

Impacto regional da política monetária no Brasil: uma abordagem Bayesiana

Fábio Martins Serrano*

Márcio Issao Nakane†

Resumo

Este artigo tem como objetivo *(i)* estimar a resposta das Unidades Federativas brasileiras a um choque de política monetária e, caso as mesmas respondam de forma assimétrica, *(ii)* compreender os determinantes de tal heterogeneidade. Para tanto, faz-se uso de técnicas de econometria Bayesiana, assim como em Francis, Owyang, e Sekhposyan (2012). Tais técnicas visam contornar o problema de dimensionalidade inerente aos modelos que englobam um número elevado de variáveis, além de permitir modelar formalmente a incerteza existente na escolha do conjunto de covariadas adequado. A resposta das Unidades Federativas foi estimada por meio de um VAR Bayesiano. A evidência encontrada sugere que as Unidades Federativas brasileiras respondem de forma assimétrica às inovações de política monetária. As regiões Sul e Sudeste apresentam as maiores contrações em resposta ao choque, enquanto a região Norte não apresentou sensibilidade. Para o estudo dos determinantes das assimetrias regionais, utilizou-se o Bayesian Model Averaging. Apesar do grande grau de incerteza acerca dos determinantes da heterogeneidade encontrada, Estados com maior porcentagem de empregos provenientes da indústria de transformação tendem a ser mais sensíveis às variações exógenas de política monetária. O resultado encontrado aponta para a relevância do canal de juros na determinação das assimetrias no nível estadual.

Palavras-chave: Econometria Bayesiana, Economia Regional, Política Monetária.

Abstract

The purpose of this paper is to *(i)* estimate the impact of a monetary policy shock at the Brazilian state level economies and, if they do respond asymmetrically, *(ii)* to investigate the causes of this heterogeneity. Therefore, Bayesian econometric techniques were used, following Francis et al. (2012). These techniques not only overcome the problem of dimensionality, inherent to large size models, but also provide a formal framework to model the uncertainties involving the choice of the appropriate set of covariates. A Bayesian VAR was estimated in order to access the regional responses. The results indicate that the Brazilian state level monetary policy innovation responses are asymmetric. The greatest responses were found at the South and Southeast Regions, while the North Region seems to be insensible to an interest rate shock. The Bayesian Model Averaging technique was implemented to access the determinants of the state level asymmetries. Despite the large degree of uncertainty about the determinants of the response heterogeneity, states with greater share of manufacturing jobs tend to be more sensible to exogenous changes in monetary policy. The results found points to the importance of the interest rate channel in determining Brazilian state level asymmetries.

Keywords: Bayesian Econometrics, Regional Economics, Monetary Policy.

JEL codes: C11, E52, R10.

Área 4: Macroeconomia, Economia Monetária e Finanças

*Mestre em Teoria Econômica, IPE-USP (fabio.serrano@usp.br)

†Professor Doutor, Departamento de Economia, FEA-USP (minakane@usp.br)

1 Introdução

O interesse da literatura econômica no estudo dos efeitos regionais da política monetária é antigo¹. Contudo, a aplicação dos modelos VAR para esse objetivo é mais recente, e ganhou força após a criação da União Monetária Europeia.

Essa agenda de pesquisa se debruça sobre duas questões principais: *(i)* investigar se um choque de política monetária tem impactos assimétricos sobre a atividade de desagregações subnacionais e *(ii)* esclarecer quais os determinantes dessas assimetrias.

Diferentes características de cada economia regional levam à atuação mais preponderante de determinados canais de transmissão de política monetária, resultando em respostas heterogêneas. Dessa forma, uma compreensão completa do tema passa pelo estudo dos diferentes canais de transmissão atuantes nas economias regionais. Dentre os canais de transmissão de política monetária, [Mishkin \(1996\)](#) enfatiza, entre outros, os canais de juros, crédito, câmbio e custos.

[Carlino e DeFina \(1999\)](#) propõe uma abordagem empírica dividida em dois estágios, visando responder às duas questões de forma integrada. Os autores investigam a existência de respostas regionais assimétricas nos Estados Unidos e encontram evidências de que a região dos Grandes Lagos é a mais sensível a inovações de política monetária, enquanto que as regiões Sudoeste e das Montanhas Rochosas configuram entre as menos sensíveis. Os resultados encontrados indicam que o canal de juros é o principal determinante das assimetrias regionais presentes na economia americana.

Diversos autores também encontram evidência favorável à presença de respostas regionais assimétricas, não apenas para a economia americana, como para diversos outros países². Para o Brasil, [Vasconcelos e da Fonseca \(2002\)](#) concluem que os Estados de Pernambuco, São Paulo e Rio Grande do Sul, além da região Nordeste, são os mais sensíveis ao choque monetário. Já os resultados encontrados por [Araújo \(2004\)](#), a partir de modelos VECM, indicam que a região Sul tende a reagir mais fortemente ao choque de política monetária, quando comparada aos Estados do Nordeste. Estimando um VAR espacial, [Bertanha e Haddad \(2008\)](#) indicam que as regiões Norte e Nordeste são as mais sensíveis a uma inovação no instrumento de política do Banco Central.

Por meio de um Modelo de Fatores Dinâmicos Generalizado, [Rocha \(2007\)](#) encontra evidências de que os Estados da Bahia e Paraná apresentam as maiores respostas, enquanto São Paulo, Pernambuco e Minas Gerais seriam os menos sensíveis ao choque. Por fim, [Rocha, Silva, e Gomes \(2011\)](#) concluem que os Estados da Amazônia e Pernambuco são os mais sensíveis à inovação monetária. Dentre os Estados menos sensíveis destacam-se Santa Catarina e Espírito Santo.

Apesar das evidências encontradas a favor da existência de assimetrias regionais na transmissão monetária, a literatura nacional avançou pouco no sentido de entender quais fatores determinam tal heterogeneidade. [Vasconcelos e da Fonseca \(2002\)](#) fazem uma análise inicial do tema a partir de estatísticas descritivas. [Rocha et al. \(2011\)](#) dão um passo importante ao analisar o tema dentro de um arcabouço quantitativo mais rigoroso. As evidências encontradas a favor dos canais de juros e crédito são pouco conclusivas. Por outro lado, características mais gerais parecem ter maior relevância na determinação da heterogeneidade encontrada. Estados com maior densidade demográfica, maior estoque de capital humano e maior diversidade no setor industrial apresentam menor sensibilidade ao choque de política monetária.

Este estudo busca contribuir para a compreensão das diferentes reações regionais a choques de política monetária no Brasil. Como em [Rocha et al. \(2011\)](#), esse artigo não se limita a testar se as Unidades Federativas brasileiras respondem de forma diferente a uma inovação comum, mas também pretende-se esclarecer quais os determinantes da heterogeneidade encontrada. Para tanto, seguiremos a estratégia empírica proposta por [Carlino e DeFina \(1999\)](#), que consiste em estimar as respostas regionais ao choque monetário através de um modelo VAR e regredir os resultados obtidos contra variáveis *proxy* para os canais de transmissão.

Baseado em [Francis et al. \(2012\)](#), utilizaremos métodos Bayesianos para enfrentar problemas inerentes às duas etapas dessa metodologia, sendo eles *(i)* a questão da dimensionalidade presente nos modelos VAR e *(ii)* a falta de um procedimento formal para a escolha das covariadas incluídas no segundo estágio do estudo.

¹Ver, por exemplo, [Miller \(1978\)](#).

²Uma revisão dessa literatura pode ser encontrada em [Rocha \(2007\)](#) e [Serrano \(2014\)](#).

Modelos VAR tendem a apresentar um número elevado de parâmetros a serem estimados, e esse problema se acentua quando trabalhamos com desagregações regionais. Um solução encontrada na literatura consiste em estimar um modelo para cada região de interesse, uma estratégia nomeada por Sala (2001) de *Specific-country*. Araújo (2004) e Rocha et al. (2011), por exemplo, utilizam-se dessa classe de modelos. Contudo, a utilização do procedimento *Specific-country* pode prejudicar a interpretação de um choque de política monetária como sendo comum a todas as unidades regionais (Sala, 2001). A estratégia de estimar um só modelo contendo todas as desagregações regionais, denominada por Sala (2001) de *Multi-country*, aparenta ser mais adequada para o problema em questão.

Outra solução bastante adotada para o caso brasileiro consiste em utilizar apenas um número reduzido de Estados. Vasconcelos e da Fonseca (2002), Araújo (2004), Rocha (2007) e Rocha et al. (2011) procedem dessa forma. Apesar de reduzir o problema da dimensionalidade, não utilizar uma divisão exaustiva do território nacional pode enviesar os resultados (Bertanha e Haddad, 2008).

Neste artigo, o problema da dimensionalidade será contornado com a utilização de um VAR Bayesiano, construído com a *prior* proposta em Sims e Zha (1998). Dessa forma, é possível incluir todas as unidades espaciais brasileiras, sem abrir mão da estratégia *Multi-country*.

A incerteza acerca de quais covariadas são relevantes para a segunda etapa do estudo será modelada através do *Bayesian Model Averaging*. Essa técnica oferece um arcabouço formal para a escolha das variáveis explicativas relevantes para o problema em questão.

A evidência encontrada sugere que as Unidades Federativas brasileiras respondem de forma assimétrica às inovações de política monetária. As regiões Sul e Sudeste apresentam as maiores contrações em resposta ao choque, enquanto a região Norte não apresentou sensibilidade. Apesar do grande grau de incerteza acerca dos determinantes da heterogeneidade encontrada, Estados com maior porcentagem de empregos provenientes da indústria de transformação tendem a ser mais sensíveis às variações exógenas de política monetária. O resultado encontrado aponta para a relevância do canal de juros na determinação das assimetrias no nível estadual.

O restante do trabalho está organizado em duas seções, além desta introdução e das conclusões finais. A próxima seção aborda a questão da heterogeneidade regional. Esta seção está dividida em três subseções, que discutem, respectivamente, a metodologia empregada nas estimações, a base de dados utilizada e os principais resultados obtidos. Por fim, são discutidos os determinantes das assimetrias encontradas, seguindo a mesma subdivisão utilizada na seção anterior.

