

2138

TEXTO PARA DISCUSSÃO

CHOQUES MACROECONÔMICOS E A PROBABILIDADE DE PERMANECER EMPREGADO OU DESEMPREGADO

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



CHOQUES MACROECONÔMICOS E A PROBABILIDADE DE PERMANECER EMPREGADO OU DESEMPREGADO¹

Marco A. F. H. Cavalcanti²
Ajax R. B. Moreira³

1. Os autores agradecem o apoio de Alessandra Scalioni Brito e os comentários dos participantes de seminário interno no Ipea – em especial a Carlos Henrique Corseuil, Miguel Foguel, Gabriel Ulyseia e Maurício Reis.

2. Técnico de planejamento e pesquisa da Diretoria de Estudos e Políticas Macroeconômicas (Dimac) do Ipea.

3. Técnico de planejamento e pesquisa da Dimac do Ipea.

Governo Federal

**Ministério do Planejamento,
Orçamento e Gestão**
Ministro Nelson Barbosa

ipea Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

Fundação pública vinculada ao Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão, 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

Jessé José Freire de Souza

Diretor de Desenvolvimento Institucional

Alexandre dos Santos Cunha

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

Roberto Dutra Torres Junior

Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas

Cláudio Hamilton Matos dos Santos

**Diretor de Estudos e Políticas Regionais,
Urbanas e Ambientais**

Marco Aurélio Costa

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

Fernanda De Negri

Diretor de Estudos e Políticas Sociais

André Bojikian Calixtre

**Diretor de Estudos e Relações Econômicas
e Políticas Internacionais**

Brand Arenari

Chefe de Gabinete

José Eduardo Elias Romão

Assessor-chefe de Imprensa e Comunicação

João Cláudio Garcia Rodrigues Lima

Ouvidoria: <http://www.ipea.gov.br/ouvidoria>

URL: <http://www.ipea.gov.br>

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** 2015

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 dos autores, não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou do Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão

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

JEL: E24; E32; J24; J31.

SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO	7
2 METODOLOGIA.....	8
3 RESULTADOS.....	15
4 CONCLUSÃO	27
REFERÊNCIAS	29
BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR.....	31
APÊNDICE	32

SINOPSE

Este exercício contribui para literatura que relaciona ciclo macroeconômico com mercado de trabalho, estimando um modelo Favara para o Brasil com quatro variáveis – grau de utilização, taxa de inflação, taxa Selic e taxa de câmbio real – e uma variável latente que resume o estado do mercado de trabalho, que é representado com as probabilidades de estar empregado, permanecer empregado e permanecer desempregado de diferentes grupos demográficos. São identificados os choques de demanda, oferta, monetário, cambial e social, utilizando o sinal da resposta de um modelo macroeconômico estrutural – o modelo Dinâmico Estocástico de Equilíbrio Geral (Dynamic Stochastic General Equilibrium – DSGE). Os resultados confirmam que o mercado de trabalho é afetado pelo ciclo através das flutuações das contratações.

Palavras-chave: ciclo macroeconômico; mercado de trabalho; heterogeneidade.

ABSTRACT

This exercise contributes to the literature that relates macroeconomic cycle with the labor market, estimating an Favara model to Brazil with four variables – degree of utilization, inflation rate, Selic rate and real exchange rate – and a latent variable that summarizes the state of the labor market, which is represented with the odds of being employed, stay employed and remain unemployed in different demographic groups. The shocks – demand, supply, monetary, foreign exchange and social – are identified, using the signal response of a structural macroeconomic model, the Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE). The results confirm that the labor market is affected by cycle through the fluctuations of contracts.

Keywords: macroeconomic cycle; labor market; heterogeneity.

1 INTRODUÇÃO

A taxa de desemprego de uma economia é o reflexo da probabilidade, em cada ponto do tempo, de seu trabalhador “médio” estar empregado. Esta probabilidade, por sua vez, depende de duas outras quantidades: da probabilidade de o trabalhador que já possui emprego permanecer empregado e da probabilidade de o trabalhador sem emprego permanecer desempregado. Essas variáveis são resultado das decisões de contratação ou demissão por parte do empregador e da busca ou saída do emprego por parte do trabalhador, sendo afetadas pelas condições econômicas correntes e pelas expectativas dos agentes em relação às condições futuras – e, portanto, pelo ciclo econômico.

A dinâmica cíclica das probabilidades de estar empregado, permanecer empregado e permanecer desempregado tem sido estudada por uma vasta literatura internacional e nacional. A anticiclicidade da taxa de desemprego – ou seja, da probabilidade de estar empregado – é um fato estilizado amplamente registrado em diversos países.¹ É consensual que ambos os movimentos na probabilidade de permanecer empregado e na probabilidade de permanecer desempregado são importantes para explicar as flutuações cíclicas da taxa de desemprego, ainda que as magnitudes de suas contribuições relativas sejam objeto de alguma controvérsia. Em estudo seminal para os Estados Unidos, Cooper, Haltiwanger e Willis (2003) argumentaram que, nas recessões, a evolução da taxa de desemprego seria explicada fundamentalmente pela redução na probabilidade de permanecer empregado – ou, alternativamente, pelo aumento das “entradas” no desemprego. Estudos posteriores contestaram este resultado, encontrando contribuição maior das variações na probabilidade de permanecer desempregado – ou seja, das “saídas” do desemprego – para explicar a evolução cíclica do desemprego nos Estados Unidos (Shimer, 2012), ou contribuições quantitativamente semelhantes entre “saídas” e “entradas” no desemprego (Fujita e Ramey, 2009; Elsby, Michaels e Solon, 2009). Para outros países da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE), as conclusões variam. Segundo Petrongolo e Pissarides (2008), por exemplo, na Espanha, as saídas e as entradas no desemprego seriam igualmente importantes para explicar a dinâmica do desemprego, enquanto na França e no Reino Unido as saídas seriam o fator predominante – ainda que, no Reino Unido, as contribuições relativas das entradas e saídas do desemprego tivessem variado substancialmente no período

1. Ver, entre outros, Veracierto (2007) para os Estados Unidos e Bosch e Maloney (2008) para o Brasil.

analisado (1967-2007). Para explicar os ciclos da taxa de desemprego no período 1983-2001 para o Brasil, Bosch e Maloney (2008) verificaram que a contribuição das variações na entrada no desemprego foi aproximadamente o dobro da contribuição das saídas do desemprego. Attuy (2012) obteve resultados semelhantes para períodos mais recentes. Os resultados parecem controversos quanto a principal fonte de flutuação ser o desemprego. Alguns autores encontram que a flutuação dos fluxos de contratação é mais importante do que a dos fluxos de demissão e outros resultados opostos. Isso dependendo do país analisado e da metodologia empregada.

Os principais resultados são: *i*) o choque monetário reduz as chances de contratação, de demissão e de estar empregado, configurando um cenário consistente com a paralisia e o encolhimento do mercado de trabalho; *ii*) o choque cambial tem efeito oposto, aumenta as chances de contratação e de demissão, e com efeito líquido nulo sobre a taxa de desemprego, indicando mudança da alocação dos trabalhadores; *iii*) o choque de demanda tem efeito nulo sobre a chance de demissão e aumenta as chances de contratação e de estar empregado dos trabalhadores da população economicamente ativa (PEA), caracterizando um cenário consistente com a expansão do mercado de trabalho por meio do aumento das contratações; e *iv*) o trabalhador mais educado e de mais idade é o que tem a taxa de emprego mais vulnerável aos choques.

A próxima seção apresenta o modelo Favar e a identificação dos choques exógenos. A seção 3 apresenta questões relativas à construção de variáveis e os resultados das estimações. A seção 4 conclui as ideias apresentadas neste estudo.

