos os componentes são aleatórios, inclusive os elementos da matriz A que são obtidos com rotações aleatórias, de modo que não temos um único modelo que identifica (u), mas uma distribuição empírica de modelos – amostra de matrizes A – que atendem à restrição de identificação. Esta incerteza está refletida na distribuição de todos os elementos do modelo e de suas funções, em particular, em todas as funções de resposta a impulso (FRIs) apresentadas.

5. As restrições que identificam univocamente os fatores podem ser introduzidas de várias formas. Escolheu-se impor: *i*) a escala variância de (θ) é unitária; e *ii*) submatriz referente a este componente é triangular inferior na equação de transição de primeira ordem.

6. A introdução de instrumentos não alterou os resultados e a causalidade inversa não se mostrou importante na maioria dos casos.

3.2 Identificação dos choques macroeconômicos

Modelos VAR/Favar são instrumentos úteis para analisar as inter-relações entre múltiplas variáveis econômicas a partir de um conjunto mínimo e transparente de restrições de identificação – isto é, de restrições que permitam identificar o componente “exógeno” de cada variável, possibilitando a estimação do efeito de um “choque” nessa variável sobre as demais. A escolha do método específico de identificação a ser adotado em cada caso é, porém, uma questão controversa, o que explica a coexistência de várias metodologias alternativas na literatura. Os métodos mais tradicionais (ainda populares) baseiam-se na imposição de restrições-zero sobre as relações contemporâneas entre as variáveis, a partir de argumentos *ad hoc*, teoria econômica ou conhecimento institucional (Sims, 1980; Bernanke e Mihov, 1998; Blanchard e Perotti, 2002). A insatisfação com as limitações desta abordagem levou ao surgimento de outros métodos, que, de um lado, buscam explorar propriedades dos dados, como as distribuições dos resíduos (Pesaran e Shin, 1998), quebras estruturais e heterocedasticidade (Lanne, Lutkepohl e Maciejowska, 2009; Lanne e Lutkepohl, 2008) e correlações condicionais entre os resíduos do VAR (Swanson e Granger, 1997); e, de outro lado, buscam se apoiar mais fortemente na teoria econômica, visando à adoção de restrições julgadas menos restritivas, tais como a imposição de restrições-zero sobre os efeitos de longo prazo de certos choques (Blanchard e Quah, 1989) ou sobre os sinais dos efeitos dos choques (Faust, 1998; Uhlig, 2005).

O método de identificação baseado na imposição de restrições de sinal tem ganhado popularidade recentemente, e tem se tornado comum escolher o conjunto de restrições a ser adotado a partir dos sinais das FRIs derivadas de modelos DSGE.⁷ Esta é a abordagem adotada também neste trabalho, no qual serão impostas restrições de sinal para identificar os choques que afetam o núcleo macroeconômico do modelo. Vale ressaltar, porém, que nenhuma restrição é imposta à resposta das variáveis “sociais” aos choques macroeconômicos – de modo que, em relação a tal resposta, o procedimento é “agnóstico”, conforme expressão de Uhlig (2005).

Dado que o núcleo macroeconômico inclui apenas três variáveis – uma medida de atividade, a taxa de inflação, Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) e a taxa de juros Selic –, as restrições de sinal podem ser derivadas a partir de modelos DSGE muito simples, como o modelo novo-keynesiano básico apresentado em Woodford (2003).

7. Ver, entre outros, Peersman e Straub (2009), Liu (2010), Canova e Paustian (2010) e Liu e Theodoridis (2012).

Este modelo pode ser representado pelas equações a seguir (log-linearizadas em torno do equilíbrio em estado estacionário com inflação zero):

$$x_t = E_t x_{t+1} - \sigma(i_t - E_t \pi_{t+1} - r_t^n) \quad (1)$$

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + kx_t \quad (2)$$

$$i_t = \bar{i}_t + \phi_\pi (\pi_t - \bar{\pi}) + \phi_x (x_t - \bar{x}) \quad (3)$$

$$r_t^n = \sigma^{-1}[(g_t - y_t^n) - E_t (g_{t+1} - y_{t+1}^n)] \quad (4)$$

$$y_t^n = \frac{\sigma^{-1} g_t + \omega q_t}{\sigma^{-1} + \omega} \quad (5)$$

$$x_t = y_t - y_t^n \quad (6)$$

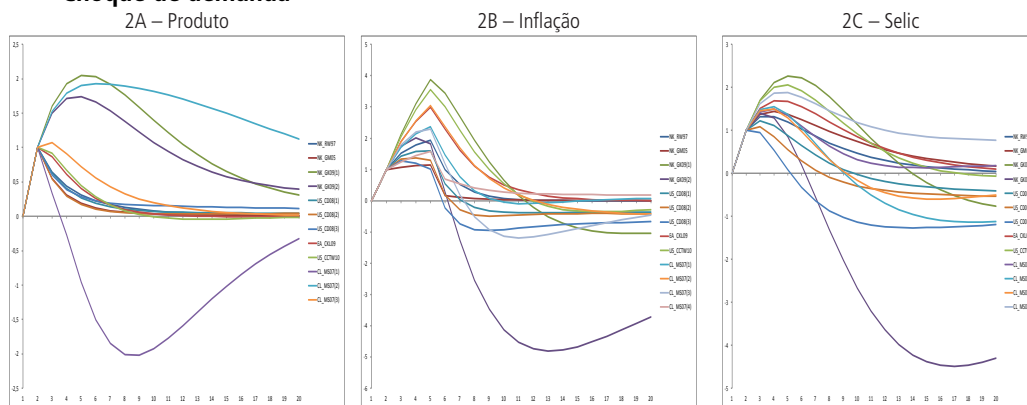
onde x é o hiato do produto, y é o nível de produto na economia, yn o nível de produto “natural” (isto é, o produto que seria observado no equilíbrio com flexibilidade perfeita de preços, que varia com agregados de choques de “demanda”, g , e de “oferta”, q), rn a “taxa de juros natural”, π a taxa de inflação, i a taxa de juros nominal e \bar{i} um choque de política monetária. Todos os parâmetros são positivos e refletem características estruturais da economia, tais como a elasticidade de substituição intertemporal no dispêndio privado, o fator de desconto intertemporal dos agentes privados, a função de reação da autoridade monetária e parâmetros que dependem da frequência dos reajustes de preços na economia e da elasticidade do custo marginal real em relação ao produto.

A equação (1), usualmente denominada “curva IS intertemporal”, é a demanda agregada da economia, relacionando o produto em cada momento aos níveis correntes e esperados para o futuro da taxa de juros e dos choques representados pela taxa de juros natural. A equação (2), que explica a inflação corrente pelos níveis esperados do hiato do produto corrente e futuro, é a curva de oferta agregada. Essa equação é conhecida como curva de Phillips novo-keynesiana. A derivação dessas equações baseia-se, respectivamente, em problemas de otimização intertemporal por parte de um consumidor e um produtor representativo. A equação (3) é a regra de política monetária, especificada na forma de uma “regra de Taylor”. Finalmente, (4), (5) e (6) são apenas definições.

Neste modelo, cada um dos choques de demanda, de oferta e de política monetária gera uma configuração diferente de sinais para as respostas do produto, da inflação e da taxa de juros – fornecendo, portanto, informações suficientes para a identificação dos choques do núcleo macroeconômico do VAR por meio de restrições de sinal. É importante notar, porém, que as configurações de sinais derivadas deste modelo teórico podem estar associadas a diferentes choques ou combinações de choques em modelos mais complexos e “realistas”. A fim de deixar claras possíveis interpretações dos choques a serem identificados, bem como verificar possíveis diferenças na persistência dos choques em diferentes modelos, opta-se por apresentar, a seguir, as respostas do produto, da inflação e da taxa de juros a diferentes tipos de choques, no contexto de diferentes extensões do modelo novo-keynesiano padrão. Para tanto, faz-se uso da base de dados de modelos macroeconômicos organizada e disponibilizada por Wieland *et al.* (2012) – Macroeconomic Model Database (MMB) version 1.2. Além do modelo de Rotemberg e Woodford (1997) e Woodford (2003), modificado pela inclusão de um choque na curva de Phillips (*cost push*), consideram-se aqui o modelo de economia aberta de Galí e Monacelli (2005), os modelos com intermediários financeiros de Gertler e Karadi (2011) e Christensen e Dib (2008), o modelo com mercado de trabalho de Christoffel *et al.* (2009), o modelo de Smets e Wouters (2007) na versão com consumidores restritos (*rule of thumb*) estimada por Cogan *et al.* (2010) e o modelo de pequena economia aberta estimado para o Chile por Medina e Soto (2007). Buscou-se, assim, considerar modelos representativos de diferentes extensões do modelo novo-keynesiano básico. Em todos os modelos, adotou-se a mesma regra monetária, correspondente à regra usada por Christiano, Eichenbaum e Evans (2005), na qual a taxa de juros depende de um termo inercial, da inflação esperada e do produto contemporâneo, além de um choque exógeno.