2 Efeito regional de política monetária

2.1 Metodologia - SVAR Bayesiano³

Seja p a quantidade de defasagens consideradas no modelo, T o tamanho da amostra, m o número de variáveis endógenas no sistema. Defina ainda $k = 1 + mp$. O modelo VAR estrutural (SVAR) pode ser escrito como:

$$y_t' A = x_t' F + \varepsilon_t' \quad (1)$$

onde $F' = [A_1' \dots A_p' C]$ é uma matriz $m \times k$, A e A_l são matrizes de parâmetros $m \times m$, C é um vetor $m \times 1$ de constantes, y_t é um vetor $m \times 1$ que contém m variáveis endógenas, $x_t' = [y_{t-1}' \dots y_{t-p}' 1]$ é um vetor $1 \times k$, ε_t é um vetor $m \times 1$ de choques estruturais. Cada coluna de A e A_l contém os parâmetros de uma das m equações do sistema. Os choques estruturais têm distribuição Normal com média zero e variância unitária, $\varepsilon_t \sim N \left(\begin{matrix} 0 \\ m \times 1 \end{matrix}, \begin{matrix} I \\ m \times m \end{matrix} \right)$.

Para $1 \leq i \leq m$, defina a i -ésima coluna de A e F como a_i e f_i , respectivamente. Seja Q_i uma matriz $m \times m$ de posto q_i e R_i uma matriz $k \times k$ de posto r_i . As restrições consideradas pela literatura em questão podem ser resumidas como⁴

³Seguiremos a notação de Waggoner e Zha (2003). Outras referências podem ser encontradas em Sims e Zha (1998) e Del Negro e Schorfheide (2011). Para um resumo sobre os modelos BVAR, ver Serrano (2014).

⁴As restrições consideradas aqui não englobam restrições entre equações para o modelo estrutural.

$$Q_i a_i = 0 \quad i = 1, \dots, m. \quad (2)$$

$$R_i f_i = 0 \quad i = 1, \dots, m. \quad (3)$$

Seja U_i uma matriz $m \times q_i$ cujas colunas formam uma base ortonormal para o espaço nulo de Q_i e defina V_i como uma matriz $k \times r_i$ cujas colunas formam uma base ortonormal para o espaço nulo de R_i . As colunas a_i e f_i satisfazem (2) e (3) se, e somente se, existir um vetor b_i , $q_i \times 1$, e um vetor g_i , $r_i \times 1$, tal que:

$$a_i = U_i b_i \quad (4)$$

$$f_i = V_i g_i \quad (5)$$

Seja $b = [b'_1 \dots b'_m]'$, $g = [g'_1 \dots g'_m]'$ e $Y = [y_1 \dots y_T]'$. A função de verossimilhança é proporcional a

$$\begin{aligned} & | \det [U_1 b_1 \mid \dots \mid U_m b_m] |^T \exp \left\{ -\frac{1}{2} \sum_{i=1}^m (b'_i U'_i Y' Y U_i b_i \right. \\ & \left. - 2g'_i V'_i X' Y U_i b_i + g'_i V'_i X' X V_i g_i) \right\} \end{aligned} \quad (6)$$

A identificação do sistema será obtida seguindo a estrutura proposta por Francis et al. (2012), na qual o vetor de variáveis endógenas e a matriz de coeficientes contemporâneos são particionados da seguinte maneira:

$$A = \begin{bmatrix} D & A_{21} \\ 0 & A_{22} \end{bmatrix}, y_t = \begin{bmatrix} reg_t \\ agr_t \end{bmatrix} \quad (7)$$

onde reg_t é o vetor de variáveis regionais, agr_t é o vetor de variáveis agregadas. D é uma matriz diagonal, e A_{21} e A_{22} são partições irrestritas de A .

Esse esquema de identificação baseia-se em Christiano, Eichenbaum, e Evans (1999) para as variáveis agregadas e em Carlino e DeFina (1999) para o sistema regional. Assume-se que choques estaduais afetam contemporaneamente apenas o seu local de origem e as variáveis agregadas. Já os choques nas variáveis agregadas afetam as variáveis regionais com um período de defasagem, mas afetam as demais variáveis agregadas contemporaneamente.

A *prior* utilizada será a extensão da *prior* de Minnesota (Doan, Litterman, e Sims, 1984, Litterman, 1986) para modelos VAR estruturais, proposta por Sims e Zha (1998). A *prior* pode ser escrita como

$$a_i \sim N(0, \bar{S}_i) \quad (8)$$

$$f_i \mid a_i \sim N(\bar{P}_i a_i, \bar{H}_i). \quad (9)$$

A *prior* utilizada neste artigo supõe que as variáveis do modelo na forma reduzida $B = FA^{-1}$ estão centradas ao redor de um passeio aleatório. Portanto, a matriz \bar{P}_i é definida como um para a própria defasagem e zero para as demais. Apenas para as variáveis regionais, que assemelham-se mais a um processo autorregressivo estacionário, foi feita a hipótese de que suas respectivas *priors*, para o modelo na forma reduzida, estão centralizadas ao redor de um processo AR(1) com coeficiente 0,7.

\bar{H}_i , a matriz de covariância de f_i dado a_i , é diagonal. A variância do coeficiente da defasagem p da variável j na equação m é dado por

$$\left[\frac{\lambda_0 \lambda_1}{\sigma_j p^{\lambda_3}} \right]^2 \quad (10)$$

A *prior* da constante apresenta média zero e variância $\lambda_0 \lambda_4$, onde λ_4 .

Tabela 1: Hiper Parâmetros *Prior*

Hiper Parâmetros	Valor	Interpretação
λ_0	1	Controla o quão concentrada é a <i>prior</i> no geral
λ_1	0.2	Controla o quão concentrado ao redor da hipótese de passeio aleatório é a <i>prior</i>
λ_3	1	Direciona a taxa de contração da <i>prior</i> conforme as defasagens aumentam
λ_4	1	Regula a <i>prior</i> relacionada à constante
μ_5	1	Referente à ordem de integração das variáveis
μ_6	1	Referente à cointegração entre as variáveis

Também foram impostas *priors* para a ordem de integração e para a possibilidade de cointegração entre as variáveis, através da introdução de observações *dummy* como em Doan et al. (1984), Sims (1993) e Sims e Zha (1998)⁵. Os valores dos hiper parâmetros foram escolhidos seguindo Francis et al. (2012), e podem ser encontrados na tabela 1.

Ao aplicar as transformações (4) e (5), o que se faz na prática é isolar apenas os parâmetros aos quais não foram impostas as restrições de exclusão. Assim, podemos escrever a *prior* em função apenas das variáveis b_i e g_i ⁶

$$b_i \sim N(0, \tilde{S}_i) \quad (11)$$

$$g_i | b_i \sim N(\tilde{P}_i b_i, \tilde{H}_i) \quad (12)$$

Ao juntar a *prior* de b_i e g_i dada por (11) e (12) com a verossimilhança (6) obtemos a distribuição *posterior* $p(b_1, \dots, b_m, g | X, Y) = p(b_1, \dots, b_m | X, Y) \prod_{i=1}^m p(g_i | b_i, X, Y)$, onde⁷

$$p(b_1, \dots, b_m | X, Y) \propto | \det [U_1 b_1 | \dots | U_m b_m]^T \exp \left(-\frac{T}{2} \sum_{i=1}^m b_i' S_i^{-1} b_i \right) \quad (13)$$

$$p(g_i | b_i, X, Y) = N(P_i b_i, H_i) \quad (14)$$

Para se obter um sorteio da *posterior* é necessário sortear $\{b_1^s, \dots, b_m^s\}$ da distribuição (13) e depois, condicional a $\{b_1^s, \dots, b_m^s\}$, sortear $\{g_1^s, \dots, g_k^s\}$ da distribuição (14). Contudo, quando o sistema é sobre identificado, a distribuição (13) não é convencional. Para simular esse sorteio, será utilizado o *Gibbs sampler* desenvolvido em Waggoner e Zha (2003)⁸. Para os resultados apresentados abaixo foram utilizadas 30.000 repetições, das quais as 10.000 primeiras foram descartadas.

2.2 Base de dados: primeira etapa

Os dados utilizados na estimação do SVAR Bayesiano e das funções de impulso resposta apresentam frequência mensal e cobrem o período de janeiro de 1996 até junho de 2013.

Como *proxy* para a atividade estadual, serão utilizados os dados do CAGED de saldo de novos empregos criados. A utilização das séries do CAGED permite trabalhar com todas as Unidades Federativas do país.

Para o nível de atividade agregado, será utilizada a série de produção industrial da Pesquisa Industrial Mensal do IBGE⁹.

⁵Para uma explicação completa e didática sobre observações *dummy*, ver Blake e Mumtaz (2012).

⁶Onde $\tilde{H}_i = (V_i' \tilde{H}_i^{-1} V_i)^{-1}$, $\tilde{P}_i = \tilde{H}_i V_i' \tilde{H}_i^{-1} \tilde{P}_i U_i$, $\tilde{S}_i = (U_i' \tilde{S}_i^{-1} U_i + U_i' \tilde{P}_i' \tilde{H}_i^{-1} \tilde{P}_i U_i - \tilde{P}_i' \tilde{H}_i^{-1} \tilde{P}_i)^{-1}$.

⁷ $H_i = (V_i' X' X V_i + \tilde{H}_i^{-1})^{-1}$, $P_i = H_i (V_i' X' Y U_i + \tilde{H}_i^{-1} \tilde{P}_i)$ e $S_i = \left(\frac{1}{T} (U_i' Y' Y U_i + \tilde{S}_i^{-1} + \tilde{P}_i' \tilde{H}_i^{-1} \tilde{P}_i - P_i' H_i^{-1} P_i) \right)^{-1}$.

⁸Para uma explicação detalhada do algoritmo utilizado, ver Serrano (2014).

⁹Originalmente, essa série utiliza o valor da média de 2002 como base igual a 100. Alteramos a série para utilizar o valor de janeiro de 1996 como base.