2 METODOLOGIA

O modelo Favar é uma representação, na forma reduzida da relação dinâmica entre as variáveis de interesse, que admite um vetor de observáveis (y) descrito por variáveis de estado observadas (x) e fatores latentes (θ), sendo a dinâmica do vetor $z = (x, \theta)$ dada por um modelo VAR:

$$y_t = \mu S_t + \delta z_t + e_t \quad e_t \sim \text{diag}(\sigma) \quad (1)$$

$$Az_t = \Phi z_{t-1} + u \quad (2)$$

$$u_t \sim N(0, I) \quad (3)$$

A equação (1) explica (y) por meio de 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, a equação (3) é a condição de independência de (u). O fator latente (θ) não está univocamente determinado, requerendo restrições de identificação discutidas em Matsumura, Moreira e Vicente (2011).² Admite-se, como em Bernanke, Boivin e Elias (2005), que (x) explique contemporaneamente (y).

O interesse central do trabalho reside na estimação dos efeitos de choques macroeconômicos exógenos sobre o estado do mercado de trabalho. A identificação dos choques baseia-se na imposição de restrições derivadas de um modelo Dinâmico Estocástico de Equilíbrio Geral (Dynamic Stochastic General Equilibrium – DSGE); com base nos sinais indicados pelo modelo para as respostas das quatro variáveis macroeconômicas incluídas no vetor (x) – grau de utilização da capacidade produtiva (gu), taxa de inflação (inf), medida pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), taxa Selic (jur) e taxa de câmbio real (tcr) –³ a diferentes choques, identificam-se os efeitos sobre as variáveis do mercado de trabalho advindos de cinco choques estruturais – de demanda, de oferta, monetário, cambial e social.

O modelo Favar com choques identificados com restrição de sinal tem, portanto, as seguintes características: *i*) os sinais das funções de resposta a impulso (FRIs) são os mesmos obtidos em um modelo macroeconômico “estrutural” (microfundamentado); *ii*) o modelo pode lidar, sem perda de parcimônia, com um vetor de observáveis com dimensão elevada; e *iii*) para garantir a estimabilidade do modelo, o vetor de variáveis de estado $z = (x, \theta)$ deve ter uma dimensão baixa.

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

3. O grau de utilização da capacidade foi calculado da seguinte forma: *i*) extraiu-se a tendência e a sazonalidade do índice de produto real da economia brasileira (IBC-BR), produzido mensalmente pelo Banco Central do Brasil (BCB); *ii*) tomou-se a diferença entre esta quantidade e o resultado potencial, medido com o filtro de Hodrick-Prescott da mesma quantidade. A taxa de câmbio real foi calculada como a razão entre os índices de preços ao consumidor nos Estados Unidos e no Brasil, multiplicados pela taxa de câmbio R\$/US\$.

O modelo foi estimado com dados mensais para o Brasil para o período 2003-2013, utilizando inferência bayesiana e o algoritmo de Gibbs Sampling (GS), que obtém uma amostra empírica de todos os elementos do modelo e de qualquer função deles. 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 FRIs apresentadas.

2.1 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 (Bernanke e Mihov, 1998; Blanchard e Perotti, 2002). A insatisfação com as limitações dessa abordagem levou ao surgimento de outros métodos, que, de um lado, buscam explorar propriedades dos dados, como as distribuições dos resíduos (Pesaran *et al.*, 2003), quebras estruturais e heterocedasticidade (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.⁴ 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 essa resposta, o procedimento é “agnóstico”, conforme expressão de Uhlig (2005). O núcleo macroeconômico do modelo inclui quatro variáveis – nível de atividade, taxa de inflação, taxa de juros e taxa de câmbio real. O conjunto de restrições de sinal a ser imposto refere-se, portanto, às respostas destas variáveis a diferentes choques exógenos no contexto do modelo DSGE.

O modelo DSGE utilizado como referência é aquele desenvolvido e calibrado para a economia brasileira por Cavalcanti e Vereda (2011). Assim como outros modelos fundamentados no paradigma “novo-keynesiano” (Woodford, 2003), este modelo apresenta como características fundamentais: *i*) indivíduos com expectativas racionais; *ii*) firmas com poder de mercado e, portanto, capacidade de fixar preços; *iii*) rigidez de preços e salários, o que permite que a política monetária tenha efeitos reais sobre a economia; e *iv*) fricções reais, como custos de ajustamento do capital, utilização variável da capacidade instalada e formação de hábito no consumo.

O modelo é desenvolvido para uma economia aberta e adiciona a essa estrutura básica algumas características típicas de economias emergentes e da economia brasileira em particular, tais como: *i*) a presença de indivíduos alijados do mercado financeiro e de crédito, que são impedidos de suavizar seu padrão de consumo ao longo do tempo; *ii*) a inserção de um prêmio de risco sobre os títulos convencionais de renda fixa emitidos pelo governo brasileiro, que depende do passivo externo líquido do país, além de fatores externos, como flutuações na propensão ao risco dos investidores internacionais; *iii*) um setor público detalhado, que cobra impostos *lump-sum* e impostos distorcivos, absorve uma parcela da produção doméstica (que pode ser transformada em gastos “puros” de consumo ou convertida em capital público), emprega uma parte da população como funcionários públicos e transfere renda aos indivíduos não ricardianos presentes na população.

4. Ver, entre outros, Peersman, Hoffman e Straub (2009); Liu (2010); Canova e Paustian (2011); Liu e Theodoridis (2012).

Consideram-se os efeitos dos seguintes choques exógenos no contexto deste modelo: elevação da taxa de juros básica (choque monetário); aumento dos gastos de consumo do setor público (choque de demanda); redução da produtividade total de fatores (choque de oferta); e aumento do prêmio de risco sobre os títulos domésticos (choque cambial).

Os sinais das respostas do produto, da inflação e da taxa de juros a cada um dos choques de demanda, de oferta e de política monetária estão apresentados nas três primeiras linhas e colunas do quadro 1. Estes sinais são compatíveis com aqueles que seriam obtidos no modelo novo-keynesiano básico apresentado em Woodford (2003). Dado que cada choque gera uma configuração diferente de sinais para as respostas das variáveis analisadas, os sinais forneceriam informações suficientes para a identificação destes choques.

O choque cambial e as respostas da taxa de câmbio real, por sua vez, não têm contrapartida no modelo novo-keynesiano básico, que pressupõe uma economia fechada. No modelo de Cavalcanti e Vereda (2011), o aumento no prêmio de risco gera uma desvalorização instantânea da taxa de câmbio que se reflete em maior inflação (quadro 1). As respostas de curto prazo do nível de atividade e da taxa de juros, por sua vez, dependem da parametrização da regra de política monetária – do tipo Regra de Taylor – adotada no modelo. De um lado, a resposta da taxa de juros depende da defasagem com que os juros reagem a desvios da inflação em relação à meta de inflação; no caso de uma regra monetária condicionada ao passado, por exemplo, antes que sejam aumentados, com o objetivo de conter a maior inflação, os juros poderiam permanecer inalterados, ou mesmo cair um pouco, no momento do choque. De outro lado, a resposta do nível de atividade depende da magnitude do coeficiente de reação dos juros ao aumento da inflação. Quanto maior o coeficiente, mais provável que o efeito contracionista dos juros sobre o investimento compense o efeito expansionista do câmbio sobre as exportações, levando a uma possível redução do nível de atividade. Apesar de o impacto contracionista do choque cambial somente se verificar para valores relativamente elevados do coeficiente de reação dos juros – sendo mais provável, portanto, que o choque tenha um efeito expansionista sobre a atividade –, a possibilidade desta ocorrência resulta em um sinal teoricamente ambíguo. Por estes motivos, não são impostas restrições de sinal às respostas da taxa de juros e do nível de atividade ao choque cambial, conforme o quadro 1.

QUADRO 1
Hipóteses de identificação dos choques

Choques	Respostas				
	Grau de utilização	Inflação	Taxa de juros	Taxa de câmbio real	Fator latente
Demanda	+	+	+	*	*
Oferta	-	+	+	*	*
Monetário	-	-	+	-	*
Cambial	*	+	*	+	*
Social	*	*	*	*	+

Elaboração dos autores.
Obs.: * Significa resposta irrestrita.