O choque de política monetária está bem definido em todos os modelos supracitados. Os demais choques foram classificados como choques de demanda ou choques de oferta sempre que as configurações de sinais iniciais das respostas do produto, da inflação e da taxa de juros coincidiam com os sinais derivados do modelo básico. Vale notar que o choque de oferta foi definido como um choque negativo. Ademais, como não há interesse em comparar as magnitudes dos choques entre os vários modelos, todos os choques foram normalizados de modo a terem o mesmo impacto inicial. Os diferentes graus de persistência observados entre modelos, porém, podem fornecer informações interessantes para a definição da persistência das restrições de sinal a serem adotadas na identificação do VAR. Os gráficos 2, 3 e 4 resumem os resultados obtidos.

GRÁFICO 2
Choque de demanda

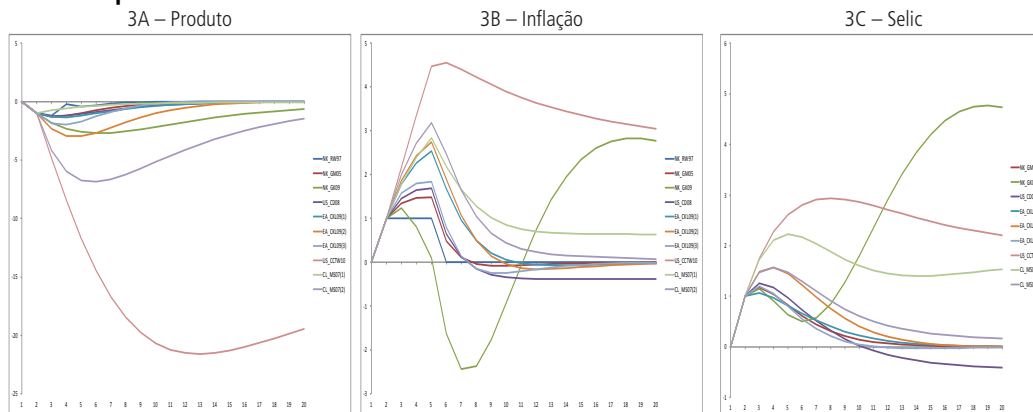


Elaboração dos autores.

Imagem reproduzida em baixa resolução em virtude das condições técnicas dos originais disponibilizados pelos autores para publicação (nota do Editorial).

Obs.: As siglas correspondentes a cada modelo são: NK_RW97 = Rotemberg e Woodford (1997); NK_GM05 = Gali e Monacelli (2005); NK_GK09 = Gertler e Karadii (2011); US_CD08 = Christensen e Dib (2008); EA_CKL09 = Christoffel *et al.* (2009); US_CCTW10 = Cogan *et al.* (2010); e CL_MS07 = Medina e Soto (2007). Os tipos de choques de oferta considerados (após normalização) foram: NK_RW97 = *cost push*; NK_GM05, NK_GK09, US_CD08, EA_CKL09(3) e CL_MS07(2) = produtividade; EA_CKL09(1) = poder de barganha salarial; EA_CKL09(2) = taxa de separação de emprego; e US_CCTW10 = *mark-up* salarial. Os tipos de choques de demanda considerados (após normalização) foram: NK_RW97 = gastos públicos; NK_GM05 = demanda externa; NK_GK09(1) = patrimônio líquido dos bancos; NK_GK09(2) = qualidade do capital; US_CD08(1) = demanda por moeda; US_CD08(2) = preferência por consumo; US_CD08(3) = eficiência marginal do investimento; EA_CKL09 = preferências intertemporais; US_CCTW10 = *spread* entre taxa de retorno dos ativos privados e taxa básica de juros; CL_MS07(1) = juros externos; CL_MS07(2) = oferta de trabalho; CL_MS07(3) = custo de ajustamento do investimento; e CL_MS07(4) = preço do petróleo.

GRÁFICO 3
Choque de oferta

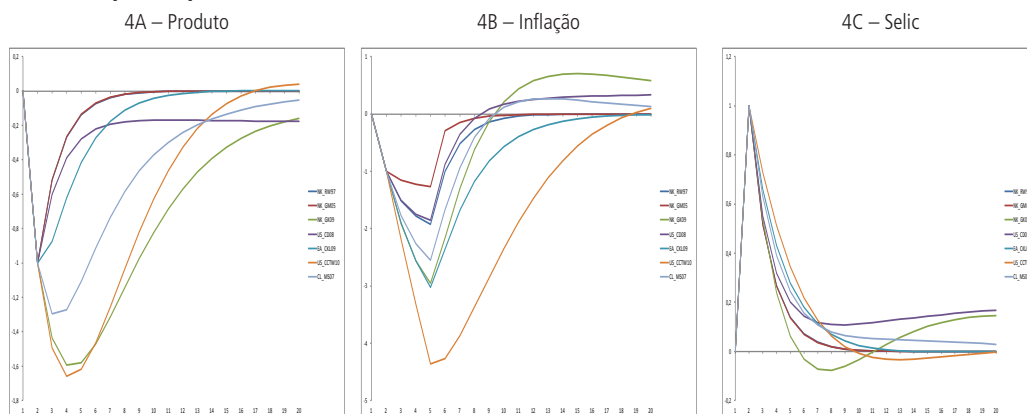


Elaboração dos autores.

Imagem reproduzida em baixa resolução em virtude das condições técnicas dos originais disponibilizados pelos autores para publicação (nota do Editorial).

Obs.: as siglas correspondentes a cada modelo são: NK_RW97 = Rotemberg e Woodford (1997); NK_GM05 = Gali e Monacelli (2005); NK_GK09 = Gertler e Karadii (2011); US_CD08 = Christensen e Dib (2008); EA_CKL09 = Christoffel *et al.* (2009); US_CCTW10 = Cogan *et al.* (2010); e CL_MS07 = Medina e Soto (2007). Os tipos de choques de oferta considerados (após normalização) foram: NK_RW97 = *cost push*; NK_GM05, NK_GK09, US_CD08, EA_CKL09(3) e CL_MS07(2) = produtividade; EA_CKL09(1) = poder de barganha salarial; EA_CKL09(2) = taxa de separação de emprego; e US_CCTW10 = *mark-up* salarial. Os tipos de choques de demanda considerados (após normalização) foram: NK_RW97 = gastos públicos; NK_GM05 = demanda externa; NK_GK09(1) = patrimônio líquido dos bancos; NK_GK09(2) = qualidade do capital; US_CD08(1) = demanda por moeda; US_CD08(2) = preferência por consumo; US_CD08(3) = eficiência marginal do investimento; EA_CKL09 = preferências intertemporais; US_CCTW10 = *spread* entre taxa de retorno dos ativos privados e taxa básica de juros; CL_MS07(1) = juros externos; CL_MS07(2) = oferta de trabalho; CL_MS07(3) = custo de ajustamento do investimento; e CL_MS07(4) = preço do petróleo.

GRÁFICO 4
Choque de política monetária



Elaboração dos autores.

Imagem reproduzida em baixa resolução em virtude das condições técnicas dos originais disponibilizados pelos autores para publicação (nota do Editorial).

Obs.: as siglas correspondentes a cada modelo são: NK_RW97 = Rotemberg e Woodford (1997); NK_GM05 = Gali e Monacelli (2005); NK_GK09 = Gertler e Karadi (2011); US_CD08 = Christensen e Dib (2008); EA_CKL09 = Christoffel *et al.* (2009); US_CCTW10 = Cogan *et al.* (2010); e CL_MS07 = Medina e Soto (2007). Os tipos de choques de oferta considerados (após normalização) foram: NK_RW97 = *cost push*; NK_GM05, NK_GK09, US_CD08, EA_CKL09(3) e CL_MS07(2) = produtividade; EA_CKL09(1) = poder de barganha salarial; EA_CKL09(2) = taxa de separação de emprego; e US_CCTW10 = *mark-up* salarial. Os tipos de choques de demanda considerados (após normalização) foram: NK_RW97 = gastos públicos; NK_GM05 = demanda externa; NK_GK09(1) = patrimônio líquido dos bancos; NK_GK09(2) = qualidade do capital; US_CD08(1) = demanda por moeda; US_CD08(2) = preferência por consumo; US_CD08(3) = eficiência marginal do investimento; EA_CKL09 = preferências intertemporais; US_CCTW10 = *spread* entre taxa de retorno dos ativos privados e taxa básica de juros; CL_MS07(1) = juros externos; CL_MS07(2) = oferta de trabalho; CL_MS07(3) = custo de ajustamento do investimento; e CL_MS07(4) = preço do petróleo.