O comportamento da inflação será capturado pelo Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna (IGP-DI). A escolha deste índice em detrimento ao IPCA deve-se ao fato do IGP-DI reduzir o fenômeno conhecido como *price puzzle*¹⁰¹¹.

A taxa de juros Selic - acumulada no mês e anualizada - será utilizada como instrumento de política monetária. Por fim, para melhor caracterizar o mercado monetário, será utilizada a série de meios de pagamento (M1) - média nos dias úteis do mês - deflacionada para o nível de preços de janeiro de 1996.

As séries de produção industrial, meios de pagamento e as séries regionais do CAGED foram dessazonalizadas. Adicionalmente, séries compostas por taxas ou proporções serão utilizadas em pontos percentuais. Já as séries de produção industrial e meios de pagamento estão em logaritmo (multiplicado por 100). Por fim, as séries de emprego estadual serão utilizadas no nível.

As variáveis foram ordenadas como: $y_t = [y_{1,t}, \dots, y_{27,t}, ind_t, \pi_t, r_t, m1_t]'$, onde $y_{i,t}$, $i = 1, \dots, 27$, corresponde às 27 variáveis regionais, ind_t representa o logaritmo - multiplicado por 100 - da produção industrial nacional, π_t a taxa de inflação, r_t a taxa de juros Selic e $m1_t$ o logaritmo do agregado monetário, também multiplicado por 100.

2.3 Resultados: SVAR Bayesiano¹²

As funções de impulso resposta das variáveis regionais encontram-se na figura 1. O intervalo de confiança Bayesiano de 68% é normalmente reportado, uma vez que bandas de 90% ou 95% podem levar a conclusões erradas quando a distribuição da função impulso resposta for assimétrica devido a não linearidades (Blake e Mumtaz, 2012).

Cada ponto do gráfico representa o número de empregos criados a cada instante do tempo, após um choque positivo de 1 p.p. na taxa de juros em $t = 1$. Para permitir a comparação entre as Unidades Federativas, a função impulso resposta estadual foi dividida pelo seu valor de estado estacionário¹³.

A tabela 2 apresenta a resposta ponderada de cada UF, acumulada pelo período de 48 meses. Os resultados foram construídos dividindo a soma total de postos de trabalho criados ao longo do período pelo valor de estado estacionário multiplicado por 48. Para isso foi utilizada a mediana da função impulso resposta. Dessa forma, os valores na primeira coluna podem ser interpretados como a porcentagem de empregos criados além ou aquém do que teria sido obtido caso a economia estivesse no equilíbrio de estado estacionário.

Na última coluna da tabela 2, as Unidades Federativas foram ordenadas de acordo com suas respectivas respostas relativas acumuladas. O Estado com valor mais negativo foi ranqueado em primeiro, e assim por diante. Observe que essa medida não é exatamente uma medida de sensibilidade, uma vez que Estados com respostas grandes, mas positivas, aparecerão nas últimas colocações.

Como é possível observar, a reação das Unidades Federativas é bastante heterogênea, tanto em relação à magnitude e *timing*, como em relação ao sinal e à caracterização da incerteza presente nas respostas. Para facilitar a análise dos resultados, as Unidades Federativas serão divididas em três grupos de nove unidades cada, baseados na magnitude de suas respectivas respostas relativas acumuladas.

O primeiro grupo consiste nas unidades mais sensíveis à inovação de política monetária. O primeiro padrão identificável a partir da tabela 2 é a concentração regional desses Estados: das sete unidades que compõem as regiões Sul e Sudeste, quatro aparecem entre os mais sensíveis. Dentre eles, São Paulo é o Estado que perde mais empregos em relação ao seu potencial de estado estacionário, criando um total de postos de trabalho 0.92% menor do que teria sido alcançado caso o choque não tivesse ocorrido. Por outro lado, dos dezesseis Estados que compõem as regiões Norte e Nordeste, apenas três aparecem no grupo dos

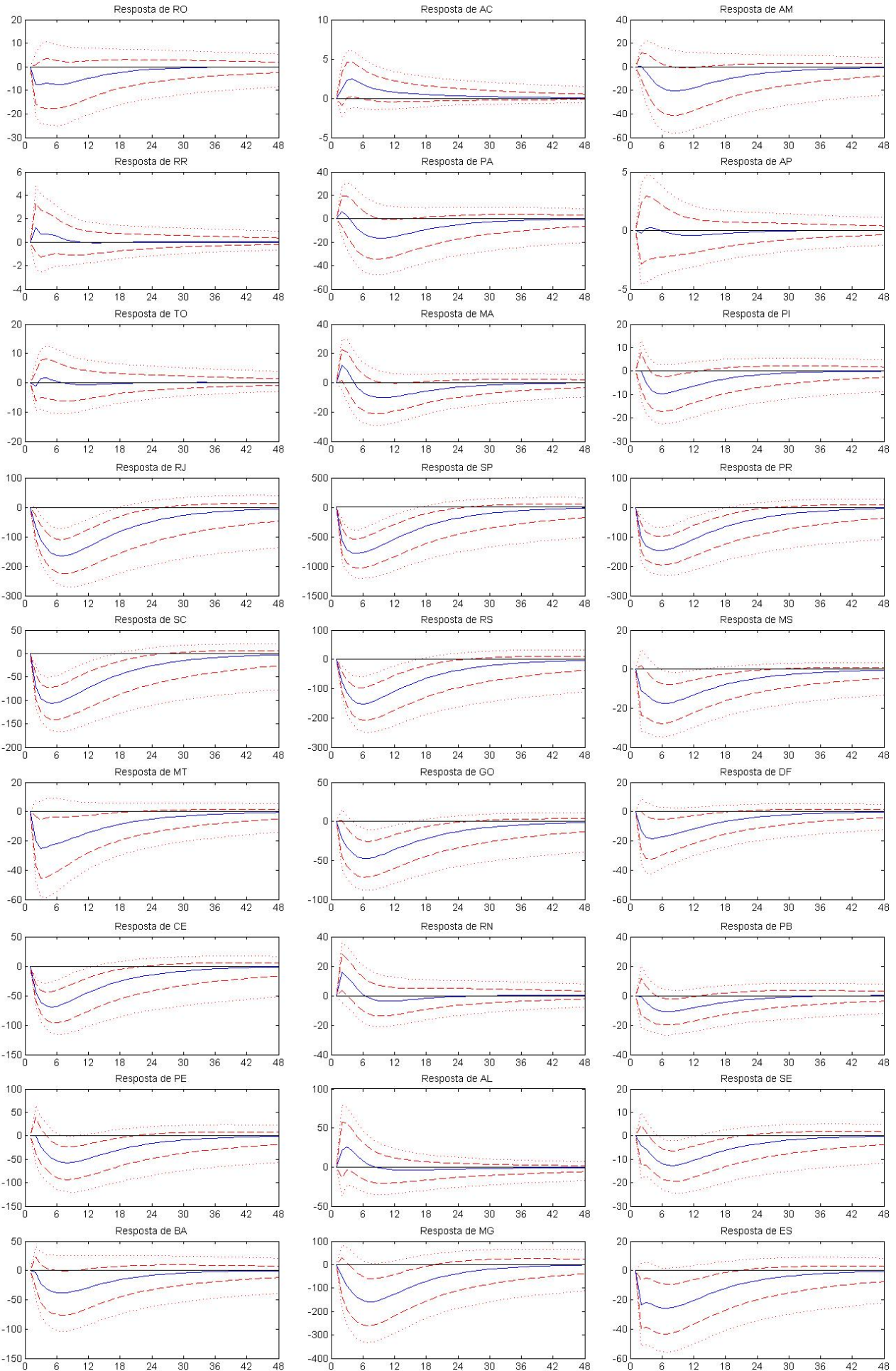
¹⁰Sua presença é recorrente na literatura, tanto para economias da OCDE como para o Brasil (Minella, 2003, Céspedes, Lima, e Maka, 2008, Sims, 1992). Quando decorre da não inclusão das expectativas de inflação no modelo, o problema pode ser solucionado introduzindo-se uma série de preços de *commodities* (Sims, 1992).

¹¹Com exceção da inflação, a troca do IPCA pelo IGP-DI resultou em *posteriors* para as funções impulso resposta bastante similares.

¹²O SVAR Bayesiano foi estimado a partir do *software* Matlab, com um código baseado em Waggoner e Zha (2003), disponível em <http://www.tzha.net/code>.

¹³Substituindo $y_t = y_{t-1} = \dots = y_{t-p} = y_{ss}$ em (1) é fácil ver que $y_{ss} = (I_n - \sum_{l=1}^p B_l')^{-1}c$, onde y_{ss} é o valor do vetor y no estado estacionário.

Figura 1: Resposta das Variáveis Regionais a um Choque na Selic



Nota: As linhas azul sólida, vermelha tracejada, e vermelha pontilhada indicam, respectivamente, a mediana, o intervalo de credibilidade de 68% e o intervalo de credibilidade de 90% da função impulso resposta.

mais sensíveis à política monetária, sendo eles os Estados do Amazonas, Ceará e Pernambuco. O fato de o Estado do Amazonas apresentar um comportamento tão distinto das outras unidades da região Norte pode estar relacionado com a importância da Zona Franca de Manaus para a economia do Estado.

Quanto à incerteza presente na *posterior* das funções impulso resposta estaduais, também é possível identificar alguns padrões característicos do grupo de Estados mais sensíveis à política monetária. Na sua grande maioria, esses Estados são os que apresentam o menor grau de incerteza quanto ao sinal e ao formato da resposta, com *posterior* concentrada em valores negativos e com formato *hump-shaped*. Com exceção de Pernambuco e Amazonas, conforme levamos em conta intervalos de credibilidade maiores, os resultados não só continuam válidos, como esses Estados continuam entre os mais sensíveis ao choque de política monetária.

O segundo grupo analisado contém aquelas Unidades Federativas que apresentam sensibilidade intermediária ao choque de política monetária. O padrão regional dessas unidades é um pouco mais disperso, com unidades das regiões Sudeste, Centro-Oeste e Nordeste. Apenas as regiões Sul e Norte não apresentam nenhuma UF no grupo intermediário.