No que diz respeito à resposta da taxa de câmbio real ao choque de demanda, o modelo de Cavalcanti e Vereda (2011) também indica um sinal ambíguo – que, assim como nos casos anteriormente mencionados, depende da parametrização da regra de política monetária. Logo, também neste caso, opta-se por não impor nenhuma restrição a este sinal.

Finalmente, no que se refere às respostas do câmbio real aos choques de oferta e monetário, o modelo teórico prevê que o câmbio reaja negativamente. Visando impor um conjunto mínimo de restrições de identificação, porém, opta-se por impor a restrição de sinal apenas na resposta ao choque monetário – que, em conjunto com as demais restrições citadas, revela-se suficiente para identificar todos os choques macroeconômicos.

Vale notar que os sinais das respostas discutidas apresentam diferentes graus de persistência. A fim de padronizar o procedimento de identificação e, uma vez mais, minimizar as restrições impostas à estimação, considera-se, para todos os choques, o grau de permanência mínimo observado, correspondente a um trimestre no modelo (calibrado em bases trimestrais), ou três meses no modelo empírico (estimado com dados mensais).

É importante lembrar que, além dos choques macroeconômicos, o modelo Favara também inclui um choque no fator latente, interpretado como o estado do mercado de trabalho. A este choque, denominado choque social, não é imposta nenhuma restrição, além das hipóteses de ortogonalidade em relação aos demais choques e idêntico grau de permanência.

2.2 Modelo

O modelo Favar descrito em (1), (2) e (3) relaciona $y_t = (p0_t, p1_t, p2_t)$ com os indicadores macro $x_t = (\text{grau de utilização, taxa de inflação (ipca), taxa Selic e taxa de câmbio real (deflacionada com o índice do IPCA)})$, onde $p0_t = (p0_{t1} \dots p0_{tk})$ é a probabilidade de o trabalhador da categoria ($i = 1 \dots k$) estar empregado no mês (t), $p1_t = (p1_{t1} \dots p1_{tk})$ é a probabilidade de o trabalhador da categoria (i) permanecer empregado, ou seja, estar empregado em t dado que estava empregado em ($t - 1$), $p2_t = (p2_{t1} \dots p2_{tk})$ é a probabilidade de o trabalhador permanecer desempregado, ou seja, estar desempregado em t dado que estava desempregado em ($t - 1$).

A probabilidade de permanecer empregado ou desempregado é o resultado conjunto das decisões do empregador – de contratar ou demitir – e do empregado de aceitar a oferta de emprego ou sair voluntariamente do emprego. Sem pretender formalizar esta questão, podemos afirmar que estas decisões envolvem custos afundados de contratação e demissão, de procura de emprego e retornos futuros incertos para as duas partes. Decisões que envolvem retornos futuros incertos e custos afundados presentes implicam, conforme Dixit e Pindyck (1994), atraso entre o momento da ocorrência de um choque e o momento em que ocorre a mudança de estado do empregado.

A especificação do modelo Favar é flexível quanto ao número de fatores latentes (f) e o número de defasagens (p) da equação de transição, mas o efeito das variáveis de estado (X, θ) na equação de observação é limitado a apenas um componente.⁵ No entanto, é necessário considerar que os choques macroeconômicos podem afetar o mercado de trabalho de forma defasada. Para lidar com esta dificuldade, propusemos duas alternativas consistentes com a forma funcional do modelo Favar: defasar o efeito de (x) na equação de observação,⁶ ou definir (x) como a média móvel⁷ dos indicadores macroeconômicos correspondentes. A primeira alternativa admite que o efeito se dá de

5. O algoritmo de estimação disponível não admite estrutura de defasagens na equação de observação.

6. Redefinindo (1) como: $y_t = \alpha x_{t-h} + \beta S_t + \gamma \theta_t + e_t$.

7. $x(t, m) = (x(t) + x(t - 1) + \dots + x(t - m + 1))/m$.

forma concentrada em uma certa defasagem (h), e a segunda que o efeito é distribuído em um período (m) de forma igual para todas as defasagens.⁸

A escolha dos parâmetros de especificação (f, h, m, p) tem implícito um compromisso entre aderência e complexidade: modelos com maior número de parâmetros têm maior aderência aos dados, mas são mais complexos e estimados com mais incerteza. Como as funções de verossimilhança das diversas especificações são comparáveis⁹ entre si, podemos escolher estes parâmetros utilizando o critério de desvio de informação (DIC) proposto por Spiegelhalter (2002).¹⁰ É uma generalização do critério de Akaike (AIC), que lida com este compromisso e é adequado para o estimador de Gibbs Sampling utilizado.

3 RESULTADOS

3.1 Indicadores do mercado de trabalho

O mercado de trabalho é descrito de forma simplificada, admitindo dois estados para o trabalhador: estar empregado ou não empregado; por isso, a transição de estados é descrita com duas medidas: a permanência na condição de estar desempregado ou de estar empregado. Medir a permanência de um trabalhador em uma condição significa comparar a sua condição num certo período com a sua condição no período anterior, o que é possível utilizando-se a Pesquisa Mensal de Emprego (PME), realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), pois esta acompanha uma pessoa por até dezesseis meses, segundo um rodízio de quatro meses na amostra, oito meses fora da amostra e quatro meses novamente dentro da amostra. Seguindo este esquema, um indivíduo poderia ser observado entre uma e oito vezes na amostra. Vale notar, porém, que a identificação de um determinado indivíduo na amostra não é tarefa trivial – pois, apesar de o IBGE identificar corretamente o mesmo domicílio em todas as entrevistas, isto não ocorre para os membros do domicílio. A tabela 1 foi computada utilizando o critério de identificação dos indivíduos proposto por Ribas e Soares (2008), que mostra

8. A primeira alternativa pode ser uma restrição excessiva quando os efeitos são distribuídos no tempo e com atrasos diferenciados por indicador; a segunda impõe igualdade de efeitos e implica que os resíduos da equação de transição são heterocedásticos.

9. A verossimilhança pode ser calculada de forma a não depender de (x).

10. Descrito no apêndice.

a distribuição do número de vezes em que cada indivíduo é observado. Conforme disposto na tabela, apenas 3% dos indivíduos da amostra foram observados uma única vez, e menos que 0.5% foi observado mais do que oito vezes. De um lado, para os indivíduos observados uma única vez, a análise a seguir não se aplica; de outro, ser observado mais do que oito vezes indica erro de identificação do indivíduo. A tabela 1 mostra que estas duas situações ocorrem para uma fração insignificante da amostra – o que confere maior credibilidade aos resultados a serem apresentados.

TABELA 1
Distribuição do número de observações por indivíduo na amostra da PME

Número de observações	1	2	3	4	5	6	7	8
Frequência relativa (%)	3	5	8	39	3	4	6	31
Frequência relativa acumulada (%)	3	8	16	55	58	62	68	99.5

Elaboração dos autores.

A PEA é o conjunto de pessoas que estão ocupadas ou procurando emprego, e a taxa de desemprego é a proporção da PEA que está procurando emprego. As pessoas que não estão na PEA, mas fazem parte da população em idade ativa (PIA), estão momentaneamente fora do mercado de trabalho. Parte destas pessoas pode estar momentaneamente “desalentada” em procurar emprego, o que pode estar relacionado com a probabilidade de encontrar emprego e, portanto, com as condições econômicas. Por este motivo, o tamanho da PEA depende das decisões dos trabalhadores e, possivelmente, do ciclo econômico. Logo, de acordo com a definição padrão, a taxa de desemprego pode diminuir seja porque aumenta o número de pessoas empregadas, seja porque diminui o número de pessoas desocupadas.

Se pudéssemos incorporar à PEA as pessoas momentaneamente desalentadas, seria possível obter medidas em que o denominador fosse independente do ciclo – ou, talvez, menos dependente. O conjunto das pessoas momentaneamente desalentadas não é observado diretamente, mas este contingente pode ser aproximado definindo-se o conceito de “PEA ampliada” (PEAx), formada pelas pessoas que estiveram na PEA em algum dos oito períodos da amostra em que foram observados.