Os sinais iniciais das respostas do produto, da inflação e da taxa de juros aos choques considerados estão resumidos na tabela 5 .

TABELA 5
Sinais das respostas iniciais aos choques considerados

Resposta	Choque		
	Demanda	Oferta	Monetário
Produto	+	-	-
Inflação	+	+	-
Taxa de juros	+	+	+

Elaboração dos autores.

Observa-se que choques de natureza muito distinta podem ter efeitos semelhantes sobre as três variáveis macroeconômicas consideradas, de modo que sua interpretação como choques de “demanda” ou de “oferta” deve ser feita com cautela. No que se refere à persistência dos choques, em quase todos os casos o sinal inicial da resposta persiste durante pelo menos cinco a seis períodos, de modo que a adoção de grau de persistência

desta ordem de grandeza nas restrições de sinal parece compatível com uma ampla gama de modelos teóricos.

Neste caso, além destas três variáveis – produto representado pelo grau de utilização da capacidade potencial,⁸ preços (IPCA) e juros (Selic) – o modelo inclui uma variável adicional referente a um dos indicadores sociais considerados. No caso dos modelos VAR, a variável adicional corresponde a uma medida média ou agregada do indicador social relevante, enquanto nos modelos Favar trata-se de um fator latente que capta o efeito agregado da medida social desagregada por segmento. Em todos os casos, portanto, o modelo é estimado com quatro variáveis, sendo os choques macroeconômicos identificados por meio das restrições de sinal indicadas na tabela 5 nos três primeiros meses após cada choque.⁹ O quarto choque está associado a inovações ocorridas no indicador social considerado, ao qual não é imposta nenhuma restrição, além das hipóteses de ortogonalidade em relação aos demais choques e idêntico grau de permanência.

4 RESULTADOS

A análise foi realizada em duas etapas. Na primeira foi utilizado o modelo VAR para estudar a relação entre as variáveis macro e os indicadores sociais agregados para o conjunto da população e, na segunda, o modelo Favar para estudar a relação entre as variáveis macro e os indicadores sociais medidos por segmento. Em todos os casos os choques foram identificados segundo os critérios da subseção 3.2, e as FRIs estimadas para um período de doze meses.

O modelo VAR foi estimado para cada um dos seis indicadores, e em todos os casos não foi possível estabelecer uma relação entre os choques identificados e o indicador social e entre o choque social e as variáveis macro. Para isso, foi testada a hipótese de que são nulos todos os coeficientes das FRIs pertinentes, e esta hipótese não foi rejeitada

8. Esta medida foi calculada: *i*) extraindo a tendência e a sazonalidade do índice de produto real da economia brasileira produzido mensalmente pelo Banco Central do Brasil (BCB); e *ii*) tomando a diferença entre esta quantidade e o resultado potencial medido com o filtro de Hodrick-Prescott da mesma quantidade.

9. Na maioria dos casos estudados não foi possível garantir permanência maior do que três meses, mas esta foi escolhida para todos os casos estudados, VAR e Favar.

no nível de significância de 5%.¹⁰ O modelo Favar foi também estimado para o mesmo conjunto de indicadores sociais, desagregados segundo os oito segmentos.

A tabela 6 apresenta, para cada indicador, medidas que sumarizam o desempenho dos modelos quanto à relevância, ao ajustamento e à importância dos choques. O ajustamento foi medido com a proporção da variância observada que é explicada com o modelo, e a importância dos choques com a proporção da variância da previsão de doze meses que é explicada com a soma dos choques macroeconômicos. A relevância foi medida com a razão entre a resposta de maior magnitude e a componente de tendência de cada indicador.

TABELA 6
Modelos Favar: estatísticas resumo

	Proporção da variância												Relevância					
	Dos dados, explicada com o modelo						Da previsão, explicada com os choques macro						Choque/tendência					
	n t	r t	d t	n d	r d	d d	n t	r t	d t	n d	r d	d d	n t	r t	d t	n d	r d	d d
mjs	0,79	0,97	0,99	0,82	0,82	0,99	0,55	0,41	0,60	0,36	0,35	0,49	0,24	1,41	0,37	0,27	0,50	0,02
mjt	0,99	0,97	0,99	0,29	0,29	0,91	0,49	0,43	0,45	0,37	0,33	0,56	0,21	3,96	2,47	0,39	0,48	0,16
mas	0,80	0,96	0,95	0,96	0,97	0,79	0,45	0,44	0,43	0,46	0,42	0,47	0,45	0,90	0,48	0,80	1,05	0,25
mat	0,82	0,95	0,97	0,60	0,60	0,97	0,58	0,45	0,49	0,24	0,24	0,51	0,66	5,22	0,26	0,25	3,04	0,04
hjs	0,47	0,98	0,99	0,84	0,84	0,99	0,71	0,45	0,59	0,33	0,32	0,57	8,42	1,20	0,54	2,98	0,56	0,05
hjt	0,91	0,97	0,83	0,48	0,47	0,98	0,68	0,44	0,47	0,43	0,37	0,38	0,67	3,77	1,64	0,27	0,62	0,03
has	0,67	0,97	0,96	0,95	0,95	0,66	0,63	0,43	0,50	0,43	0,40	0,44	2,51	1,51	0,45	0,60	0,94	0,14
hat	0,62	0,95	0,96	0,55	0,55	0,97	0,61	0,45	0,56	0,27	0,26	0,45	3,91	2,04	0,87	0,54	2,51	0,17

Elaboração dos autores.

A qualidade do ajuste mostra que o modelo explica uma proporção expressiva da flutuação observada dos indicadores sociais que indicam a qualidade do ajuste obtido, sendo que a qualidade de ajuste para os indicadores construídos a partir dos domicílios é em geral menor.

A importância dos choques macro mostra que a soma da variância da previsão (doze meses à frente) de todos os choques macro é também expressiva e significativa a 5% para todos os casos apresentados. Como será visto, esse resultado promissor não

10. O mesmo resultado vale para a significância de 7%, para quase todos os coeficientes e também para a significância de 10%.

se mantém quando se considera o efeito de cada choque isoladamente, mostrando a dificuldade de decompor os efeitos dos choques. Também neste caso, os resultados para os indicadores medidos nos domicílios são em geral menores.

Na década estudada (2002-2012), todos os indicadores sociais apresentaram uma melhora tendencial expressiva, tratada como exógena nos modelos estimados. Naturalmente, estas tendências de longo prazo poderiam ser tão fortes a ponto de tornar pouco relevantes as flutuações de curto prazo estudadas neste trabalho – atenuando, assim, a importância econômica dos resultados obtidos. Para avaliar a relevância, é apresentada, para cada indicador e segmento, a razão entre a resposta de maior magnitude e a correspondente alteração tendencial mensal. Esta razão mede, em unidades de ano, a capacidade do choque transitório de adiantar ou atrasar a tendência de melhoria das condições sociais. Pode-se observar que os choques transitórios identificados são de mesma ordem de grandeza e, em alguns casos, significativamente maiores do que a alteração tendencial esperada para um ano.

Vale notar que, como a redução da desigualdade ou o aumento da empregabilidade têm limites, é razoável esperar que as flutuações tendenciais, ao contrário das transitórias, sejam reduzidas ou anuladas no futuro, o que enfatiza a importância destes resultados.

O objetivo deste trabalho é medir o efeito dos choques sobre os indicadores sociais, e para isso é necessário avaliar se as FRIs estimadas são significativas estatisticamente. Para isso, testou-se a significância estatística de cada um dos doze elementos das respostas dos oito grupos sociais, em um total de 96 testes. A tabela 7 apresenta, para cada um dos seis indicadores analisados, o número de elementos das FRIs que são significativos a 5% e a 10%.

TABELA 7

Número de elementos significativos segundo os três choques e os seis indicadores sociais

	Trabalhador						Domicílio					
	$p5$			$p10$			$p5$			$p10$		
	ud	uo	um	ud	uo	um	ud	uo	um	ud	uo	um
Emprego	31	18	13	35	25	21	0	0	3	0	0	7
Log (renda real)	0	0	1	38	28	1	0	0	0	0	0	0
Desigualdade	3	30	2	11	66	2	1	6	6	4	19	10

Elaboração dos autores.

Os resultados para os indicadores medidos para os domicílios indicam que não foi possível estabelecer uma relação entre os choques e os indicadores, e, por este motivo, a análise seguirá apenas para os indicadores obtidos para o conjunto dos trabalhadores.

Esse resultado tão diferenciado entre os dois conjuntos de indicadores sugere a necessidade de entender o porquê do ocorrido, o que requer um estudo específico, algo que está fora do escopo proposto para este texto. Uma tentativa de explicação é que os resultados relativos à renda e à distribuição de renda para os domicílios referem-se a médias entre trabalhadores de diferentes tipos e que são atribuídas ao segmento do chefe do domicílio. Indicadores que são médias tendem a reduzir a vulnerabilidade aos choques – como sugerido na tabela 6, que mostra que as medidas de ajuste e importância são menores para os indicadores do domicílio – o que dificulta o estabelecimento de relações estatisticamente significativas.