Quanto ao formato da *posterior* das funções de impulso resposta, é possível perceber uma maior incerteza quanto ao sinal da resposta. Apesar da *posterior* ainda ser bastante concentrada nos valores negativos do espaço paramétrico, quase todas as Unidades Federativas passam a ter resposta nula quando o intervalo de credibilidade é levado em consideração. Adicionalmente, alguns Estados desse grupo apresentam funções de impulso resposta menos comportadas, com valores positivos para os primeiros períodos de tempo após o choque.

Por fim, os nove Estados restantes compõem o grupo dos menos sensíveis à política monetária, ou ainda daquelas Unidades Federativas que apresentaram resposta acumulada positiva. Esse grupo apresenta um padrão regional bastante claro, com forte concentração nas regiões Norte e Nordeste, com destaque para a primeira.

A *posterior* das funções de impulso resposta apresentam maior grau de incerteza, não apenas em relação ao sinal da resposta, como também em relação ao seu formato. É possível observar que, para alguns Estados, a mediana da função impulso resposta é positiva por um longo período de tempo, e os percentis mais baixos apresentam formato diferente dos percentis mais altos. Ambos intervalos de credibilidade contêm o zero em quase todos os períodos de tempo.

Na tabela 3 encontram-se as respostas relativas acumuladas máximas de cada unidade federativa. Para cada instante de tempo o número de postos de trabalho criados foi acumulado e dividido por seu valor de longo prazo multiplicado pela quantidade de meses em questão. Esse processo foi repetido até se obter o valor máximo para cada Estado. Observe que o mês no qual a resposta acumulada máxima ocorre é diferente do mês em que a resposta máxima ocorre.

É possível observar que a ordenação obtida pela resposta relativa acumulada em 48 meses e pela resposta relativa acumulada máxima são bastante parecidas. Apesar de ocorrerem mudanças na posição de alguns Estados, são raros os casos onde houve mudança entre os três grupos descritos acima.

Na média, a resposta relativa acumulada máxima ocorre após 10 meses da incidência do choque de política monetária. Nenhum padrão claro emerge da análise dos dados apresentados na tabela 3. Os Estados das regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste são mais homogêneos quanto ao *timing* da resposta máxima acumulada. Já os Estados das regiões Norte e Nordeste apresentam uma variância maior, com Estados que respondem muito rápido e outros muito lentamente. Contudo, na média todos os grupos são bastante similares.

3 Por que os Estados respondem de forma diferente a um choque de política monetária?

A atuação desigual dos canais de transmissão da política monetária entre diferentes regiões determina as assimetrias presentes nas respostas estaduais a inovações no instrumento de política do Banco Central. ¹⁴.

¹⁴Ver Mishkin (1996) e Serrano (2014).

Tabela 2: Resposta Acumulada Após 48 Meses

UF	Resposta Acumulada	Emprego	Estado Estacionário	Posição
Norte				
Rondônia	-0,37%	-110	621	19
Acre	0,66%	25	79	27
Amazonas	-0,73%	-353	1.002	4
Roraima	0,18%	5	63	26
Pará	-0,34%	-262	1.627	20
Amapá	-0,07%	-5	160	22
Tocantins	0,00%	0	220	23
Nordeste				
Maranhão	-0,40%	-138	721	16
Piauí	-0,43%	-134	649	15
Ceará	-0,73%	-1.082	3.094	5
Rio Grande do Norte	0,01%	4	1.042	24
Paraíba	-0,38%	-159	862	18
Pernambuco	-0,65%	-971	3.099	8
Alagoas	0,07%	10	296	25
Sergipe	-0,62%	-214	720	10
Bahia	-0,33%	-589	3.698	21
Sudeste				
Minas Gerais	-0,51%	-2.586	10.537	13
Espírito Santo	-0,47%	-466	2.065	14
Rio de Janeiro	-0,72%	-2.978	8.634	7
São Paulo	-0,92%	-12.935	29.197	1
Sul				
Paraná	-0,79%	-2.596	6.880	3
Santa Catarina	-0,73%	-1.787	5.121	6
Rio Grande do Sul	-0,83%	-2.533	6.391	2
Centro-Oeste				
Mato Grosso do Sul	-0,63%	-308	1.022	9
Mato Grosso	-0,59%	-372	1.315	11
Goiás	-0,56%	-830	3.104	12
Distrito Federal	-0,39%	-282	1.525	17

Tabela 3: Resposta Acumulada Máxima

UF	Máx. Acumulado	Emprego	Estado Estacionário	Mês	Posição
Norte					
Rondônia	-1,03%	-58	621	9	16
Acre	2,07%	10	79	6	26
Amazonas	-1,41%	-211	1.002	15	8
Roraima	1,05%	3	63	4	25
Pará	-0,62%	-172	1.627	17	20
Amapá	-0,14%	-4	160	19	21
Tocantins	0,26%	3	220	5	22
Nordeste					
Maranhão	0,95%	21	721	3	24
Piauí	-1,03%	-74	649	11	15
Ceará	-1,78%	-495	3.094	9	3
Rio Grande do Norte	0,91%	29	1.042	3	23
Paraíba	-0,89%	-92	862	12	18
Pernambuco	-1,31%	-570	3.099	14	10
Alagoas	5,78%	69	296	4	27
Sergipe	-1,29%	-121	720	13	11
Bahia	-0,76%	-335	3.698	12	19
Sudeste					
Minas Gerais	-1,13%	-1.434	10.537	12	13
Espírito Santo	-1,06%	-240	2.065	11	14
Rio de Janeiro	-1,50%	-1.551	8.634	12	6
São Paulo	-2,18%	-5.726	29.197	9	1
Sul					
Paraná	-1,76%	-1.210	6.880	10	4
Santa Catarina	-1,67%	-772	5.121	9	5
Rio Grande do Sul	-1,86%	-1.189	6.391	10	2
Centro-Oeste					
Mato Grosso do Sul	-1,37%	-154	1.022	11	9
Mato Grosso	-1,48%	-155	1.315	8	7
Goiás	-1,19%	-408	3.104	11	12
Distrito Federal	-0,95%	-131	1.525	9	17

O canal de juros é o mecanismo tradicional presente nos modelos Keynesianos IS-LM básicos. Uma redução exógena na taxa de juros nominal de curto prazo resulta em uma diminuição da taxa de juros real de curto prazo, que por sua vez leva à queda da taxa de juros real de longo prazo, estimulando o investimento em capital físico, em novas residências e o consumo de bens duráveis.

Diferenças na composição do setor produtivo podem acarretar respostas regionais assimétricas a um choque de política monetária. A indústria de manufatura tende a ser mais sensível a mudanças exógenas na política do Banco Central devido, entre outros motivos, à dependência da demanda por bens duráveis à taxa de juros (Carlino e DeFina, 1999). A mesma lógica aplica-se ao setor imobiliário (Francis et al., 2012). Assim, regiões onde tais setores apresentam papel importante na economia local tendem a ser mais afetadas por inovações monetárias via canal de juros.

O canal de crédito¹⁵ complementa a explicação fornecida pela visão tradicional. Baseia-se em fricções existentes no mercado financeiro, como informação imperfeita e contratos com *enforcement* custoso, para explicar como os mercados de crédito funcionam de modo a ampliar os efeitos da política monetária, em um mecanismo denominado acelerador financeiro.

Firmas pequenas não conseguem obter fundos diretamente dos poupadores, sendo mais dependentes de intermediários financeiros. Quanto menor e menos estruturada for a empresa, mais sensível ela será às imperfeições de mercado existentes entre credor e mutuário. No mesmo sentido, quanto menores forem os bancos, mais dificuldade terão para obter fundos substitutos aos depósitos à vista. Assim, o canal de crédito tende a ser mais pronunciado em regiões com firmas e setor financeiro pouco desenvolvidos.

O canal de câmbio explora a relação deste com a taxa de juros. Um choque de política monetária que, por exemplo, reduza o juro real doméstico, torna os investimentos em moeda nacional menos atrativos do que os investimentos em moeda estrangeira. Essa mudança de preços relativos faz com que parte do capital externo saia do país, depreciando a taxa real de câmbio. O valor menor da moeda local estimula as exportações líquidas, o que contribui para a expansão do produto agregado. Setores como a indústria de manufaturas e mineração tendem a ser mais ligados à economia externa.

O canal de custo também pode ser responsável por assimetrias regionais. Sempre que o custo marginal da firma depender da taxa de juros, como por exemplo quando os fatores de produção são pagos antes do recebimento das receitas, um choque positivo de política monetária desloca a curva de oferta para a esquerda, reduzindo o produto e elevando os preços.

Além dos canais expostos acima, Francis et al. (2012) ressaltam que outras características mais gerais da estrutura socioeconômica de uma região também podem contribuir para a propagação da política monetária. Uma mão de obra mais qualificada, por exemplo, teria mais facilidade em se deslocar entre setores diferentes, absorvendo mais facilmente o efeito de um choque de política monetária. O mesmo raciocínio vale para economias com um setor produtivo mais diverso. A flexibilidade do mercado de trabalho também pode ser um fator importante na propagação de uma inovação monetária. Mercados mais sindicalizados ou com maior percentual de empregos públicos tendem a ser mais rígidos e, portanto, menos sensíveis. Como o acesso a serviços financeiros depende do colateral que as famílias e firmas possuem, economias com renda per capita mais baixa e com percentual elevado de pessoas consideradas pobres tenderiam a ser menos sensíveis a mudanças exógenas na política do Banco Central. Adicionalmente, altas taxas de criminalidade podem desencorajar o empreendedorismo, reduzindo o número de agentes que utilizam linhas de crédito visando aproveitar oportunidades de negócios.

3.1 Metodologia - Bayesian Model Averaging

Em diversas aplicações empíricas existe um grande número de covariadas que, em teoria, podem influenciar a variável dependente. Nesses casos, muitas vezes não é claro qual procedimento o pesquisador deve seguir. Incluir todas as variáveis no modelo pode ser uma opção. Contudo, esse procedimento é insatisfatório, uma vez que a inclusão de variáveis irrelevantes pode reduzir a precisão de todos os estimadores. Dessa forma, o procedimento tradicional seria conduzir uma série de testes no intuito de selecionar um modelo final no qual as variáveis não significantes estariam omitidas.