Mantendo a simplificação de admitir dois estados para o trabalhador, vamos construir duas medidas para a chance de estar desempregado ou de permanecer desempregado. Uma que segue as medidas padrão do mercado de trabalho, que considera

a chance entre os trabalhadores da PEA, ou seja, aqueles que estejam ocupados ou procurando emprego; e outra que considera a chance entre os trabalhadores da PEAx, que inclui os que estão momentaneamente desalentados. A análise é feita segundo estes dois conceitos.

Foram descartados da amostra da PME os registros referentes aos trabalhadores que não atendessem a pelo menos um dos três critérios a seguir: *i*) idade: ter entre 15 e 70 anos; *ii*) pertinência à PEAx: ter estado na PEA em pelo menos um dos meses em que foi observado; e *iii*) permanência: ter sido observado em pelo menos um par de meses subsequentes. O primeiro critério visa evitar questões relativas aos trabalhadores muito jovens ou idosos; os outros dois critérios restringem a amostra de modo a propiciar medidas adequadas de permanência na condição de emprego ou desemprego. Admite-se que a amostra residual seja representativa. A tabela 2 detalha a quantidade de observações e de indivíduos disponíveis nas PMEs estudadas e as respectivas quantidades referentes à exclusão devido aos critérios de idade, sequencialidade e pertinência à PEA estendida. Finalmente, o tamanho da amostra trabalho, que será o objeto da análise subsequente.

TABELA 2
Tamanho da amostra total e excluídos

	Observações	Indivíduos
Total PME	13.985.000	3.401.706
Total de exclusão	7.035.411	1.777.495
Por idade	3.683.281	871.210
Por sequencialidade	1.132.766	372.343
Por não pertinência à PEAx	2.219.364	533.942
Amostra de trabalho	6.949.589	1.624.211

Elaboração dos autores.

A tabela 3 mostra como as probabilidades (p_0 , p_1 , p_2) foram calculadas, distinguindo as duas definições para as probabilidades p_0 e p_2 , condicionais à PEA ou à PEAx. Para manter a notação mais simples vamos denotar os resultados condicionais à PEAx como não condicionais, o que é consistente com o critério de exclusão mencionado. As medidas condicionais à PEAx não dependem da taxa de participação e, portanto, mais fáceis de analisar, mas são medidas que se distanciam das medidas usualmente adotadas nas análises do mercado de trabalho.

Cabe notar que o cálculo das probabilidades de permanecer no emprego ou no desemprego tomou por base apenas meses consecutivos, em cada um dos dois períodos de quatro meses nos quais o indivíduo é observado na amostra da PME. Sendo assim, foram desconsideradas as transições entre o quarto mês (último mês do primeiro período de observação) e o décimo terceiro mês (primeiro mês do segundo período de observação).

TABELA 3
Definição das probabilidades de estado e mudança de estado

De permanecer no emprego	$\rho 1_t = \#(\Omega_{t-1}; e_t = 1 \ \& \ e_{t-1} = 1 \ \& \ i_t = i_{t-1}) / \#(\Omega_{t-1}; e_{t-1} = 1)$
De permanecer no desemprego PEA	$\rho 2 pea_t = \#(\Omega_{p_{t-1}}; e_t = 0 \ \& \ e_{t-1} = 0 \ \& \ i_t = i_{t-1} = 1) / \#(\Omega_{p_{t-1}}; e_{t-1} = 0)$
De permanecer no desemprego PEAx	$\rho 2_t = \#(\Omega_{t-1}; e_t = 0 \ \& \ e_{t-1} = 0 \ \& \ i_t = i_{t-1}) / \#(\Omega_{t-1}; e_{t-1} = 0)$
De estar empregado PEA	$\rho 0 pea_t = \#(\Omega_{p_{t-1}}; e_t = 1) / \#(\Omega_{p_{t-1}})$
De estar empregado PEAx	$\rho 0_t = \#(\Omega_{t-1}; e_t = 1) / \#(\Omega_{t-1})$

Sendo:
 Ω_{t-1} : conjunto das observações que existem no mês t e $t - 1$.
 $\Omega_{p_{t-1}}$: conjunto das observações que são da PEA nos meses t e $t - 1$.
 $\#()$: número de registros que atendem à condição indicada entre parênteses.
 $e(t) = 1$: trabalhador estar ocupado no período t .
 i_t : identificador de indivíduo na PME na observação t .

Elaboração dos autores.

A heterogeneidade do efeito do ciclo no mercado de trabalho foi avaliada segmentando-se os trabalhadores segundo a idade¹¹ e a escolaridade e definindo-se um total de cinco indicadores para cada medida, um para cada um dos quatro grupos demográficos e outro para medir o conjunto da população. A tabela 4 mostra o valor médio da probabilidade destes indicadores do mercado de trabalho, estimados para o período de março de 2002 até setembro de 2013, num total de 141 observações mensais.

TABELA 4
Valor médio da probabilidade por grupo demográfico

Grupos demográficos	Idade	Escolaridade	Probabilidade	Tendência	$\rho 1$	$\rho 2 pea$	$\rho 2$	$\rho 0 pea$	$\rho 0$	
Adulto não educado	$i \geq 35$	$e < 11$	Jb	0.203	-0.045	0.915	0.840	0.797	0.803	0.704
Adulto educado	$i \geq 35$	$e \geq 11$	je	0.296	0.050	0.954	0.815	0.768	0.856	0.834
Jovem não educado	$i < 35$	$e < 11$	ab	0.268	0.007	0.934	0.763	0.707	0.922	0.816
Jovem educado	$i < 35$	$e \geq 11$	ae	0.234	0.070	0.968	0.786	0.703	0.933	0.903
Média		md	1.000	0.023	0.945	0.812	0.757	0.882	0.816	

Elaboração dos autores.

11. A segmentação por idade adotou 35 anos como idade de corte com o objetivo de dividir a amostra em grupos demográficos quantitativamente semelhantes, assim como a escolaridade de onze anos.

A definição dos vetores permite avaliar a heterogeneidade das respostas entre os grupos, bem como entre as medidas condicionais à PEA – padrão e estendida –, para os dois critérios de emprego. O grau de colinearidade da componente de Y que não é explicada por $(x, S) - Y - Y|x, S$ - sugere o número de fatores do modelo, medido com a proporção da variância de z explicada com a primeira e a segunda componente principal. Os resultados mostraram que o primeiro fator responde por mais de 64% da variabilidade, e os dois primeiros por mais de 80%, sugerindo que dois fatores são suficientes para descrever a variabilidade.

A tabela 5 apresenta o critério de informação para diferentes combinações dos parâmetros de especificação (h, m) . Para manter simples, consideramos apenas especificações com uma defasagem e um fator.¹² A grade de valores para (h, m) admite que o efeito tem uma defasagem menor do que seis meses.

TABELA 5
Critério de informação para diferentes combinações de parâmetros do modelo

m	1	3	6	1	1	3
h	0	0	0	3	6	3
dic	-0.64	-0.87	-0.91	-0.64	-0.79	-0.76

Onde mm é a janela da média móvel dos indicadores, e o $mm = 1$ indica o caso sem média móvel

Elaboração dos autores.

Os resultados mostram que o efeito do choque não é contemporâneo, pois o aumento de (h) ou (m) tende a melhorar (reduzir) o critério de informação, e que os modelos especificados com $(m > 1)$ são melhores do que os com $(h > 0)$, recomendando a alternativa em que os indicadores macro estão representados por suas médias móveis. Os resultados apresentados a seguir utilizam para o modelo a especificação $(h = 0, m = 6)$.¹³

12. Especificações com valores maiores que 1 para f ou p resultaram na piora do critério de informação.

13. O modelo estimado com $(m = 1, h = 3)$ mostrou resultados semelhantes aos apresentados, em particular quanto a importância e efeito dos choques de demanda e monetário.

3.2 Função de resposta a impulso

A função de resposta a impulso (FRI) da componente (j) de (y), (h) períodos à frente da ocorrência do choque i é $FRI_{j, i, h} = \partial Y_{t+h, j} / \partial U_{t, i}$ representa o efeito h períodos à frente de uma alteração inesperada na componente U que foi identificada, onde U são os choques “exógenos” de demanda, oferta, monetário, cambial e da variável latente tal como discutidos na subseção 2.1, $y = (p2, p1, p0)$.