O segundo objetivo é avaliar a heterogeneidade do efeito dos choques entre os segmentos sociais. A heterogeneidade é medida com a diferença entre as FRIs de dois segmentos que diferem por apenas uma característica, por exemplo, a diferença entre homens e mulheres que estão na mesma classe de idade e de escolaridade. Isso implica a construção de doze Δ FRIs. Como o interesse é na significância estatística desta medida, foi levantada a distribuição destas doze Δ FRIs em conjunto com as oito FRIs dos segmentos, como indica a tabela 8.

TABELA 8

Definição das FRIs e das Δ FRIs estimadas para o período de doze meses

FRI				Δ FRI					
Mulher		Homem		Terciário-secundário		Adulto-jovem		Homem-mulher	
Jovem	Adulto	Jovem	Adulto	Mulher	Homem	Mulher	Homem	Adulto	Jovem
s	t	s	t	s	t	a	j	t	s

Elaboração dos autores.

A estratégia adotada para lidar com as 180 funções estimadas – vinte para cada choque e para cada indicador (3x3) – foi: descartar todos os elementos com significância inferior a 10%; verificar se o sinal da resposta está de acordo com nossas expectativas; e avaliar a magnitude, duração e heterogeneidade das respostas.

4.1 Coerência com as expectativas

Os modelos Favar foram estimados com um fator latente¹¹ – componente que representa a flutuação dos indicadores sociais que não é explicada com as variáveis macro – que é incorporado na equação de transição, o que adiciona um choque, denominado social, que foi identificado segundo as restrições mencionadas no final da seção 3 (ortogonal aos choques macro e com a mesma permanência). Isso implica que o fator latente é uma das componentes utilizadas na identificação dos choques macro e, também, que o choque social identificado não tem uma interpretação econômica, é apenas uma componente residual e ortogonal aos demais choques. Por isto, não foi surpresa que a resposta das variáveis macro a este choque social, em todos os casos analisados, não foi significativa estatisticamente.

O choque típico que condiciona as respostas estimadas é caracterizado com as restrições de identificação e com a magnitude do seu efeito sobre as variáveis macro. A tabela 9 apresenta o efeito imediato destes choques para cada um dos indicadores sociais, aliado a estatísticas descritivas das variáveis macro. O choque identificado depende das variáveis macro, que são comuns para os três indicadores, e do fator latente, que é específico de cada caso. Por isso, um choque de demanda para o emprego não é o mesmo choque para a renda real.

TABELA 9
Variáveis macro: efeito imediato dos choques e descrição

	Emprego			Log (renda real)			Contribuição à desigualdade			Descrição			
	ud	uo	um	ud	uo	um	ud	uo	um	Mediana	Desvio- padrão	Mínimo	Máximo
gu	0,58	-0,13	-0,03	0,63	-0,12	-0,03	0,70	-0,11	-0,03	0,05	2,10	-6,84	5,80
i	0,50	0,14	-0,06	0,64	0,17	-0,04	0,53	0,17	-0,04	0,52	0,41	-0,21	3,02
j	0,47	0,12	0,07	0,26	0,07	0,08	0,18	0,10	0,07	1,11	0,35	0,54	2,08

Elaboração dos autores.

Apesar da diferença apontada, estes choques têm um efeito imediato semelhante sobre as variáveis macro, o que permite que se fale genericamente dos choques. Em todos os casos, o choque de demanda (monetário) é o de maior (menor) magnitude, e

11. Foram testadas especificações com dois fatores latentes ou com duas defasagens na equação de transição que apresentaram um resultado pior do que a especificação com uma defasagem e um fator latente, segundo diversos critérios de desempenho.

o efeito do choque de demanda sobre a inflação e a taxa de juros é da mesma ordem de grandeza da variação típica destas variáveis.

Os modelos DSGEs são definidos para agregados macroeconômicos e poderiam também indicar qual o sinal esperado para o emprego e a renda agregados, no entanto não têm como informar qual o efeito sobre o emprego e a renda de segmentos sociais específicos. Portanto, falta uma teoria que indique os sinais esperados das respostas dos segmentos sociais aos choques identificados. No entanto, pode-se especular quais os sinais esperados do efeito dos choques sobre o emprego e a renda real.

O choque de demanda aumenta o grau de utilização, os preços e a taxa de juros, o que sugere que todos os segmentos são ganhadores e, portanto, o efeito deste choque sobre o emprego e a renda real é não negativo. O choque de oferta reduz o grau de utilização e aumenta preços, promovendo alterações nos preços relativos e na demanda relativa entre os setores e, portanto, espera-se que o efeito deste choque possa ser heterogêneo para o emprego e a renda, negativo para alguns segmentos e positivos para outros. Finalmente, o choque monetário produz a redução do grau de utilização e dos preços, o que sugere que o seu efeito seja negativo para a maioria dos segmentos. Esses comentários apenas motivam o sinal esperado sobre a maioria dos segmentos e não sobre cada segmento isoladamente.

A tabela 10 sumariza o sinal do efeito estimado dos choques, apresentando o número de segmentos para os quais a resposta foi significativa a 5% (10%) e positiva ou negativa. Vale mencionar que o efeito dos choques não troca de sinal ao longo do horizonte de previsão para nenhum dos casos estudados, segmentos, choques ou indicador social.

TABELA 10
Efeito dos choques: esperado e estimado

Significância	Emprego				Log (renda real)				Contribuição à desigualdade						
	Esperado		Estimado		Esperado		Estimado		Esperado		Estimado				
	5%	10%	5%	10%	5%	10%	5%	10%	5%	10%					
Choque	+	-	+	-	+	-	+	-	+	-	+	-			
Demanda	+	4	0	4	0	+	0	0	6	0	+-	1	0	4	0
Oferta	+-	2	1	3	1	+-	0	0	5	3	+-	5	0	7	1
Monetário	-	3	1	3	1	-	0	0	0	0	+-	2	2	2	2

Elaboração dos autores.

O choque de demanda tem sempre efeito positivo ou nulo sobre o emprego e a renda real de todos os segmentos, o que está de acordo com o efeito esperado. O sinal do choque de oferta é ambíguo como esperado. O choque monetário, em desacordo com o esperado, tem também efeitos ambíguos. No entanto, este choque tem um pequeno efeito sobre as variáveis macro, sugerindo que tenderá a ter também um pequeno efeito sobre os indicadores – o que fragiliza os resultados relativos a este choque, inclusive o sinal inesperado estimado.

A contribuição de cada segmento à desigualdade da renda entre os trabalhadores é um indicador para o qual não se tem uma expectativa para os sinais do efeito dos choques, mas chama a atenção que o choque de oferta tenha sido o único com efeito significativo sobre a desigualdade.

Foram calculadas doze Δ FRI, e a tabela 11 mostra – na coluna diferenças – o número destas funções, que tem pelo menos mais do que dois elementos significativos e – na coluna elementos – o número de elementos significativos.

TABELA 11

Relevância estatística das Δ FRI estimadas por indicador, choque e nível de significância

Choque	Emprego				Log (renda real)				Contribuição à desigualdade			
	Diferenças		Elementos		Diferenças		Elementos		Diferenças		Elementos	
	5%	10%	5%	10%	5%	10%	5%	10%	5%	10%	5%	10%
Demanda	4	6	34	50	0	3	3	13	0	1	0	3
Oferta	2	3	16	27	2	5	12	28	4	12	32	105
Monetário	3	5	22	37	5	5	19	28	0	0	6	6

Elaboração dos autores.

Os resultados mostram o que segue.

- 1) Mesmo para o nível de significância de 5%, foi possível estimar um efeito diferenciado para todos os indicadores estudados, o que indica que a abordagem adotada conseguiu avaliar a heterogeneidade dos efeitos dos choques entre alguns dos segmentos.
- 2) A estimativa da heterogeneidade da resposta da renda real é mais frágil do que a resposta do emprego.

- 3) A heterogeneidade da resposta do emprego ao choque de demanda é maior do que a dos demais choques, o que está de acordo com a característica deste choque.
- 4) A heterogeneidade da resposta da contribuição para a desigualdade ao choque de oferta é o único relevante.

4.2 Magnitude e duração dos efeitos

A magnitude dos efeitos dos choques sobre os segmentos e a heterogeneidade destes efeitos são apresentadas seguindo o formato da tabela 8, por choque e indicador. O efeito foi medido para o horizonte de um ano (doze meses), e apresentado nas tabelas 12 a 14. Nestas tabelas são mostrados apenas os elementos significativos a 10%, indicados com (*), e os significativos a 5%.