¹⁵Ver Bernanke e Gertler (1995).

Apesar de vários trabalhos empíricos procederem dessa forma, existem alguns problemas associados a essa metodologia ¹⁶. Raramente é desejável simplesmente rejeitar os resultados obtidos a partir dos outros modelos, uma vez que o pesquisador estaria ignorando a incerteza existente sobre qual modelo utilizar. A estatística Bayesiana apresenta uma metodologia simples e consistente para lidar com esse tipo de incerteza, o Bayesian Model Averaging (BMA).

Defina um modelo como um conjunto de variáveis explicativas em uma regressão linear. Supondo K possíveis variáveis explicativas, temos 2^K modelos diferentes. Defina cada um dos $R = 2^K$ modelos diferentes por M_r , onde $r = 1, \dots, R$. Seja $y = (y_1, \dots, y_N)'$ um vetor $N \times 1$, onde N é o número de observações disponíveis. Seja X uma matriz $N \times K$ que dispõe em cada linha as K covariadas para cada um dos N indivíduos. Defina ainda X_r como uma matriz $N \times k_r$ que dispõe em cada linha k_r covariadas para cada um dos N indivíduos, onde k_r é um subconjunto de K . Por fim, seja β_r o vetor $k_r \times 1$ de coeficientes, ε como um vetor $N \times 1$ de erros onde $\varepsilon \sim N(0_N, h^{-1}I_N)$ e ι_N um vetor $N \times 1$ de uns.

Dessa forma, cada um dos R modelos de regressão linear pode ser definido como

$$y = \alpha \iota_N + X_r \beta_r + \varepsilon \quad (15)$$

Com as hipóteses acima, a função de verossimilhança pode ser escrita como

$$p(y | \alpha, \beta_r, h) = \frac{h^{\frac{N}{2}}}{(2\pi)^{\frac{N}{2}}} \left\{ \exp \left[-\frac{h}{2} (y - \alpha \iota_N - X_r \beta_r)' (y - \alpha \iota_N - X_r \beta_r) \right] \right\} \quad (16)$$

Para os parâmetros que não variam entre modelos (α e h^{-1}), serão utilizadas as *priors* não informativas ¹⁷ $p(h) \propto \frac{1}{h}$ e $p(\alpha) \propto 1$ ¹⁸.

Já para β_r , será considerada a prior conjugada Normal-Gamma:

$$\beta_r | h \sim N(\underline{\beta}_r, h^{-1} \underline{V}_r) \quad (17)$$

Baseando-se na crença de que várias covariadas utilizadas são irrelevantes, a *prior* de β_r será centrada em $\beta_r = 0_{k_r}$. Já para a matriz de variância covariância da *prior* de β_r , será utilizada a *g-prior* ^{19,20} descrita em Zellner (1986), que supõe uma relação de proporcionalidade com a matriz de variância covariância fornecida pelos dados, $\underline{V}_r = [g_r X_r' X_r]^{-1}$.

A escolha da *prior* acima, junto com a função de verossimilhança Normal, implica em uma distribuição t multivariada para o vetor de parâmetros (α, β_r) e uma distribuição Gamma para h . Integrando h e α da posterior de (α, β_r, h) obtém-se que a posterior marginal de β_r é uma uma distribuição t multivariada com $\bar{\nu} = N$ graus de liberdade, média

$$E(\beta_r | y, M_r) \equiv \bar{\beta}_r = \bar{V}_r X_r' y \quad (18)$$

e matriz de covariância

¹⁶Para uma discussão mais detalhada do tema, ver Poirier (1995), Draper (1995) e Hodges (1987).

¹⁷Segundo Koop (2003), ao comparar modelos usando a *posterior odds ratio*, é aceitável usar *priors* não informativas para os parâmetros comuns a todos os modelos.

¹⁸Fernandez, Ley, e Steel (2001) sugerem subtrair todas as covariadas de suas respectivas médias. Quando as variáveis explicativas são medidas como desvio de suas médias, elas possuem média zero. Como os erros ε também apresentam média zero, apesar dos coeficientes de inclinação não mudarem, o intercepto se torna a média da variável dependente. Dessa forma, garante-se que a *prior* não informativa de α tenha a mesma implicação para todos os modelos.

¹⁹A *g-prior* facilita a escolha da prior uma vez que reduz a escolha de parâmetros para apenas um hiper parâmetro g_r . Fernandez et al. (2001) sugerem que $g_r = \begin{cases} \frac{1}{K^2} & N \leq K^2 \\ \frac{1}{N} & N > K^2 \end{cases}$.

²⁰Além de reduzir a escolha dos hiper parâmetros para apenas um escalar, a *g-prior* também apresenta outras propriedades interessantes, como permitir o cálculo analítico da *likelihood* marginal e apresentar resultados satisfatórios do ponto de vista preditivo. Para uma discussão mais detalhada das propriedades da *g-prior* ver Fernandez et al. (2001).

$$\text{var}(\beta_r | y, M_r) = \frac{\bar{\nu} \bar{s}_r^2}{\bar{\nu} - 2} \bar{V}_r \quad (19)$$

onde $\bar{V}_r = [(1 + g_r) X_r' X_r]^{-1}$, $\bar{s}_r^2 = \frac{1}{g_r + 1} y' P_{X_r} y + \frac{g_r}{g_r + 1} (y - \bar{y} \iota_N)' (y - \bar{y} \iota_N)$ e $P_{X_r} = I_N - X_r (X_r' X_r)^{-1} X_r'$.

Considerando *priors* iguais para cada modelo, na forma $p(M_r) = \frac{1}{R}$, temos que a *posterior* do modelo M_r pode ser escrita como

$$p(M_r | y) = \frac{p(y | M_r)}{\sum_{j=1}^R p(y | M_j)} \quad (20)$$

aonde a *likelihood* marginal é proporcional a

$$p(y | M_r) \propto \left(\frac{g_r}{g_r + 1} \right)^{\frac{k_r}{2}} \left[\frac{1}{g_r + 1} y' P_{X_r} y + \frac{g_r}{g_r + 1} (y - \bar{y} \iota_N)' (y - \bar{y} \iota_N) \right]^{-\frac{N-1}{2}} \quad (21)$$

Defina ϕ como o parâmetro de interesse. É possível demonstrar que tudo o que é conhecido sobre ϕ pode ser resumido em sua *posterior* e que

$$p(\phi | y) = \sum_{r=1}^R p(\phi | y, M_r) p(M_r | y) \quad (22)$$

Sendo $g(\phi)$ uma função de ϕ as regras da esperança condicional implicam que

$$E[g(\phi) | y] = \sum_{r=1}^R E[g(\phi) | y, M_r] p(M_r | y) \quad (23)$$

Dessa forma, ao levar em consideração a incerteza existente em relação ao modelo utilizado, a média da função $g(\phi)$ torna-se a média das médias de cada um dos R modelos diferentes, ponderada pela *posterior* $p(M_r | y)$ de cada modelo.

Uma vez definido o modelo M_r e o hiper parâmetro g_r , é possível construir todas as equações acima e avaliar as probabilidades de interesse. Contudo, conforme o número de covariadas aumenta, o número de possíveis modelos cresce de maneira explosiva, impossibilitando a construção de cada equação para todo M_r .

Para aplicar o BMA sem avaliar todos os possíveis modelos utilizaremos o algoritmo Markov Chain Monte Carlo Model Composition (MC^3), desenvolvido por Madigan, York, e Allard (1995). Assim como os algoritmos de Markov Chain Monte Carlo ($MCMC$), o MC^3 simula sorteios de uma *posterior* selecionando mais variáveis aleatórias de regiões de maior probabilidade, evitando regiões com menor probabilidade. O MC^3 difere do $MCMC$ por sortear modelos ao invés de parâmetros²¹.

Uma vez sorteada uma sequência de modelos $\{M^1, \dots, M^S\}$ é possível aproximar (23) a partir de

$$\hat{g} = \frac{1}{S_1} \sum_{s=S_0+1}^S E[g(\phi) | y, M^{(s)}] \quad (24)$$

dado que $\hat{g} \rightarrow E[g(\phi) | y]$ conforme $S_1 \rightarrow \infty$.

²¹O algoritmo MC^3 é baseado no algoritmo de *Metropolis-Hastings*. Para uma explicação completa do algoritmo utilizado, ver Serrano (2014).

Tabela 4: Fonte de Dados

Variável	Freq. ^a	Período	Fonte
Demográfico e Socioeconômico			
Anos de Estudo	A	1996 a 2012	IPEA ^b
Habitantes/Km ²	D	2000, 2010	Censo - IBGE
Homicídios/100 mil Hab.	A	1996 a 2009	SIM-DATASUS ^b
Indivíduos Abaixo da Linha de Pobreza (%)	D	1991, 2000, 2010	Censo - IBGE ^b
Renda Domiciliar Per Capita	A	1996 a 2012	Pnad - IBGE ^b
Sistema Financeiro			
Saldo de Operações de Crédito/PIB - PF	M	jan/2004 a jun/2013	SCR - BCB
Saldo de Operações de Crédito/PIB - PJ	M	jan/2004 a jun/2013	SCR - BCB
Agências/ 100 mil Hab.	M	dez/1998 a jun/2013	Unicad - BCB
Municípios Sem Agência e PAB (%)	M	dez/1998 a mai/2012	Unicad - BCB
<i>Mix</i> Produtivo ^b			
Serviços - Ocupados (%)	D	2000, 2010	Censo - IBGE
Comércio - Ocupados (%)	D	2000, 2010	Censo - IBGE
Agropecuária - Ocupados (%)	D	2000, 2010	Censo - IBGE
Extrativo Mineral - Ocupados (%)	D	2000, 2010	Censo - IBGE
Transformação - Ocupados (%)	D	2000, 2010	Censo - IBGE
Construção - Ocupados (%)	D	2000, 2010	Censo - IBGE
SIUP - Ocupados (%)	D	2000, 2010	Censo - IBGE
Setor Público - Ocupados (%)	D	2000, 2010	Censo - IBGE
Características das Empresas			
Empresas - Até 49 Funcionários - Serviços Financeiros (%)	A	2006 a 2011	CEMPRE - IBGE
Empresas - Até 49 Funcionários (%)	A	2006 a 2011	CEMPRE - IBGE
Empresas - Até 49 Funcionários - Empregados (%)	A	2006 a 2011	CEMPRE - IBGE

^a "D", "A" e "M" indicam frequências decenais, anuais e mensais, respectivamente.