O elevado número de FRIs estimadas, $5*25$, motiva a sintetizá-las com o número de seus elementos que são significativos positivos ou negativos (np:nn).¹⁴ A tabela 6 apresenta, na forma sintética, as FRIs dos indicadores macroeconômicos e do fator latente denotado por “componente social”, que mostram que os choques estão de acordo com a restrição e a sua persistência – número de meses em que o efeito do choque é significativo.

TABELA 6
FRIs dos indicadores macro aos choques identificados

	Grau de utilização	Inflação	Selic	Taxa de câmbio real	Choque social
Cd: demanda	5:0	4:0	12:0	1:0	0:3
Co: oferta	0:8	3:0	4:0	0:0	5:0
Cm: monetário	2:5	0:12	3:3	0:9	0:5
Cc: cambial	0:0	12:0	0:0	5:0	6:0
Cs: social	0:0	0:0	0:0	0:0	5:0

Np:nn número de elementos significativos positivos e negativos

Elaboração dos autores.

A tabela 7 apresenta todas as FRIs que descrevem o mercado de trabalho. Os resultados mostram que o efeito do choque de oferta é significativo para poucas FRIs e não será analisado nesta seção. O choque social, tendo sido identificado apenas com a condição de ser ortogonal aos demais, não tem uma interpretação econômica clara e também não será analisado. Em consequência disso, a discussão a seguir se concentra nos efeitos dos choques de demanda, monetário e cambial.

14. Um estimador é considerado significativo e positivo se o percentil 15 é superior a zero e significativo e negativo se o percentil 85 é menor do que zero.

A tabela 7 mostra que todas as 125 FRIs têm elementos significativos em um mesmo quadrante, ou seja, são todos positivos ou todos negativos. Por isso, podemos associar um sinal a cada FRI. Adotamos o seguinte critério para atribuir o sinal de uma FRI: *i*) positivo (1) quando $nn = 0$ e $np > 2$; *ii*) negativo (-1) quando ($nn > 2$ e $np = 0$); e *iii*) nulo em todos os demais casos.

TABELA 7
Número de elementos significativos das FRIs das probabilidades indicadas

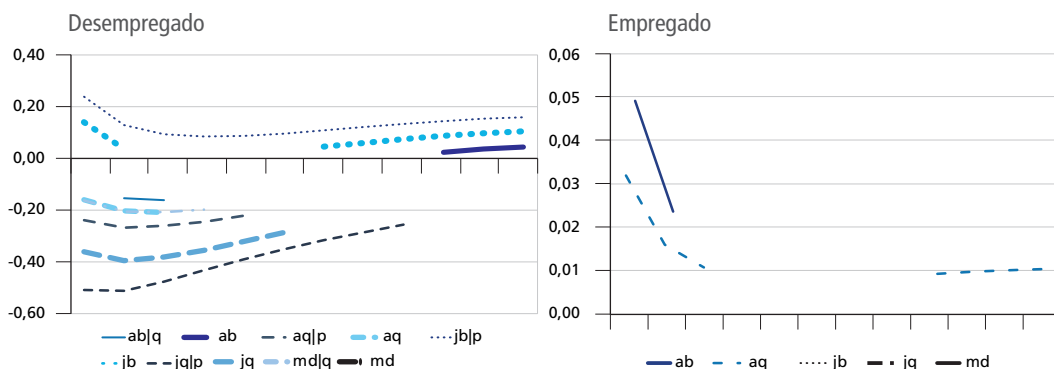
	Condicional à PEA					Condicional à PEAx					Condicional a estar empregado				
	ab	ae	jb	je	md	ab	ae	jb	je	md	ab	ae	jb	je	md
	Permanecer desempregado (p_2)										Permanecer empregado (p_1)				
Cd	0:2	0:5	12:0	0:9	0:4	3:0	0:3	8:0	0:6	0:0	2:0	7:0	0:0	1:0	1:0
Co	0:0	0:0	0:0	0:0	0:0	0:0	0:0	0:0	0:0	0:0	0:0	0:0	0:0	0:0	0:0
Cm	11:0	11:0	5:0	11:0	11:0	10:0	11:0	7:0	11:0	11:0	9:0	1:1	10:0	10:0	10:0
Cc	0:10	0:8	0:0	0:0	0:10	0:7	0:10	0:4	0:7	0:11	0:9	0:0	0:10	0:10	0:10
Cs	0:0	0:0	0:0	0:0	0:0	0:0	0:0	0:0	0:0	0:1	0:0	0:0	0:0	0:0	0:0
	Estar empregado (p_0)														
Cd	12:0	12:0	0:0	12:0	12:0	0:4	9:0	0:12	0:8	0:4					
Co	0:4	0:0	0:0	0:0	0:4	0:3	3:0	0:0	0:0	0:0					
Cm	0:7	0:10	2:0	0:8	0:7	0:9	0:11	8:0	0:0	0:5					
Cc	0:0	0:0	0:4	0:0	0:0	0:0	6:0	0:0	0:0	0:0					
Cs	0:0	0:0	0:0	0:0	0:0	0:0	0:0	0:0	0:0	0:0					

Np:nn: número de elementos significativos positivos (negativos)

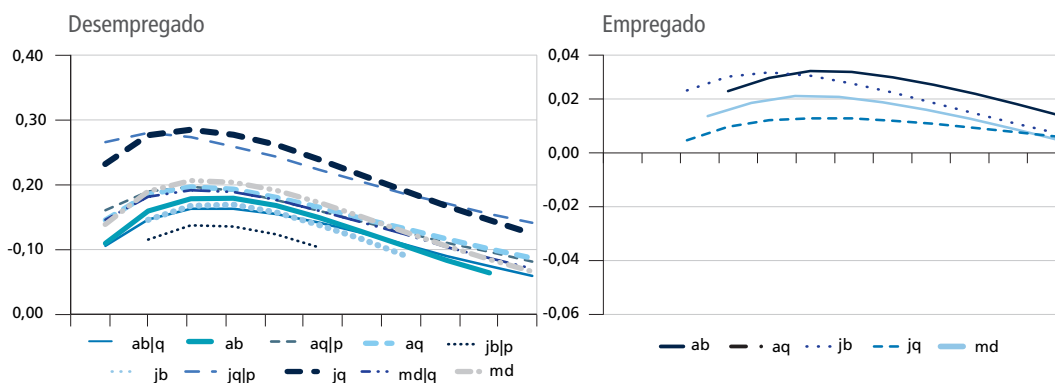
Elaboração dos autores.

O gráfico 1 apresenta as FRIs relativas aos choques de demanda, monetário e cambial.

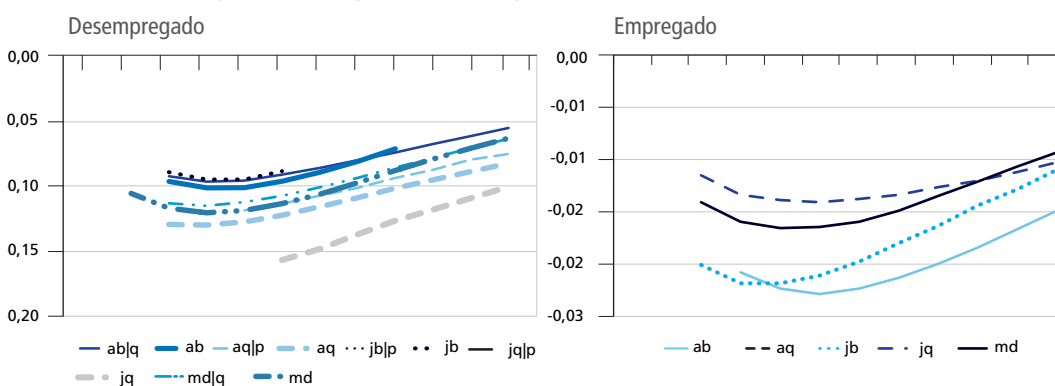
GRÁFICO 1
Respostas do emprego em relação aos choques de demanda, monetário e cambial
1A – FRI ao choque de demanda da probabilidade de permanecer