As diferenças permitem determinar os segmentos mais vulneráveis a cada um dos choques identificados, e as tabelas (D) resumizam os grupos mais vulneráveis.

4.3 Magnitude e duração da resposta do emprego: proporção da PIA empregada

TABELA 12A
Resposta do emprego ao choque de demanda

	Efeito sobre o nível da FRI								Efeito sobre a diferença entre FRI												
	Mulher				Homem				t-s				a-j				H-M				
	J		a		j		a		Mulher		Homem		Mulher		Homem		a		j		
	s	T	s	t	s	t	s	t	A	j	a	j	t	s	t	s	t	s	t	s	t
086*58*	.52*	.	.81*	
184*	.34*	.5355*	.44*	.	.81*	
278*	.33*	.51*	.43*52*	.38*	.	.78*	
371*	.30*	.48*	.42*50*	.34*	.	.73*	
4	.	.17	.	.	.63*	.26*	.45*	.39*47*	.30*	.	.67*	
555*	.22	.42*	.37*	.	.2044*	.27*	.	.60*	
648*	.	.39*	.34*41*	.25*	.	.54*	
741	.	.36*	.31*38*	.22*	.	.48*	
833*	.28*35*	.20	.	.43	
930*	.26*	-.1832*	.18	.	.38	
1027*	.23*	-.1716	.29*	.16	.	.	
1125*	.21*	-.1618	.16	.	.27*	.	.

Elaboração dos autores.

TABELA 12B
Resposta do emprego ao choque de oferta

	Efeito sobre o nível da FRI								Efeito sobre a diferença entre FRI											
	Mulher				Homem				t-s				a-j				H-M			
	J		a		j		a		Mulher		Homem		Mulher		Homem		a		j	
	s	T	s	t	s	t	s	t	A	j	a	j	t	s	t	s	t	s	t	s
0	.	.	.	-.07*16*	.14*	.	.
1	.	.	.	-.05*15*	.12*	.	.
2	.	.	.	-.04*	.14	.	.1214*	.10*	.	.16
312	.	.11	.0913*	.08*	.	.15
411	.	.10*	.0912*	.07	.	.13
510*	.08*11*	.06	.	.12
609*	.07*10*	.06	.	.10
708*	.07*09*	.	.	.09
807*	.06*08*	.	.	.
906*	.05*07*	.	.	.
1006*	.05*	-.0407*	.	.	.
1105*	.04*	-.0406*	.	.	.

Elaboração dos autores.

TABELA 12C
Resposta do emprego ao choque monetário

	Efeito sobre o nível da FRI								Efeito sobre a diferença entre FRI											
	Mulher				Homem				t-s				a-j				H-M			
	J		a		j		a		Mulher		Homem		Mulher		Homem		a		j	
	s	T	s	t	s	t	s	t	A	j	a	j	t	s	t	s	t	t	s	t
0	.	.	.08*08*	.08*	-.06*10*	.06*	.	.06
1	.	.	.06*07*	.06*	-.05*08*	.05*	.	.06
2	.	.	.04*06	.05*	-.05*06*	.05*	.	.05
3	.	.	.03*05	.04	-.04*05*	.04*
4	-.02*	.03*03	-.0305*	.04*
5	-.03*	.02	-.0304*	.04*
6	-.03*	.02	-.0304*	.04*02	.
7	-.0303	.03*02	.
8	-.0303	.03*01*	.
903	.0301*	.
100301	.
1101	.

Elaboração dos autores.

TABELA 12D

Vulnerabilidade do emprego aos choques

Choque	Condição	+ Vulnerável	Para
Demanda	$\Delta E(h) > \Delta E(m)$	Homem	Adultos e jovens terciários
Demanda	$\Delta E(t) < \Delta E(s)$	Secundária	Homens jovens
Demanda	$\Delta E(a) < \Delta E(j)$	Jovem	Mulheres terciárias
Oferta	$\Delta E(h) > \Delta E(m)$	Homem	Adulto
Monetário	$\Delta E(a) > \Delta E(j)$	Adulto	Adulto
Monetário	$\Delta E(t) < \Delta E(s)$	Terciária	Mulher adulta

Elaboração dos autores.

As tabelas de 12A até 12D mostram o descrito a seguir.

- 1) A magnitude do efeito do choque de demanda sobre o nível e sobre as diferenças das FRIs é, aproximadamente, uma ordem de grandeza maior do que a do efeito dos demais choques.
- 2) O choque de demanda tem efeito sobre um maior número de segmentos, de diferenças de segmentos, e também sobre o número de elementos significativos.
- 3) Foi possível estabelecer diferenças entre segmentos que isoladamente não eram significativos: por exemplo, o efeito das diferenças entre homem e mulher é relevante para todos os grupos analisados, e o efeito sobre a mulher não é significativo, o que mostra a importância de medir diretamente a distribuição da diferença de FRIs.
- 4) As diferenças não apresentaram um padrão, mas pode-se dizer que os homens tendem a ser mais vulneráveis do que as mulheres em face de um choque de demanda, ou seja, em uma expansão (contração) do grau de utilização, aumenta (diminui) mais o emprego dos homens do que o das mulheres para a maioria dos segmentos.
- 5) Um choque de demanda típico aumenta o emprego em até 0,86%, o que é expressivo considerando que o nível médio do emprego é da ordem de 50%.
- 6) O choque monetário, mesmo sendo de menos magnitude, implica efeitos significativos e duradouros sobre diversos segmentos.

4.4 Magnitude e duração da resposta da renda: Log (renda real do trabalhador)

TABELA 13A
Resposta do log (renda real) ao choque de demanda

	Efeito sobre o nível da FRI								Efeito sobre a diferença entre FRI										
	Mulher				Homem				t-s				a-j				H-M		
	J		a		j		a		Mulher		Homem		Mulher		Homem		a	j	
	s	T	s	t	s	t	s	t	A	j	a	j	t	s	t	s	t	s	
0	.	.	-.81	1.02*	.	.	.68	.	.	-.11465*	.
162*	-.8743	.
240	-.71
3
4	1.33
5	1.34	1.19	.	1.04	.	1.18	1.00
6	1.32	1.19	.	1.04	.	1.18	1.00	.90
7	1.28	1.18	.	1.02	.	1.17	.98	.89
8	1.23	1.14	.	1.00	.	1.14	.95	.87	-.27
9	1.18	1.11	.	.96	.	1.10	.91	-.26
10	1.12	1.06	.	.93	.	1.06	.88	-.25
11	1.07	1.02	.	.	.	1.01	-.24

Elaboração dos autores.

TABELA 13B
Resposta do log (renda real) ao choque de oferta

	Efeito sobre o nível da FRI								Efeito sobre a diferença entre FRI										
	Mulher				Homem				t-s				a-j				H-M		
	J		a		j		a		Mulher		Homem		Mulher		Homem		a	j	
	s	T	s	t	s	t	s	t	A	j	a	j	t	s	t	s	t	s	
028*	.	.	.20*	.	.	-.31*	-.15*	.	-.15*	.16	.
117*	.	.	.14*	.	.	-.24	-.13*	.	-.10*	.	.
2	.32	.	.	.24	.	.27	.	.11*	.	.	.11	.	.	-.19	-.11*	.	-.08	.	.
3	.33	.29	.	.25	.	.29	.	.08	-.16	-.10*
4	.33	.29	.	.25	.	.29	-.14	-.09
5	.32	.29	.	.25	.	.29	.23	-.09
6	.30	.28	.	.24	.	.28	.22	-.08
7	.28	.26	.	.22	.	.26	-.07
8	.26	.2525	-.07
9	-.06
10	-.06
11	-.05

Elaboração dos autores.

TABELA 13C

Resposta do log (renda real) ao choque monetário

	Efeito sobre o nível da FRI								Efeito sobre a diferença entre FRI											
	Mulher				Homem				t-s				a-j				H-M			
	J		a		j		a		Mulher		Homem		Mulher		Homem		a		j	
	s	T	s	t	s	t	s	t	A	j	a	j	t	s	t	s	t	t	s	t
0	-0.13*	-0.13*	.	.13*	.	-0.23*	.	.13*	.	.	.	-0.26*
1	-0.10*	.	.10*	.	-0.18*	.	.09*	.	.	.	-0.21*	
2	-0.07*	.	.08*	.	-0.14*	.	.06*	.	.	.	-0.16*	
3	-0.05	.	.07*	.	-0.12	.	.04	.	.	.	-0.13*	
406	.	-0.09	-0.10*	
505	-0.08*	
604	-0.06	
7	-0.05	
8	
9	
10	
11	

Elaboração dos autores.