^b Apesar de produzido por diferentes instituições, a agregação regional e setorial dessas séries foi feita pelo IPEA. Os dados estão disponíveis em <http://www.ipeadata.gov.br/>.

3.2 Base de dados: segunda etapa

O conjunto de variáveis utilizado para identificar quais canais de transmissão são importantes na determinação das assimetrias entre os Estados brasileiros pode ser dividido em quatro grandes grupos: *mix* de produção, sistema financeiro, característica das empresas e demográfico e socioeconômico. Uma descrição detalhada das variáveis encontra-se na tabela 4.

Como o perfil dessas variáveis mudou muito ao longo da última década, optou-se por construir médias a partir das séries temporais originais, de forma a cobrir um intervalo de tempo o mais parecido possível com o utilizado no SVAR. Contudo, sua abrangência temporal varia caso a caso, devido às diferentes frequências e disponibilidade de cada fonte de dados.

O *mix* de produção é composto pela porcentagem de ocupados - com mais de 18 anos - nos seguintes setores: serviços, agropecuária, comércio, construção, indústria extrativa mineral, indústria de transformação, serviços industriais de utilidade pública (SIUP) e setor público. As séries são disponibilizadas pelo IPEA²², e foram construídas com base nos censos populacionais de 2000 e 2010, ambos do IBGE.

Como sugerem [Carlino e DeFina \(1999\)](#), o *mix* de produção de um Estado pode ser usado como uma *proxy* para o canal de juros. Setores como o da indústria de transformação seriam mais sensíveis à taxa de juros, uma vez que são mais dependentes de crédito. A mesma lógica pode ser aplicada ao setor de construção ([Francis et al., 2012](#)). Já setores como a indústria extrativa mineral e o agropecuário estariam correlacionados com o canal de câmbio, dada sua maior interdependência com o comércio exterior.

Para o sistema financeiro, as variáveis utilizadas são a razão entre o saldo das operações de crédito - pessoa física e jurídica - e o PIB estadual, número de agências bancárias por 100 mil habitantes e a proporção de municípios sem agência bancária ou posto de atendimento bancário (PAB).

A razão crédito/PIB foi construída utilizando os dados de saldo de operações de crédito²³ disponibilizados pelo Banco Central do Brasil (BCB) e os dados de PIB estadual calculados pelo IBGE. Como a série de saldo de crédito é mensal, foi construída uma média para cada ano, que então foi dividida pelo valor do PIB estadual, dado que este último apresenta periodicidade anual. Uma média final foi calculada para o período de 2004 a 2010.

Já as últimas duas variáveis do grupo do sistema financeiro foram construídas com base nos dados do

²² As séries podem ser encontradas na seção *social* do Ipeadata.

²³ Essa série consiste no valor presente de todos os empréstimos superiores a R\$ 1 mil reais, registrados no Sistema de Informações de Crédito (SCR) com base no endereço fiscal de cada devedor.

sistema de cadastro unificado do BC, o Unicad. O número de agências bancárias por 100 mil habitantes²⁴ consiste na média dessa razão, para o período de dezembro de 1998 a junho de 2013. A proporção de municípios sem agência ou PAB é formada pela média dessa variável, entre dezembro de 1998 e maio de 2012 - com a exclusão do período entre setembro de 2005 a setembro de 2007.

O grupo de variáveis sobre as características das empresas e bancos é composto pela proporção de firmas com até 49 funcionários, a proporção das firmas de serviços financeiros com até 49 funcionários e a proporção de empregados em firmas de até 49 funcionários. As três variáveis foram construídas a partir do Cadastro Central de Empresas (CEMPRE), do IBGE, e são médias para o período de 2006 a 2011. Essas variáveis servem de *proxy* para o canal de crédito, já que o problema de assimetria de informação estaria mais presente em firmas e bancos menos desenvolvidos (Carlino e DeFina, 1999).

Por fim, o grupo de variáveis demográficas e socioeconômicas é composto pela média dos anos de estudos para pessoas com 25 anos ou mais, densidade demográfica²⁵, número de homicídios por 100 mil habitantes, proporção dos indivíduos com renda domiciliar per capita igual ou inferior a R\$ 140,00 mensais (em reais de agosto de 2010) e renda domiciliar per capita média (em reais de outubro de 2012). Essas variáveis foram incluídas na tentativa de se capturar características estaduais mais gerais que possam impactar na resposta regional a um choque de política monetária (Carlino e DeFina, 1999, Rocha et al., 2011).

3.3 Resultados: BMA²⁶

Utilizando as medidas de sensibilidade derivadas do VAR Bayesiano, o *Bayesian Model Averaging* foi executado com as seguintes variáveis dependentes: a resposta relativa acumulada em 48 períodos e a resposta relativa acumulada máxima. Para facilitar a análise dos resultados, as medidas de sensibilidade foram multiplicadas por -100 , de forma que um coeficiente positivo deve ser interpretado como o aumento, em pontos percentuais, da sensibilidade em relação a uma inovação monetária.

Também foram construídas variáveis de sensibilidade regional condicionais aos Intervalos de Credibilidade de 68% e 90%. A resposta do emprego foi considerada nula para os instantes de tempo em que o zero estivesse contido no respectivo intervalo, tanto ao construir a resposta relativa acumulada, como ao construir a resposta relativa acumulada máxima.

A correlação entre a *posterior* analítica e a *posterior* empírica do modelo M_r é superior à 0.99 para todas as especificações estimadas, indicando a convergência do algoritmo MC^3 (Fernández, Ley, e Steel, 2001).

Nas tabelas 5 e 6 encontram-se os resultados para os modelos estimados, tanto os obtidos a partir da resposta relativa acumulada em 48 períodos, quanto os obtidos a partir da resposta relativa acumulada máxima. A coluna intitulada *Posterior Inclusion Probability (PIP)* contém a probabilidade de determinada variável estar inclusa no modelo²⁷. O *PIP* é estimado pela proporção de modelos sorteados que incluem determinada covariada. Já as colunas *Post Mean* e *Post SD* representam, respectivamente, a média e o desvio padrão da *posterior*, e são estimadas conforme a equação (24).

A análise da *PIP* mostra que existe um grau elevado de incerteza em relação à importância das covariadas para a determinação da sensibilidade de determinada unidade federativa a um choque de política monetária. Em nenhuma das especificações utilizadas uma variável apresentou *PIP* superior à 90%.

O fato da variável dependente derivar de uma distribuição de funções impulso resposta, que por si só já apresenta um certo grau de incerteza, pode influenciar o resultado. Contudo, mesmo considerando apenas respostas com grau reduzido de incerteza em relação ao seu sinal, a presença de *PIP* baixas ainda é predominante.

²⁴A estimativa mensal da população de cada unidade federativa foi calculada pela interpolação linear dos censos demográficos de 1991, 2000 e 2010 e das contagens populacionais de 1996 e 2007, todos calculados pelo IBGE.

²⁵Número de habitantes por quilômetro quadrado.

²⁶Para implementar o BMA, foi utilizado *software* estatístico *R*, juntamente com o pacote BMS, disponível em <http://bms.zeugner.eu/getBMS/>. Para aqueles familiarizados com o *software* Matlab, é possível reproduzir o exemplo apresentado em Koop (2003), p. 274-278 (além de qualquer outra aplicação desejada), com o código disponível em <http://www.wiley.com/legacy/wileychi/koopbayesian/mainprograms.html>, capítulo 11. Por fim, ainda é possível consultar o código de Matlab utilizado por Francis et al. (2012) em <http://www.tateviksekhposyan.org/>.

²⁷A constante apresenta *PMP* igual a 1 por construção.

A variável que mais se destaca por apresentar *PIP* relativamente elevado é a porcentagem da população ocupada empregada na indústria de transformação. No modelo construído a partir da resposta relativa acumulada, essa variável é incluída em 57% dos modelos sorteados, valor bastante elevado se comparado com as demais covariadas. Ao passar do modelo construído a partir da mediana de função de impulso resposta, para os modelos que consideram os Intervalos de Credibilidade de 68% e 90%, a *PIP* da indústria de transformação aumenta para 60% e 88%, respectivamente. Dessa forma, ao limpar a medida de sensibilidade daquelas Unidades Federativas, cujo sinal da resposta apresenta grau elevado de incerteza, considerando-as como insensíveis à política monetária, a importância da presença da indústria de transformação cresce consideravelmente.

O mesmo resultado é encontrado analisando os modelos que consideram a resposta relativa acumulada máxima. Ao construir a variável dependente com base na mediana da função impulso resposta, a *PIP* da indústria de transformação é de 25%. Ao passar para os modelos que consideram os Intervalos de Credibilidade de 68% e 90%, a probabilidade de inclusão aumenta para 57% e 88%, respectivamente.

Apesar de em menor grau, outras covariadas relacionadas ao *mix* produtivo se destacam quando a análise foca em suas respectivas *PIP*. Para a resposta total restrita pelo Intervalo de Credibilidade de 90%, os percentuais de ocupados empregados no setor extrativo mineral, agropecuária e serviços, são inclusos em 39%, 25%, 24% dos modelos sorteados, respectivamente. Percentuais de inclusão parecidos são encontrados quando a análise volta-se para a resposta relativa acumulada máxima restrita ao mesmo Intervalo de Credibilidade.