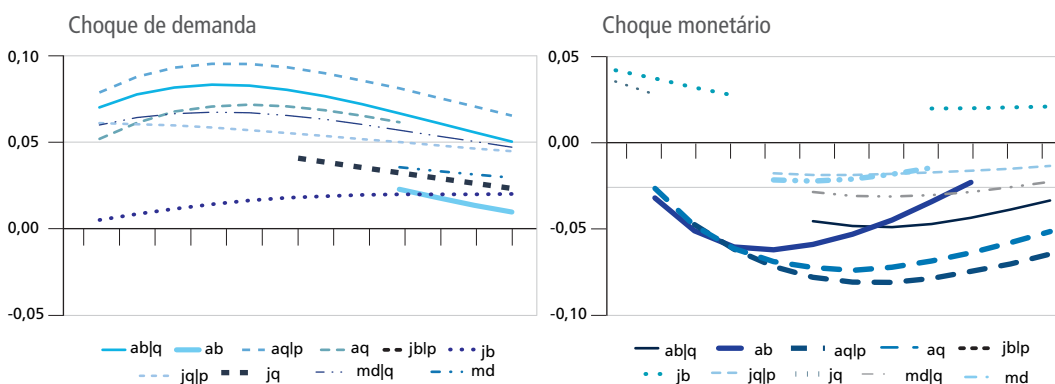
1B – FRI ao choque monetário da probabilidade de permanecer



1C – FRI ao choque cambial da probabilidade de permanecer



1D – FRI da probabilidade de estar empregado¹



Elaboração dos autores.

Nota: ¹São nulas todas as FRIs relativas ao efeito do choque cambial sobre esta probabilidade, por isto não foi apresentada.

A tabela 8 apresenta os sinais das FRIs e sumariza na última linha o número de FRIs com respostas positivas e negativas.

A FRI relativa ao grupo média mede o efeito agregado do choque sobre todos os trabalhadores e será utilizado para interpretar os resultados. As probabilidades condicionais à PEA ou à PEAx medem padrões de comportamento que não são necessariamente iguais e que, em alguns casos, podem apresentar resultados opostos. Aqui, vamos nos limitar a relatar as diferenças, quando houver. O entendimento destas diferenças está fora do escopo deste trabalho.

TABELA 8
Sinal do efeito sobre as FRIs dos choques identificados

	$p2 p$			$p2$			$p1$			$p0 p$			$p0$		
	cd	cm	cc	cd	cm	cc	cd	cm	cc	cd	cm	cc	cd	cm	cc
Adulto não educado	0	1	-1	1	1	-1	0	1	-1	1	-1	0	-1	-1	0
Adulto educado	-1	1	-1	-1	1	-1	1	0	0	1	-1	0	1	-1	1
Jovem não educado	1	1	0	1	1	-1	0	1	-1	0	0	-1	-1	1	0
Jovem educado	-1	1	0	-1	1	-1	0	1	-1	1	-1	0	-1	0	0
Média	-1	1	-1	0	1	-1	0	1	-1	1	-1	0	-1	-1	0

Elaboração dos autores.

A tabela 8 mostra que o choque de demanda tem efeito heterogêneo entre os grupos demográficos e entre as probabilidades condicionais ou não à PEA. Os choques monetário e cambial, em geral, têm efeito homogêneo.

O choque monetário reduz a chance de contratação e de demissão¹⁵ e o efeito líquido de reduzir a chance de emprego, cenário consistente com a paralisia e o encolhimento do mercado de trabalho.

O choque cambial tem efeito oposto, aumenta a chance de contratação e de demissão, mas com efeito líquido nulo sobre a taxa de desemprego, indicando mudança da alocação dos trabalhadores.

15. O aumento da permanência do desemprego é equivalente à redução da chance de contratação, assim como o aumento da permanência no emprego é equivalente à redução da chance de demissão. O texto a seguir utiliza informalmente os dois conceitos.

O choque de demanda tem efeito nulo sobre a chance de demissão de todos os grupos e tem efeito heterogêneo sobre a chance de contratação e a taxa de desemprego. Para os trabalhadores da PEAx, tem efeito nulo sobre a chance de contratação e reduz a chance de emprego. Para os trabalhadores da PEA, aumenta a chance de contratação e de estar empregado. Esta diferença se deve ao efeito deste choque sobre a taxa de participação, cenário consistente com a expansão do mercado de trabalho dos trabalhadores da PEA.

O efeito sobre a probabilidade de permanecer no desemprego é, para os três choques identificados, dez vezes maior do que o efeito sobre a probabilidade de permanecer no emprego. Isto indica que a chance de contratação é mais sensível a estes choques do que a chance de demissão, mas não implica que as contratações sejam mais importantes que as demissões para explicar a flutuação da taxa de emprego. Os choques descartados podem explicar uma fração importante da variação, mesmo não tendo sido possível estimar de forma significativa a sua resposta. Por este motivo, não é possível comparar diretamente estes resultados com Shimer (2012) e outros.

3.3 Heterogeneidade das FRIs

A heterogeneidade das FRIs, segundo uma certa característica do grupo demográfico, é avaliada comparando pares (j, k) de componentes de y que diferem por esta característica e estimando a função $\Delta_{jk} FRI = FRI_j - FRI_k$, que avalia a diferença das FRIs sob esta característica ao longo do tempo.

Os grupos demográficos são quatro combinações dos atributos idade e educação. Um par de grupos tem sempre em comum um atributo e difere do outro. A diferença entre as FRIs deste par mede o efeito do segundo atributo sobre a FRI. Por exemplo, a diferença entre as FRIs da probabilidade de estar empregado ($p0$) do par (adultos&educados; jovens&educados) mede o efeito da idade sobre a FRI de $p0$ quanto a idade altera a probabilidade de estar empregado ($p0$), ou de permanecer (des) empregado ($p2, p1$). A tabela 9 apresenta os pares de probabilidades selecionados.¹⁶

16. A diferença entre as FRIs referentes às probabilidades que diferem segundo a população de referência, PEA ou PEAx, depende do efeito do choque sobre a taxa de participação de uma forma que não pode ser calculada e, por isso, esta diferença não foi avaliada.

TABELA 9
Definindo os efeitos das características

Efeitos	Entre	Δ FRI entre os grupos
Educação	Adulto	Adulto educado – adulto não educado
Educação	Jovem	Jovem educado – jovem não educado
Idade	Não educado	Adulto não educado – jovem não educado
Idade	Educado	Adulto educado – jovem educado

Elaboração dos autores.

Os resultados estão sumarizados na tabela 10 que apresenta para cada probabilidade ($p2, p1, p0$) a soma dos elementos significativos de todas as Δ FRIs relativas aos efeitos idade e educação em ($\Delta p2, \Delta p1, \Delta p0$).

TABELA 10
Número de elementos significativos das Δ FRIs

Choques	cd	co	cm	cc	cs	Máximo
$\Delta p2$	23:72	0:1	3:11	0:0	0:0	96
$\Delta p1$	18:0	2:7	0:21	10:0	0:0	48
$\Delta p0$	51:0	2:0	0:72	36:0	0:0	96

Elaboração dos autores.

A tabela 10 mostra que, em geral, o número de elementos significativos é inferior ao da tabela 7, indicando que o modelo tem mais capacidade de medir o efeito de cada choque do que de diferenciar os efeitos. Estes resultados mostram que, aqui, também são relevantes apenas os efeitos dos choques de demanda, monetário e cambial. Por isso, a análise que se segue será limitada a estes choques. A tabela 11 apresenta os resultados para o efeito idade e educação, atributos dos grupos demográficos.