TABELA 13D

Vulnerabilidade do log (renda real) aos choques

Choque	Condição	+ Vulnerável	Para
Oferta	$\Delta r(a) < \Delta r(j)$	Jovem	Homem terciário
Oferta	$\Delta r(h) < \Delta r(m)$	Mulher	Adulta terciário
Oferta	$\Delta r(t) < \Delta r(s)$	Secundário	Mulher adulta e homem jovem
Monetário	$\Delta r(t) < \Delta r(s)$	Secundário	Mulher jovem
Monetário	$\Delta r(t) > \Delta r(s)$	Terciário	Homem jovem
Monetário	$\Delta r(a) < \Delta r(j)$	Jovem	Mulher secundário
Monetário	$\Delta r(a) > \Delta r(j)$	Adulto	Homem jovem
Monetário	$\Delta r(h) < \Delta r(m)$	Mulher	Jovem secundário

Elaboração dos autores.

As tabelas de 13A até 13D mostram o que segue.

- 1) O efeito dos choques sobre a renda é mais frágil, sendo na maioria dos casos significativo apenas a 10%.
- 2) O choque de demanda é da ordem de 1% da renda e tem pouco efeito diferenciado entre os segmentos.

- 3) O choque de oferta é da ordem de 0,3% e estima efeito heterogêneo entre alguns segmentos mesmo a 5%.
- 4) O choque monetário não tem efeito significativo sobre os níveis, mas tem efeitos heterogêneos significativos mesmo a 5%.
- 5) Quanto à vulnerabilidade, não foi possível estabelecer um padrão de resposta, pois os efeitos heterogêneos dependem de segmentos específicos.

4.5 Magnitude e duração da contribuição à desigualdade da renda entre trabalhadores: parcelas do índice de *Theil-r* da renda dos trabalhadores

TABELA 14A

Resposta da contribuição à desigualdade ao choque de demanda

	Efeito sobre o nível da FRI								Efeito sobre a diferença entre FRI												
	Mulher				Homem				t-s				a-j				H-M				
	J		a		j		a		Mulher		Homem		Mulher		Homem		a		j		
	s	T	s	t	s	t	s	t	A	j	a	j	t	s	t	s	t	s	t	s	t
0	.1120*	.	.	.1508
1	.0815*	.	.	.1107
212*	.	.	.0906
309	.	.	.07
408
5
6
7
8
9
10
11

Elaboração dos autores.

TABELA 14B

Resposta da contribuição à desigualdade ao choque de oferta

Efeito sobre o nível da FRI								Efeito sobre a diferença entre FRI											
Mulher				Homem				t-s				a-j				H-M			
J		a		j		a		Mulher		Homem		Mulher		Homem		a		j	
s	T	s	t	s	t	s	t	A	j	a	j	t	s	t	s	t	s	t	s
.04*	.	.	.03*	.08*	.	.05*	.07*	.	.	.	-.09*	.	.	.08*	.	.04*	.	.	.04*
.03*	.	.	.02	.06*	-.02	.03*	.05*	.	-.05*	.	-.08*	.04	.	.08*	.	.04*	.	.	.03*
.02*	.	.	.01*	.05*	-.03	.	.04*	.	-.06	.	-.08*	.05	-.04	.07*	.	.03*	.03	.	.03*
.02*	.	.	.01	.04*	-.03	.	.04*	.04	-.07	.	-.07*	.06	-.05	.07*	.	.03	.04*	.	.02
.01*	.	.	.01	.04*	-.03	.	.03*	.05	-.07	.	-.07*	.07	-.06	.07*	.	.02	.04	.	.02
.01*	-.06	.	.	.03*	-.04	.	.03*	.06	-.07	.04	-.07*	.07	-.06	.07*	.	.02	.04	.	.02
.01	-.06	.	.	.03*	-.04	.	.03*	.06	-.07	.04	-.07*	.07	-.06	.06*	-.04	.02	.04	.	.
.01	-.06	-.05	.	.03*	-.04	.	.03*	.06	-.07	.04	-.06*	.07	-.06	.06*	-.04	.02	.04	.	.
.01	-.06	-.05	.	.03	-.03	.	.03*	.06	-.07	.04	-.06*	.07	-.06	.06*	-.04	.	.04	.	.
.01	-.06	-.05	.	.03	-.03	.	.02*	.06	-.07	.04	-.06*	.07	-.06	.06*	-.04	.	.04	.03	.
.01	-.06	-.05	.	.03	-.03	.	.02*	.06	-.07	.04	-.06*	.07	-.06	.06*	-.04	.	.04	.02	.
.01	-.06	-.05	.	.03	-.03	.	.02*	.06	-.07	.03	-.06	.06*	-.06	.05*	-.04	.	.04	.02	.

Elaboração dos autores.

TABELA 14C

Resposta da contribuição à desigualdade ao choque monetário

Efeito sobre o nível da FRI								Efeito sobre a diferença entre FRI											
Mulher				Homem				t-s				a-j				H-M			
J		a		j		a		Mulher		Homem		Mulher		Homem		a		j	
s	T	s	t	s	t	s	t	A	j	a	j	t	s	t	s	t	s	t	s
0	.	.	.04*	-.05*05*	.	.	.	-.04*	.	.
1	.	.	.02*	-.02*02*	.	.	.	-.02*	.	.
2
3
4
5
6
7
8
9
10
11

Elaboração dos autores.

TABELA 14D

Vulnerabilidade da contribuição da desigualdade aos choques

Choque	Condição	+ Vulnerável	Grupos
Oferta	$\Delta D(a) > \Delta D(j)$	Adulto	Terciário (h,m)
Oferta	$\Delta D(a) < \Delta D(j)$	Jovem	Secundário (h,m)
Oferta	$\Delta D(t) > \Delta D(s)$	Adulto	Adulto (h,m)
Oferta	$\Delta D(t) < \Delta D(s)$	Secundária	Jovem (h,m)

Elaboração dos autores.

TABELA 14E

Efeito sobre a desigualdade

	Demanda	Oferta	Monetário
0	0.74*	0.27*	.
1	0.44*	0.14*	.
2	.	.	.
3	.	.	.
4	.	.	-0.05
5	.	.	-0.05
6	.	.	.
7	.	.	.
8	.	.	.
9	.	.	.
10	.	-0.08	.
11	.	-0.08	.

Elaboração dos autores.

As tabelas de 14A até 14E indicam o que segue.

- 1) Apenas o choque de oferta tem efeito relevante e, neste caso, tem efeito sobre todos os segmentos, e de forma diferenciada.
- 2) Os resultados tendem a não distinguir efeitos de gênero, o que vale para os homens vale igual para as mulheres.
- 3) Os jovens (secundários), assim como o adulto (terciário) são os segmentos para os quais o efeito é de aumentar a contribuição para a desigualdade, seja porque aumentou a desigualdade intra segmento, seja porque aumentou a desigualdade entre o segmento e o resto da população.

- 4) A tabela 14E mostra o efeito de cada um destes choques sobre a desigualdade total. O choque de demanda, apesar de não ser relevante para os segmentos isoladamente, aumenta em até 0,74% a desigualdade total, o que é bastante expressivo para um nível de desigualdade de 46%, assim como o choque de oferta, que aumenta a desigualdade em até 0,27%.

O choque de oferta está relacionado com a redução da oferta agregada e aumento de preços. Se aumento da desigualdade é um tema preocupante, choque de oferta também é preocupante, pois afeta a contribuição para a desigualdade de todos os segmentos, e de forma duradoura. Choques de oferta, ou, usando uma terminologia menos técnica, choques inflacionários, são eventos que os governantes deveriam se preocupar, pelo menos acreditando nesses resultados.

5 CONCLUSÃO

A reação do emprego e da renda aos choques transitórios do ciclo econômico depende de características do trabalhador e do vínculo de trabalho: de um lado, diferentes níveis de renda permanente conferem aos trabalhadores diferentes capacidades de negociar o contrato de trabalho; de outro, maior qualificação e experiência aumentam os custos de treinamento, contratação ou demissão, o que aumenta o valor da opção de manter um empregado mesmo com perda momentânea de lucratividade. A heterogeneidade das características dos trabalhadores pode induzir à heterogeneidade dos efeitos de choques macroeconômicos sobre os níveis de emprego e renda de diferentes grupos sociais; contudo, na análise das relações entre variáveis macroeconômicas e indicadores do mercado de trabalho, a questão da possível heterogeneidade dos efeitos é geralmente ignorada. Este estudo busca avançar em relação à literatura por meio da consideração explícita da possível heterogeneidade dos efeitos de choques macroeconômicos sobre o emprego e a desigualdade de renda de diferentes segmentos sociais, no âmbito de um modelo macroeconômico no qual a estratégia de identificação é baseada na imposição de restrições de sinal derivadas da teoria.