Diferentemente do encontrado para as variáveis relacionadas ao *mix* produtivo, as variáveis que tentam capturar a presença do canal de crédito por meio de características das firmas e bancos aparentam ser, de forma geral, pouco relevantes para se explicar a sensibilidade das Unidades Federativas brasileiras a um choque de política monetária. Com poucas exceções, a probabilidade de inclusão dessas variáveis é baixa, com valores inferiores a 10%.

Da mesma forma, variáveis relacionadas às características socioeconômicas e penetração do sistema financeiro também apresentam probabilidade de inclusão relativamente pequena. Uma exceção interessante é a quantidade de agências bancárias para cada 100 mil habitantes. Na especificação que se utiliza da resposta total, essa variável apresenta probabilidade de inclusão superior à 30%. Quando restringimos a resposta total a partir do Intervalo de Credibilidade de 68%, essa probabilidade sobe para 59%.

A segunda coluna das tabelas 5 e 6 apresenta a média da distribuição *posterior*. Ela é calculada utilizando as equações (18) e (24), representando uma média ponderada das médias de cada modelo sorteado. A média das variáveis excluídas de um determinado modelo é zero, de forma que desconsiderar a incerteza acerca do modelo correto superestima o valor dos coeficientes.

Como é possível observar, a maioria das variáveis com *PIP* alta apresenta sinais coerentes com a teoria econômica. O coeficiente da porcentagem de ocupados empregados na indústria de transformação apresenta média positiva para todas as especificações. Para a resposta total, um aumento de 1% no *share* desse setor no emprego eleva a sensibilidade a um choque de política monetária em 0.0291p.p., valor que aumenta para 0.351p.p. quando consideramos o Intervalo de Credibilidade de 90%.

Ainda restringindo-se às variáveis relativas ao *mix* produtivo, é possível concluir que quanto maior o *share* do setor agropecuário e extrativo mineral no emprego, menos sensível a unidade federativa se torna a uma inovação monetária. Um aumento da parcela de pessoas ocupadas empregadas pelo setor de serviços também atua no mesmo sentido. Já um aumento da porcentagem de ocupados trabalhando no comércio e construção tende a aumentar a sensibilidade à política monetária. Por fim, a maioria das especificações aponta que um aumento da porcentagem de ocupados empregados no setor público diminui a sensibilidade à política monetária.

Tabela 5: Importância dos Canais de Transmissão - Resposta Total

Covariadas	Resposta Total			I.C. 68%			I.C. 90%		
	PIP	Post Mean	Post SD	PIP	Post Mean	Post SD	PIP	Post Mean	Post SD
Constante	1,0000	-0,7803	-	1,0000	-1,4487	-	1,0000	-1,2567	-
Anos de Estudo	0,0702	0,0024	0,0372	0,1035	-0,0068	0,0322	0,0911	-0,0026	0,0236
Habitantes/Km ²	0,1991	0,0003	0,0007	0,1746	0,0001	0,0004	0,1482	0,0001	0,0002
Homicídios/100 mil Hab.	0,0725	0,0001	0,0018	0,0911	0,0003	0,0015	0,0584	0,0000	0,0008
Indivíduos Abaixo da Linha de Pobreza (%)	0,1021	0,0005	0,0051	0,1954	0,0019	0,0055	0,0898	0,0002	0,0023
Renda Domiciliar Per Capita	0,0884	0,0000	0,0002	0,2043	-0,0001	0,0003	0,0958	0,0000	0,0001
Saldo de Operações de Crédito/PIB - PF	0,0657	-0,0003	0,0042	0,1102	0,0011	0,0048	0,0573	0,0002	0,0020
Saldo de Operações de Crédito/PIB - PJ	0,0706	0,0011	0,0070	0,2183	0,0046	0,0106	0,0780	0,0007	0,0039
Agências/ 100 mil Hab.	0,3219	0,0215	0,0375	0,5911	0,0394	0,0409	0,1855	0,0051	0,0141
Municípios Sem Agência e PAB (%)	0,1688	-0,0009	0,0026	0,2090	-0,0008	0,0019	0,1073	-0,0002	0,0008
Serviços - Ocupados (%)	0,3087	-0,0117	0,0228	0,1128	-0,0010	0,0072	0,2413	-0,0014	0,0119
Comércio - Ocupados (%)	0,4316	0,0667	0,0893	0,4161	0,0406	0,0552	0,0916	0,0031	0,0151
Agropecuária - Ocupados (%)	0,1799	-0,0014	0,0156	0,0948	-0,0009	0,0063	0,2529	-0,0046	0,0115
Extrativo Mineral - Ocupados (%)	0,0700	-0,0083	0,0581	0,1976	-0,0379	0,0914	0,3850	-0,0787	0,1154
Transformação - Ocupados (%)	0,5713	0,0291	0,0289	0,6000	0,0222	0,0214	0,8829	0,0351	0,0160
Construção - Ocupados (%)	0,0589	0,0012	0,0214	0,0657	0,0004	0,0154	0,1018	0,0049	0,0202
SIUP - Ocupados (%)	0,1450	-0,1149	0,3559	0,0625	-0,0078	0,0962	0,0955	0,0290	0,1268
Setor Público - Ocupados (%)	0,0719	-0,0001	0,0081	0,0780	-0,0005	0,0052	0,1018	-0,0014	0,0060
Empresas - Até 49 Funcionários - Serviços financeiros (%)	0,0563	0,0008	0,0077	0,0557	0,0002	0,0046	0,0683	0,0008	0,0048
Empresas - Até 49 Funcionários (%)	0,0612	0,0030	0,0349	0,0898	0,0069	0,0341	0,1288	0,0107	0,0358
Empresas - Até 49 Funcionários - Empregados (%)	0,0828	-0,0003	0,0041	0,0760	0,0003	0,0024	0,0725	0,0002	0,0020

Tabela 6: Importância dos Canais de Transmissão - Resposta Máxima

Covariadas	Resposta Máxima			I.C. 68%			I.C. 90%		
	PIP	Post Mean	Post SD	PIP	Post Mean	Post SD	PIP	Post Mean	Post SD
Constante	1,0000	-3,8361	-	1,0000	-3,4708	-	1,0000	-4,1349	-
Anos de Estudo	0,1479	0,1008	0,3402	0,0682	-0,0051	0,0781	0,1012	-0,0170	0,0951
Habitantes/Km ²	0,0642	-0,0001	0,0012	0,1111	0,0002	0,0010	0,1255	0,0002	0,0007
Homicídios/100 mil Hab.	0,0934	-0,0028	0,0128	0,1320	0,0023	0,0078	0,0565	0,0000	0,0026
Indivíduos Abaixo da Linha de Pobreza (%)	0,1561	-0,0057	0,0248	0,0862	-0,0005	0,0090	0,0989	0,0016	0,0098
Renda Domiciliar Per Capita	0,1089	0,0002	0,0010	0,0926	0,0000	0,0005	0,0987	-0,0001	0,0005
Saldo de Operações de Crédito/PIB - PF	0,0691	-0,0042	0,0285	0,0613	0,0010	0,0103	0,0608	0,0005	0,0070
Saldo de Operações de Crédito/PIB - PJ	0,0621	0,0009	0,0276	0,3351	0,0361	0,0585	0,0672	0,0017	0,0114
Agências/ 100 mil Hab.	0,2346	0,0473	0,1022	0,2758	0,0409	0,0807	0,1536	0,0153	0,0484
Municípios Sem Agência e PAB (%)	0,1070	-0,0022	0,0089	0,1098	-0,0012	0,0047	0,1328	-0,0010	0,0033
Serviços - Ocupados (%)	0,1399	-0,0160	0,0569	0,1134	-0,0056	0,0292	0,2302	-0,0053	0,0404
Comércio - Ocupados (%)	0,2836	0,1779	0,3303	0,2039	0,0561	0,1325	0,1121	0,0158	0,0607
Agropecuária - Ocupados (%)	0,1102	-0,0081	0,0460	0,0961	-0,0044	0,0248	0,2469	-0,0162	0,0406
Extrativo Mineral - Ocupados (%)	0,0535	-0,0014	0,2517	0,0702	-0,0248	0,1544	0,4377	-0,3127	0,4106
Transformação - Ocupados (%)	0,2540	0,0419	0,0856	0,5667	0,0744	0,0745	0,8838	0,1158	0,0526
Construção - Ocupados (%)	0,1221	0,0680	0,2351	0,0566	0,0028	0,0529	0,0814	0,0102	0,0547
SIUP - Ocupados (%)	0,0649	-0,1222	0,9233	0,0546	-0,0099	0,3421	0,0902	0,0818	0,3918
Setor Público - Ocupados (%)	0,0620	-0,0014	0,0324	0,0664	0,0012	0,0176	0,0833	-0,0033	0,0171
Empresas - Até 49 Funcionários - Serviços financeiros (%)	0,0534	-0,0024	0,0382	0,0652	0,0033	0,0243	0,0653	0,0024	0,0156
Empresas - Até 49 Funcionários (%)	0,0606	0,0082	0,2066	0,0757	0,0192	0,1110	0,1286	0,0368	0,1234
Empresas - Até 49 Funcionários - Empregados (%)	0,1948	0,0160	0,0398	0,0603	0,0005	0,0071	0,0748	0,0005	0,0071

Apesar da baixa probabilidade de inclusão, a média dos coeficientes das covariadas relativas ao canal de crédito é consistente com a teoria econômica. Em sua grande maioria, aponta que quanto maior a proporção de firmas pequenas e de trabalhadores empregados em firmas pequenas, tanto no setor financeiro, como nos demais setores, maior a sensibilidade a um choque de política monetária.

As variáveis relativas à inserção do mercado financeiro nos Estados também estão em linha com a intuição econômica. Quanto maior o número de agências por 100 mil habitantes e quanto menor o número de municípios sem agência ou posto de atendimento bancário, maior é a porcentagem de empregos perdidos devido a um choque monetário.

Apesar dos sinais em linha com a teoria, a maioria das distribuições *posterior* apresenta desvio padrão bastante elevado se comparado com as médias, o que já é um indicativo do grau de incerteza existente, não só quanto à magnitude dos coeficientes, mas também quanto ao seu sinal.