TABELA 11
Número de elementos significativos das Δ FRIs efeito idade (educação)

	$p2 pea$			$p2$			$p1$			$p0 pea$			$p0$		
	cd	cm	cc	cd	cm	cc	cd	cm	cc	cd	cm	cc	cd	cm	cc
Educação adulto	0:12	1:0	0:0	0:12	0:0	0:0	0:0	0:9	10:0	0:0	0:6	11:0	11:0	0:3	0:0
Educação jovem	0:12	0:0	0:0	0:12	2:0	0:0	0:0	0:7	0:0	0:0	0:12	12:0	1:0	0:9	0:0
Idade não educado	0:12	0:0	0:0	0:12	0:0	0:0	6:0	0:1	0:0	11:0	0:10	0:0	5:0	0:12	8:0
Idade educado	12:0	0:0	0:0	11:0	0:11	0:0	12:0	0:4	0:0	12:0	0:10	2:0	11:0	0:10	3:0

np:nn indica o número de coeficientes significativos positivos e negativos.

Elaboração dos autores.

Estes resultados mostram que o efeito dos choques é significativamente diferente para alguns dos pares selecionados, o que atende ao objetivo de distinguir o efeito dos choques entre os grupos demográficos, o que permite avaliar o efeito no mercado de trabalho de diferença de característica entre trabalhadores.

No caso em que as FRIs associadas a cada elemento do par estão no mesmo quadrante – o efeito do sinal delas não é conflitante –, é possível identificar qual elemento do par é mais sensível. Se as FRIs estão no quadrante positivo (negativo) e se a diferença entre os pares é significativa e: *i*) positiva (negativa), então o primeiro elemento do par é o mais sensível; ou *ii*) negativa (positiva), então o segundo elemento do par é o mais sensível. Por exemplo, no caso do par (adulto&educado, jovem&educado) o efeito do choque de demanda é negativo e significativo sobre cada elemento do par e sobre a diferença de ($p2|pea$), portanto o grupo educado adulto é mais sensível do que o grupo educado jovem. Trabalhadores educados com mais idade são mais vulneráveis ao choque de demanda, ou seja, entre os educados, mais idade implica maior probabilidade de ser contratado.

Utilizando estes critérios, foi determinado para cada choque e medida do mercado de trabalho ($p0$, $p1$, $p2$) o grupo mais vulnerável (tabela 12). No caso do efeito educação, a linha apresenta as comparações feitas para o adulto (ou jovem), e indica, nas colunas, se o grupo mais vulnerável que tem esta característica é o do educado (e) ou do não educado (b). No caso do efeito idade, a linha apresenta as comparações para os não educados (educados) e indica, nas colunas, se o grupo mais vulnerável que tem esta característica é o do adulto (a) ou do jovem (j). As células em branco indicam que não foi possível determinar o grupo mais vulnerável, seja porque as FRIs ou ΔFRI não têm resultado estatisticamente significativo, ou porque o critério descrito anteriormente não determinou o grupo mais vulnerável.

TABELA 12
Grupo demográfico mais sensível aos choques

Entre	cd					cm					cc				
	$p2 p$	$p2$	$p1$	$p0 p$	$p0$	$p2 p$	$p2$	$p1$	$p0 p$	$p0$	$p2 p$	$p2$	$p1$	$p0 p$	$p0$
Efeito educação															
Adulto	e							b	e	e			b		
Jovem								b	e	b				b	
Efeito idade															
Não educado	j	j		a	j				a						
Educado	j	j	a	a		j	j	a	a						a

Elaboração dos autores.

A tabela 12 tem muitas células para as quais não foi possível determinar o grupo mais vulnerável, e, em alguns poucos casos, os resultados não são homogêneos. Em geral, porém, podemos fazer a seguinte afirmação.

- 1) No caso do efeito educação, o grupo dos educados é o que tem a taxa de emprego mais vulnerável ao choque monetário, e o grupo dos não educados é o que tem a chance de demissão mais vulnerável ao choque monetário e ao choque cambial.
- 2) No caso do efeito idade, o grupo dos jovens é o que tem a chance de contratação mais vulnerável ao choque de demanda, e o grupo dos adultos é o que tem a taxa de emprego mais vulnerável aos três choques.

Estes resultados estão de acordo com os obtidos por Reis (2006), que encontra que os trabalhadores mais qualificados têm as taxas de emprego mais vulneráveis aos choques. Estendendo o mesmo argumento para a comparação adulto jovem, encontramos também que a taxa de emprego do adulto é vulnerável aos choques.

4 CONCLUSÃO

Este trabalho estimou um modelo VAR de fatores (Favar) para o Brasil com quatro variáveis macroeconômicas – grau de utilização da capacidade produtiva, taxa de inflação (IPCA), Selic e taxa de câmbio real – e uma variável latente que resume o estado do mercado de trabalho – representado pelas probabilidades de estar empregado, permanecer empregado e permanecer desempregado de diferentes grupos demográficos. Utilizando dados da PME, foram considerados quatro diferentes tipos de trabalhadores, classificados segundo a idade e o nível educacional. Os choques macroeconômicos foram identificados com base nos sinais das respostas de um modelo macroeconômico estrutural (DSGE) como referência.

Os resultados indicam que:

- 1) O choque monetário, identificado com a condição de reduzir todos os indicadores macroeconômicos exceto a taxa de juros, reduz a chance de contratação e de demissão, e com efeito líquido de reduzir a chance de emprego – cenário consistente com a paralisia e encolhimento do mercado de trabalho.

- 2) O choque cambial, identificado com a condição de aumentar a taxa de câmbio real e a inflação, tem efeito oposto, aumenta a chance de contratação e de demissão, mas com efeito líquido nulo sobre a taxa de desemprego, indicando mudança da alocação dos trabalhadores.
- 3) O choque de demanda, identificado com a condição de aumentar todos os indicadores exceto a taxa de câmbio, tem efeito nulo sobre a chance de demissão de todos os grupos e efeito heterogêneo sobre a chance de contratação, a taxa de desemprego e a taxa de participação. Para os trabalhadores da PEA, aumenta a chance de contratação e de estar empregado – cenário consistente com a expansão do mercado de trabalho por meio do aumento das contratações.
- 4) Na análise da heterogeneidade, concluímos que, no caso do efeito educação, o grupo dos educados é o que tem a taxa de emprego mais vulnerável ao choque monetário, e o grupo dos não educados é o que tem a chance de demissão mais vulnerável ao choque monetário e ao choque cambial; e que, no caso do efeito idade, o grupo dos jovens é o que tem a chance de contratação mais vulnerável ao choque de demanda, e o grupo dos adultos é o que tem a taxa de emprego mais vulnerável aos três choques.

A principal conclusão deste artigo é que os choques monetário e cambial têm efeitos opostos sobre a chance de contratação e de demissão, e que o efeito do choque de demanda se dá por meio da alteração da chance de contratação. Os resultados também indicam que o trabalhador mais educado e de mais idade é o que tem a taxa de emprego mais vulnerável aos choques.

Entre as possíveis extensões e aperfeiçoamentos do trabalho, cabe destacar a generalização da forma funcional do modelo Favar e a representação do mercado de trabalho com três estados – não PEA, desocupado da PEA e ocupado – ou mesmo com cinco estados, desagregando o estado de ocupado entre conta própria, emprego formal e emprego informal. O detalhamento dos estados do trabalhador pode tornar os resultados mais compreensíveis, mas a sua viabilidade é uma questão empírica que depende da variabilidade disponível nas variáveis macroeconômicas.