Foram analisados seis conjuntos de indicadores sociais: *i)* proporção dos trabalhadores com emprego; *ii)* proporção dos domicílios em que o chefe tem emprego; *iii)* log da renda real dos trabalhadores; *iv)* log da renda *per capita* real do domicílio; *v)* desigualdade da renda entre os trabalhadores; e *vi)* desigualdade de renda entre

domicílios que têm renda. Utilizaram-se duas abordagens: o modelo VAR com os indicadores sociais agregados para o conjunto da população e o modelo Favar com os indicadores desagregados segundo oito segmentos sociais.

Foram identificados quatro choques agregados, estatisticamente independentes entre si por construção: *i*) choque de demanda, que afeta positivamente todas as variáveis macro; *ii*) choque de oferta (que pode ser interpretado como de redução da produtividade agregada), que reduz o grau de utilização da capacidade e aumenta a inflação e a taxa de juros; *iii*) choque monetário, que reduz o grau de utilização e a taxa de inflação e aumenta a taxa de juros; e *iv*) choque social, que representa inovações adicionais contidas no indicador social em estudo.

Os principais resultados são estes, a seguir.

- 1) Desagregar os indicadores tornou possível estabelecer uma relação entre os indicadores e os choques identificados. Isso mostra que a segmentação dos indicadores, além de avaliar a heterogeneidade dos efeitos do ciclo, incorpora informações que possibilitam estabelecer uma relação significativa dos indicadores sociais com o ciclo econômico.
- 2) Em todos os casos, os choques macroeconômicos explicam, conjuntamente, mais do que 50% da variância prevista para doze meses dos indicadores sociais, o que mostra a relevância do ciclo na explicação da flutuação destes indicadores.
- 3) Foi possível estimar efeito significativo dos choques macroeconômicos apenas para os indicadores sociais relativos aos trabalhadores.
- 4) O choque de demanda é o mais relevante em todos os casos e resulta em FRIs com o maior número de elementos não nulos. Aumenta o emprego e a renda do trabalhador.
- 5) Os choques têm efeito heterogêneo entre os grupos, sendo possível estimar, em muitos casos, a diferença entre grupos, de forma estatisticamente significativa.

- 6) O choque de demanda aumenta o emprego em até 0,86% e a renda real em até 1,4%. Os choques de oferta e monetário têm efeitos de menos magnitude sobre todos os segmentos.
- 7) O efeito do choque de oferta é o único relevante para a contribuição da desigualdade. Tem efeito significativo sobre a maioria dos segmentos e das diferenças entre segmentos.

O objetivo de estimar a resposta dos segmentos, e a heterogeneidade das respostas, foi atendido reportando as respostas estatisticamente significativas de cada choque macro sobre o emprego, a renda e a contribuição para a desigualdade de cada segmento e identificando os segmentos que têm o emprego, a renda ou a desigualdade mais vulneráveis a cada choque identificado. Estes resultados deixam questões em aberto. Avaliar a robustez dos resultados, compreender a expressiva diferença de magnitude entre os choques identificados, melhorar a construção dos indicadores por domicílio para torná-los sensíveis aos choques e explicar a relação entre a maior vulnerabilidade e as características de cada segmento.

É interessante notar que os choques macroeconômicos tiveram efeito nulo sobre os indicadores sociais agregados nos modelos VAR, mas apresentaram efeitos estatisticamente significativos sobre os indicadores desagregados por segmentos nos modelos Favar. Este resultado sugere que estudos que considerem explicitamente a possibilidade de efeitos heterogêneos entre diferentes grupos sociais podem identificar impactos que a análise agregada pode ser incapaz de detectar. O instrumental analítico apresenta, assim, potencial para outras aplicações – por exemplo, na discussão dos efeitos das transferências sociais; apesar de a PME não coletar informações sobre estas transferências, o efeito destas sobre o mercado de trabalho pode ser medido. No aspecto estritamente metodológico, seria interessante analisar o efeito conjunto de duas famílias de indicadores – emprego e desigualdade, ou emprego e renda real.

REFERÊNCIAS

- AGENOR, P. **Business cycles, economic crises, and the poor**: testing for asymmetric effects. Washington: World Bank, 2001. 36 p. (Policy Research Working Paper, n. 2.700).
- BARROS, R.; FOGUEL, M.; ULYSSEA, G. **Desigualdade de renda no Brasil**: uma análise da queda recente. Brasília: Ipea, 2006. v. 1.
- BARROS, R. *et al.* **Poverty, inequality and macroeconomic instability**. Rio de Janeiro: Ipea, 2000. (Texto para Discussão, n. 750).
- BARROS, R. *et al.* **Determinantes imediatos da queda da desigualdade de renda brasileira**. Rio de Janeiro: Ipea, 2007. 23 p. (Texto para Discussão, n. 1.253).
- BERNANKE, B. S.; BOIVIN, J.; ELIASZ, P. Measuring the effects of monetary policy: a factor augmented vector autoregressive (Favar). **Approach quarterly journal of economics**, v. 120, n. 1, p. 387-422, 2005.
- BERNANKE, B. S.; MIHOV, I. Measuring monetary policy. **The quarterly journal of economics**. MIT Press, v. 113, n. 3, p. 869-902, 1988.
- BLANCHARD, O.; PEROTTI, R. An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output. **The quarterly journal of economics**, v. 117, n. 4, 2002.
- BOURGUIGNON, F.; BRANSON, W. H.; MELO, J. **Adjustment and income distribution**. Cambridge, 1989. (NBER, Working Paper, n. 2.943).
- CARVALHO, D. B.; SILVA, M. E. A.; SILVA, I. E. M. Efeitos dos choques fiscais sobre o mercado de trabalho brasileiro. **RBE**, v. 67, n. 2 p. 117-200, 2013.
- CASTANEDA, A.; DIAZ-GIMENEZ, J.; RIOS-RULL, J.-V. Exploring the income distribution business cycle dynamics. **Journal of monetary economics**, v. 42, n. 1, June 1998.
- CHRISTENSEN, I.; DIB, A. The financial accelerator in an estimated New Keynesian model. **Review of economic dynamics**, v.11, p. 155-178, 2008.
- CHRISTIANO, L.J.; EICHENBAUM, M.; EVANS, C.L. Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy. **Journal of Political Economy**, v. 113, n. 1, p. 1-45, 2005.
- CHRISTOFELL *et al.* (2009).
- COGAN, J. F. *et al.* New Keynesian versus Old Keynesian government spending multipliers. **Journal of economic dynamics & control**, v. 34, p. 281-295, 2010.
- FAUST, J. **The robustness of identified VAR conclusions about money**. Board of Governors of the Federal Reserve System, 1998. (International Finance Discussion Paper, n. 610).

FERREIRA, F. H. G. *et al.* Can the distributional impacts of macroeconomic shocks be predicted? A comparison of top-down macro-micro models with historical data for Brazil. *In*: BOURGUIGNON *et al.* **The impact of macroeconomic policies on poverty and income distribution: macro-micro evaluation techniques and tools.** Macmillan; World Bank, 2008.

GALÍ, J., MONACELLI, T. Monetary policy and exchange rate volatility in a small open economy. **Review of economic studies**, v. 72, p. 707-734, 2005.

GERTLER, M.; KARADI, P. A model of unconventional monetary policy. **Journal of monetary economics**, Elsevier, v. 58, n. 1, p. 17-34, Jan. 2011.

KAKWANI, N.; NERI, M.; SON, H. **Linkages between growth, poverty and the labour market.** Rio de Janeiro: Fundação Getulio Vargas, 2006. (Ensaio econômico, n. 634).

KRUSELL, P.; OHANIAN, L.; RIOS-RULL VIOLANTE, G. Capital skill complementarity and inequality a macroeconomic analysis. **Econometrica**, v. 68, n. 5, p. 1.029-1.054, 2000.

LANNE, M.; LUTKEPOHL, H. Identifying monetary policy shocks via changes in volatility. **Journal of money, credit and banking**, v. 40, p. 1.131-1.149, 2008.

LANNE, M.; LUTKEPOHL, H.; MACIEJOWSKA, K. Structural vector autoregressions with markov switching. **Journal of economic dynamics and control**, 2009.

MATSUMURA, M.; MOREIRA, A. Identification of term structure models with observed factors. **Brazilian econometric reviews**, 2013.

MEDINA, J. P.; SOTO, C. **The Chilean business cycles through the lens of a stochastic general equilibrium model.** 2007. (Central Bank of Chile Working Papers, n. 457).

MELLO, R.; SANTOS, D. **Aceleração educacional e a queda recente da informalidade.** Rio de Janeiro: Ibmecc, 2010. Mimeografado.

NERI, M.; THOMAS, M. **Macro shocks and microeconomic instability: an episodic analysis of booms and recessions.** Rio de Janeiro: FGV; EPGE, 2000. (Ensaio econômico, n. 391).