4 Conclusão

O estudo das respostas estaduais a um choque de política monetária e a compreensão dos determinantes dessa heterogeneidade vêm sendo tratados de forma separada na literatura nacional. Com a recente exceção de Rocha et al. (2011), parte majoritária da literatura foca apenas na estimação das respostas estaduais. O objetivo deste trabalho foi tratar os dois temas dentro de um mesmo arcabouço metodológico, contribuindo assim para a compreensão do comportamento das Unidades Federativas frente a um choque na taxa de juros. Para tanto, seguiu-se Francis et al. (2012), que aplicam técnicas Bayesianas ao procedimento de duas etapas proposto por Carlino e DeFina (1999).

Em primeiro lugar, utilizou-se um VAR Bayesiano para estimar o impacto regional de uma inovação exógena na política do Banco Central. Os resultados encontrados apontam para uma forte heterogeneidade nas respostas das Unidades Federativas brasileiras. São Paulo, Rio Grande do Sul e Paraná são, respectivamente, os Estados mais sensíveis. Analisando a dispersão geográfica das respostas estimadas, é possível concluir que as regiões Sul e Sudeste apresentam as maiores contrações em resposta a um choque positivo na taxa de juros. No outro extremo, destaca-se a região Norte como um todo, com exceção ao Estado do Amazonas.

Os resultados mostram ainda que as funções impulso resposta dos Estados mais sensíveis apresentam menor grau de incerteza, tanto em seu formato, como em seu sinal. Já para a região Norte, além de alguns Estados da região Nordeste, a distribuição *posterior* das funções impulso resposta é bastante dispersa entre valores positivos e negativos do espaço paramétrico.

Dessa forma, as evidências encontradas estão em linha com a literatura nacional ao indicar que as Unidades Federativas brasileiras respondem de forma assimétrica a uma inovação monetária. Contudo, o padrão encontrado assemelha-se mais ao obtido por Araújo (2004) que, ao comparar as respostas dos Estados da região Sul com as da região Nordeste, conclui pela maior sensibilidade dos Estados sulistas. Vasconcelos e da Fonseca (2002) também apontam para a maior sensibilidade de São Paulo e Rio Grande do Sul.

A partir das funções impulso resposta, construíram-se medidas de sensibilidade para as 27 Unidades Federativas brasileiras. Tais medidas foram regredidas contra variáveis *proxy* para os canais de transmissão de política monetária. Dúvidas em relação a quais variáveis explicativas incluir no modelo foram tratadas através do Bayesian Model Averaging, metodologia que permite formalizar a incerteza em relação não só ao espaço paramétrico, como também ao espaço de modelos.

Encontrou-se evidência de um alto grau de incerteza em relação a quais variáveis deveriam ser incluídas na estimação, uma vez que todas apresentaram probabilidades de inclusão relativamente baixas. Entretanto, a porcentagem da população ocupada empregada na indústria de transformação destacou-se em relação às demais variáveis, para todas as especificações testadas. Ao considerar apenas os pontos da função impulso resposta nos quais havia baixo grau de incerteza em relação ao seu sinal, a probabilidade de inclusão dessa variável elevou-se, chegando a quase 90%. Os resultados encontrados apontam para a forte relevância do canal de juros na determinação da heterogeneidade de resposta a um choque de política monetária.

Não foram encontradas evidências da presença do canal de crédito no nível estadual, uma vez que variáveis como porcentagem de firmas e bancos pequenos apresentaram probabilidades de inclusão quase sempre

abaixo de 10%. O grau de penetração do sistema financeiro mostrou-se importante para a determinação das diferentes respostas regionais, apresentando *PIP* acima da média para algumas especificações testadas. Por fim, variáveis relacionadas às características socioeconômicas também não se mostraram relevantes para a determinação das respostas estaduais.

Em linhas gerais, os resultados obtidos são diferentes dos encontrados em [Rocha et al. \(2011\)](#). Para os autores, a indústria de transformação não se mostrou significativa na determinação das assimetrias regionais. Já variáveis relacionadas ao tamanho das firmas e bancos mostraram-se significantes. Apesar das divergências em relação aos principais resultados encontrados neste trabalho, [Rocha et al. \(2011\)](#) também encontram evidências da importância do grau de penetração do sistema financeiro.

Apesar de a política monetária ser formulada com base no comportamento das variáveis macroeconômicas agregadas e de forma horizontal para todas as Unidades Federativas, é importante que seus efeitos regionais sejam analisados e compreendidos. Diferentes resultados podem levar a prescrições de políticas completamente opostas. As evidências reportadas acima indicam que uma maior homogeneidade regional dos choques monetários passa por uma maior presença da indústria de transformação nas economias estaduais, assim como por uma maior penetração do sistema bancário. É interessante notar que, por encontrar respostas diferentes das obtidas neste estudo, [Rocha \(2007\)](#) apresenta recomendações distintas.

Assim, a diversidade de conclusões presentes na literatura nacional aponta para a necessidade de se continuar aplicando diferentes metodologias ao tema. Juntar o arcabouço de econometria regional ([Bertanha e Haddad, 2008](#)) com a metodologia Bayesiana pode ser uma estratégia interessante para pesquisas futuras. Caminhar para desagregações mais finas, como em [Francis et al. \(2012\)](#), também constitui uma agenda pouco explorada para o Brasil.

Referências

- Araújo, E., 2004. Medindo o impacto regional da política monetária brasileira: uma comparação entre as regiões nordeste e sul. *Revista Econômica do Nordeste* 35 (3), 356–393.
- Bernanke, B., Gertler, M., 1995. Inside the black box: the credit channel of monetary policy transmission. *Economic Research Reports*.
- Bertanha, M., Haddad, E., 2008. Efeitos regionais da política monetária no Brasil: impactos e transbordamentos espaciais. *Revista Brasileira de Economia*, 3–29.
- Blake, A., Mumtaz, H., 2012. *Applied Bayesian Econometrics for Central Bankers*. Bank of England.
- Carlino, G., DeFina, R., 1999. The differential regional effects of monetary policy: Evidence from the US states. *Journal of Regional Science* 39 (2), 339–358.
- Christiano, L., Eichenbaum, M., Evans, C., 1999. Monetary policy shocks: What have we learned and to what end? *Handbook of macroeconomics* 1, 65–148.
- Céspedes, Lima, Maka, 2008. Monetary policy, inflation and the level of economic activity in Brazil after the Real Plan: stylized facts from SVAR models. *Revista Brasileira de Economia* 62, 123–160.
- Del Negro, M., Schorfheide, F., 2011. Bayesian macroeconometrics. *The Oxford Handbook of Bayesian Econometrics*, 293–389.
- Doan, T., Litterman, R., Sims, C., 1984. Forecasting and conditional projection using realistic prior distributions. *Econometric Reviews* 3, 1–114.
- Draper, D., 1995. Assessment and propagation of model uncertainty (with discussion). *Journal of the Royal Statistical Society* 56, 45–98.
- Fernandez, Ley, Steel, 2001. Model uncertainty in cross-country growth regressions. *Journal of Applied Econometrics* 16, 563–576.
- Fernández, C., Ley, E., Steel, M., 2001. Benchmark priors for Bayesian model averaging. *Journal of Econometrics* 100, 381–427.

- Francis, N., Owyang, M., Sekhposyan, T., 2012. The Local Effects of Monetary Policy. *The B.E. Journal of Macroeconomics* 12, 1–38.
- Hodges, J., 1987. Uncertainty, policy analysis and statistics. *Statistical Science* 2, 259–291.
- Koop, G., 2003. *Bayesian Econometrics*. John Wiley.
- Litterman, R., 1986. Forecasting with Bayesian vector autoregressions five years of experience. *Journal of Business & Economic Statistics* 4 (1), 25–38.
- Madigan, D., York, J., Allard, D., 1995. Bayesian graphical models for discrete data. *International Statistical Review* 63, 215–232.
- Miller, R. J., 1978. *The regional impact of monetary policy in the United States*. Lexington: D.C. Heath.
- Minella, A., 2003. Monetary policy and inflation in Brazil (1975-2000): a VAR estimation. *Revista Brasileira de Economia* 57 (3), 605–635.
- Mishkin, F. S., 1996. The channels of monetary transmission: Lessons for monetary policy. National Bureau of Economic Research Working Paper 5464.
- Poirier, D., 1995. *Intermediate Statistics and Econometrics: A Comparative Approach*. Cambridge: The MIT Press.
- Rocha, B., 2007. *Ensaio sobre economia bancária e política monetária no Brasil em uma abordagem regionalizada*. Tese de Doutorado, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo.
- Rocha, R., Silva, M., Gomes, S., 2011. Por que os estados brasileiros têm reações assimétricas a choques na política monetária? *Revista Brasileira de Economia* 65 (4), 413–441.
- Sala, L., 2001. Monetary transmission in the euro area a factor model approach. *Economics Working Paper Archive* No. 020505.
- Serrano, F., 2014. *Impacto regional da política monetária no Brasil: uma abordagem Bayesiana*. Dissertação de Mestrado, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo.
- Sims, C., 1992. Interpreting the macroeconomic time series facts: The effects of monetary policy. *European Economic Review* 36(5), 975–1000.
- Sims, C., 1993. A nine-variable probabilistic macroeconomic forecasting model. *Business Cycles, Indicators and Forecasting*, 179–204.
- Sims, C. A., Zha, T., 1998. Bayesian methods for dynamic multivariate models. *International Economic Review* 39 (4), 949–968.
- Vasconcelos, M. R., da Fonseca, M. W., 2002. Política monetária no Brasil: mecanismos de transmissão e impactos diferenciados nas regiões e estados da federação. *Anais da ANPEC* (45).
- Waggoner, D. F., Zha, T., Nov. 2003. A Gibbs sampler for structural vector autoregressions. *Journal of Economic Dynamics and Control* 28 (2), 349–366.
- Zellner, A., 1986. On Assessing Prior Distribution and Bayesian Regression Analysis with g-Prior Distributions. *Bayesian Inference and Decision Techniques: Essay in Honour of Bruno de Finetti*. Amsterdam: North-Holland.