REFERÊNCIAS

- ATTUY, G. M. Decomposição dos ciclos do desemprego: uma aplicação para o Brasil a partir dos fluxos do trabalho. *In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA*, 40., 2012, Porto de Galinhas. **Anais...** Porto de Galinhas: Anpec, 2012.
- BERNANKE, B.; MIHOV, I. Measuring Monetary Policy. **The Quarterly Journal of Economics**, MIT Press, v. 113, n. 3, p. 869-902, 1998.
- BERNANKE, B. S.; BOIVIN, J.; ELIASZ, P. Measuring the effects of monetary policy: a factor-augmented vector autoregressive (FAVAR) Approach. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 120, n. 1, p. 387-422, 2005.
- BLANCHARD, O. J.; QUAH, D. The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances. **American Economic Review**, v. 79, n. 4, p. 73-655, 1989.
- 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, p. 1329-1368, 2002.
- BOSCH, M.; MALONEY, W. **Cyclical movements in unemployment and informality in developing countries**. Bonn: IZA, May 2008. (IZA Discussion Papers, n. 3514).
- CANOVA, F.; PAUSTIAN, M. Business cycle measurement with some theory. **Journal of Monetary Economics**, v. 58, n. 4, p. 345-361, 2011.
- CAVALCANTI, M. A. F. H.; VEREDA, L. **Propriedades dinâmicas de um modelo DSGE com parametrizações alternativas para o Brasil**. Rio de Janeiro: Ipea, mar. 2011. (Texto para Discussão, n. 1588).
- COOPER, R.; HALTIWANGER, J.; WILLIS, L. **Dynamic of labor demand**: evidence from plant-level observation and aggregate implications. December 2003, RWP 03-12 Research Division Federal Reserve Bank of Kansas City.
- DIXIT, A.; PINDYCK, R. **Investment under uncertainty**. Princeton, NJ: Princeton University Press, 1994.
- ELSBY, M. L.; MICHAELS, R.; SOLON, G. The ins and outs of cyclical unemployment. **American Economic Journal: Macroeconomics**, v. 1, n. 1, p. 84-110, 2009.
- FAUST, J. **The robustness of Identified VAR conclusions about money**. Board of governors of the Federal Reserve System. Washington: International Finance Division, May 1998. (International Finance Discussion Paper, n. 610).
- FUJITA, S.; RAMEY, G. The cyclical of separation and job finding rates. **International Economic Review**, v. 50, n. 2, p. 415-430, 2009.

LANNE, M.; LUTKEPOHL, H. Identifying monetary policy shocks via changes in volatility. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 40, n. 6, p. 1131-1149, 2008.

LIU, P. The effects of international shocks on Australia's business cycle. **Economic Record**, v. 86, n. 275, p. 486-503, 2010.

LIU, P.; THEODORIDIS, K. DSGE Model Restrictions for Structural VAR Identification. **International Journal of Central Banking**, v. 8, n. 4, p. 61-95, 2012.

MATSUMURA, M.; MOREIRA, A.; VICENTE J. V. A. Identification of Gaussian term structure models with observable factors. **Brazilian Econometric Reviews**, v. 31, n. 2, p. 259-269, 2011.

PEERSMAN, G.; HOFFMAN, B.; STRAUB, R. Time variation in U.S. wage dynamics. **Journal of Monetary Economics**, v. 59, issue 8, p. 769-783, Dec. 2012.

PESARAN, H. *et al.* A long run structural macroeconometric model of the UK. **Economic Journal**, Royal Economic Society, v. 113, n. 487, p. 412-455, Apr. 2003.

PETRONGOLO, B.; PISSARIDES, C. The ins and outs of european unemployment. **American Economic Review**, v. 98, n. 2, p. 62-256, May 2008.

REIS, M. C. **Os impactos das mudanças na demanda por trabalho qualificado sobre o desemprego por nível de qualificação durante os anos noventa no Brasil.** RBE, v. 60, n. 3, p. 297-319, 2006.

RIBAS, R.; SOARES, S. **Sobre o painel da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) do IBGE.** Rio de Janeiro: Ipea, ago. 2008. (Texto para Discussão, n. 1348).

SHIMER, R. Reassessing the ins and outs of unemployment. **Review of Economic Dynamics**, v. 15, n. 2, p. 127-148, 2012.

SPIEGELHALTER, D. *et al.* Bayesian measures of model complexity and fit. **Journal of the Royal Statistical Society**, v. 64, p. 583-639, 2002.

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, n. 437, p. 357-367, 1997.

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

VERACIERTO, M. **Establishments dynamics and matching frictions in classical competitive equilibrium**. Chicago: Federal Reserve Bank of Chicago, 2007. (Working Paper Series, n. 16).

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

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

ABBRING, J. H.; VAN DEN BERG, G. J.; VAN OURS, J.C. The anatomy of unemployment dynamics. **European Economic Review**, v. 46, n. 10, p. 1785-1824, 2002.

BACHMANN, R. *et al.* **Cyclicality of job and worker flows: new data and a new set of stylized facts**. IZA, n. 7192, 2013.

BRAUN, H.; DEBOCK, R.; DICECIO, R. Supply shocks, demand shocks, and labor market fluctuations. **Federal Reserve Bank of St. Louis Review**. May/june, 2009.

CHRISTOFFEL, K.; KUESTER, K.; LINZERT, T. The role of labor markets for euro area monetary policy. **Working Paper Series**, n.1035, ECB, Mar. 2009.

SILVA, F.; PIRES, L. **Evolução do desemprego no Brasil no período 2003-2013: análise através das probabilidades de transição**. Brasília: Ipea, p. 1-32, fev. 2014. (Working Paper, n. 349).

APÊNDICE

ESTIMAÇÃO COM GIBBS SAMPLING

O modelo Favar pode ser estimado com o método do Gibbs Sampling (GS), conforme em Gamerman e Lopes (2006), que obtém amostras das distribuições dos parâmetros e de quaisquer transformações. 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 $\zeta = [(\mu, \phi, V), (\theta)]$, ou seja, os subproblemas são:

$$(\mu, \phi, V) \sim (\mu, \phi, V | \lambda, \theta)$$

$$\theta \sim (\theta | \mu, \phi, V, \lambda)$$

A distribuição analítica dos subproblemas é conhecida. O primeiro item refere-se à estimação de um modelo VAR irrestrito; e o segundo, a de um modelo de fatores em que as variáveis de estado contêm variáveis latentes e observadas. As primeiras mil observações foram descartadas, e, para o reconhecimento da convergência, foi adotado o critério de Geweke,¹ utilizando-se a verossimilhança de cada ponto da cadeia. Da sequência de pontos gerados na cadeia, foi extraído um de cada quatro pontos para evitar a autocorrelação existente.

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

CRITÉRIOS DE INFORMAÇÃO

Spiegelhalter *et al.* (2002) propõe uma generalização do critério de AIC baseado na distribuição *a posteriori* do desvio $D(\psi) = -2LVM(y|\psi)$. O critério de desvio de informação (DIC) é definido como:

$DIC = \bar{D} + p_D$ onde $p_D = \bar{D} - D(\bar{\psi})$, que é uma medida do número efetivo de parâmetros.

$$\text{Então } DIC = 2 * \bar{D} - D(\bar{\psi}) = 2 * E_w(LV(\psi_w)) - LV(E_w(\psi_w)).$$

O critério é calculado utilizando a amostra da distribuição conjunta dos parâmetros e de estatísticas derivadas obtidas após a convergência.

REFERÊNCIAS

GAMERMAN, D.; LOPES, H. **Markov Chain Monte Carlo**: stochastic simulation for Bayesian inference. Chapman&Hall/CRC, 2006.

JOHANNES, M.; POLSON, N. **MCMC Methods for Continuous-Time Financial Econometrics**. Handbook of Financial Econometrics Applications, Elsevier, 2003.

EDITORIAL

Coordenação

Cláudio Passos de Oliveira

Supervisão

Andrea Bossle de Abreu

Revisão

Camilla de Miranda Mariath Gomes

Carlos Eduardo Gonçalves de Melo

Elaine Oliveira Couto

Elisabete de Carvalho Soares

Laura Vianna Vasconcelos

Luciana Bastos Dias

Luciana Nogueira Duarte

Thais da Conceição Santos Alves (estagiária)

Vivian Barros Volotão Santos (estagiária)

Editoração

Roberto das Chagas Campos

Aeromilson Mesquita

Aline Cristine Torres da Silva Martins

Carlos Henrique Santos Vianna

Glaucia Soares Nascimento (estagiária)

Vânia Guimarães Maciel (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 Ipea

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

70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 2026-5336

Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br

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.



ipea Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

Ministério do
Planejamento, Orçamento
e Gestão