PEERSMAN, G.; STRAUB, R. Technology shocks and robust sign restrictions in a Euro Area SVAR. **International economic review**, v. 50, n. 3, p. 727-750, 2009.

QUADRINI, V.; RIOS-RULL, J. **Inequality in macroeconomics.** 2011. Mimeografado. Disponível em: <<http://www.econ.umn.edu/~vr0j/ec8503-12/vicininq2.html>>.

ROTEMBERG, J. J.; WOODFORD, M. **An optimization-based econometric framework for the evaluation of monetary policy.** 1997. (NBER Macroeconomics Annual, 12, p. 297-346).

SIMS, C. Macroeconomics and reality. **Econometrica**, v. 48, p. 1-48, 1980.

SMETS, F.; WOUTERS, R. Shocks and frictions in US business cycles: a Bayesian DSGE approach. **The American economic review**, v. 97, n. 3, p. 586-606, 2007.

SWANSON, N. R.; GRANGER, C. Impulse response functions based on a causal approach to residual orthogonalization in vector autoregressions. **Journal of the American statistical association**, v. 92, p. 357-367, 1997.

THEIL, H. **Economics and information theory**. Wisconsin: North-Holland, 1967.

UHLIG, H. What are the effects of monetary policy? **Journal of monetary economics**, v. 52, p. 81-141, 2005.

VALENTINE, M. P.; FIGUEIREDO, E. A.; MAIA, S. F. Impactos da política monetária sobre os níveis de emprego no Brasil pós-Plano Real: uma abordagem quantitativa. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 31., 2003, Porto Seguro, Bahia. **Anais...** Porto Seguro: ANPEC, 2003.

WIELAND *et al.* **Macroeconomic model database**. 2012. (MMB, version 1.2).

WOODFORD, M. **Interest and prices: foundations of a theory of monetary policy**. Princeton University Press, 2003.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

AGHION, P.; BOLTON, P. A theory of trickle-down growth and development. **Review of economic studies**, Bristol, v. 64, n. 2, p. 151-172, Apr. 1997.

ATKINSON, A. B. On measurement of inequality. **Journal of economic theory**, v. 2, p. 244-263, 1970.

BLANK, R.; BLINDER, A. **Macroeconomics, income distribution and poverty**. Cambridge, United States, 1985. (NBER Working Paper, n. 1.567).

BONELLI, R.; RAMOS, L. Distribuição de renda no Brasil: avaliação das tendências de longo prazo e mudanças na desigualdade desde meados dos anos 70. **Revista de economia política**, São Paulo, v. 13, n. 2, p. 76-97, 1993.

BOURGUIGNON, F.; GOH, C. C.; KIM, D. I. Estimating individual vulnerability to poverty with pseudo-panel data. 2004. (World Bank Policy Research Working Paper, n. 3.375).

BRADBURY, K. Rising tide in the labor market: to what degree do expansions benefit the disadvantaged? **New England economic review**, Boston, p. 3-33, May/June 2000.

CUTLER, D.; KATZ, L. Macroeconomic performance and the disadvantaged. **Brookings papers on economic activity**, Washington, n. 2, p. 1-106, 1991.

FERREIRA, F. H. G.; LITCHFIELD, J. A. Education or inflation? The micro and macroeconomics of the Brazilian income distribution during 1981-1995. **Cuadernos de economia**, v. 38, n. 114, 2001.

HAVEMAN, R.; SCHWABISH, J. **Macroeconomic performance and the poverty rate: a return to normalcy?** Madison: University of Wisconsin, Institute for Research on Poverty, 1999. 27 p. (Discussion Paper, n. 1.187-1.199).

HINES, J.; HOYNES, H.; KRUEGER, A. B. **Another look at whether a rising tide lifts all boats.** Cambridge: NBER, 2001. 69 p. (Working Paper, n. 8.412).

MALONEY, W. F.; CUNNINGHAM, W.; BOSCH, M. The distribution of income shocks during crises: an application of quantile analysis to Mexico, 1992-95. **The World Bank economic review**, Washington, v. 18, n. 2, p. 155-174, 2004.

MARTINI, R. **Ciclos econômicos e a composição da pobreza no Brasil.** 2009. Tese (Doutorado) – Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2009.

RAVALLION, M. **Pro-poor growth: a primer.** Washington: World Bank, 2004. 28 p. (Policy Research Working Paper, n. 3.242).

SILVA-FILHO, T. **Going deeper into the link between the labour market and inflation.** Brasília: Bacen, 2012. (Working Papers, n. 279).

SMETS, F.; WOUTERS, R. An estimated dynamic stochastic general equilibrium model of the euro area. **Journal of the European economic association**, v. 1, n. 5, p. 1.123-1.175, 2003.

_____. Shocks and frictions in US business cycles: a Bayesian DSGE approach. **The American economic review**, v. 97, n. 3, p. 586-606, 2007.

APÊNDICES

APÊNDICE A – Estimação com MCMC

O método MCMC obtém amostras das distribuições dos parâmetros e de quaisquer transformações destes parâmetros¹ e é considerado mais adequado para estimar os modelos de macrofinanças. Neste método, os parâmetros são separados em k blocos arbitrários $\zeta^w = (\zeta_1, \dots, \zeta_K)^w$, de forma que possa ser obtida a distribuição teórica ou aproximada dos parâmetros de cada bloco (ζ_k) condicional aos demais parâmetros (ζ_{-k}), ou seja $\zeta_k = (\zeta_k | \zeta_{-k})$.

O teorema de Clifford Hamsey – Johannes e Polson (2003) – garante que, repetindo o procedimento para cada bloco, a sequência $\{\zeta^1, \dots, \zeta^w\}$ converge para uma amostra da distribuição conjunta dos parâmetros.

Os blocos utilizados foram $\zeta = [(\mu, \phi, V), (\theta), A]$, ou seja, os subproblemas são:

- $(\mu, \phi, V) \sim (\mu, \phi, V | \theta)$;
- $\theta \sim (\theta | \mu, \phi, V)$; e
- repete algoritmo até que A atenda restrição de sinal²
 - a) $U \sim Nm(0, I)$, $b = QR(U)$, b normalizado para ter diagonal positiva;
 - b) $A = b * inv(V^{0.5})$, $r(k) = A\theta^k$; e
 - c) aceita A , $r(k, i, j)$ atende a restrição na persistência k .

A estimação do modelo não depende de A , e o modelo é estimado por *Gibbs-sampling*, pois os dois primeiros estimadores têm distribuição analítica conhecida. O primeiro item refere-se à estimação de um modelo VAR irrestrito, e o segundo a de um modelo de

1. Como a decomposição de variância (dV), a FRI ou FRI da estrutura a termo FRY.

2. A decomposição QR de uma matriz aleatória U obtém matriz ortonormal (b), que é uma rotação aleatória de uma base. É escolhida a rotação tal que a FRI tem o sinal requerido por um período k .

fatores em que as variáveis de estado contêm variáveis latentes e observadas. Para cada realização do espaço de parâmetros, é escolhida aleatoriamente a matriz A , que atende a restrição de sinal por k períodos.

O reconhecimento da convergência foi feito com o critério de Geweke³ calculado utilizando a verossimilhança marginal preditiva de cada ponto da cadeia. O modelo foi estimado com 5 mil iterações do MCMC, descartando as 2 mil primeiras e saltando de três em três para evitar a autocorrelação da cadeia gerada.

3. Que compara as médias no terço inicial do período de convergência com o terço final da sequência do MCMC.

EDITORIAL

Coordenação

Cláudio Passos de Oliveira

Supervisão

Andrea Bossle de Abreu

Revisão

Carlos Eduardo Gonçalves de Melo

Cristina Celia Alcantara Possidente

Elaine Oliveira Couto

Elisabete de Carvalho Soares

Lucia Duarte Moreira

Luciana Bastos Dias

Luciana Nogueira Duarte

Míriam Nunes da Fonseca

Editoração eletrônica

Roberto das Chagas Campos

Aeromilson Mesquita

Aline Cristine Torres da Silva Martins

Carlos Henrique Santos Vianna

Nathália de Andrade Dias Gonçalves (estagiária)

Capa

Luís Cláudio Cardoso da Silva

Projeto Gráfico

Renato Rodrigues Bueno

*The manuscripts in languages other than
Portuguese published herein have not been proofread.*

Livraria do Ipea

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES, Térreo.

70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 3315-5336

Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br

Composto em Adobe Garamond Pro 12/16 (texto)
Frutiger 67 Bold Condensed (títulos, gráficos e tabelas)
Impresso em offset 90g/m²
Cartão supremo 250g/m² (capa)
Rio de Janeiro-RJ

Missão do Ipea

Aprimorar as políticas públicas essenciais ao desenvolvimento brasileiro por meio da produção e disseminação de conhecimentos e da assessoria ao Estado nas suas decisões estratégicas.

