

Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro

Departamento de Economia

Monografia de Final de Curso

**BVAR: Análise dos efeitos de política monetária sobre
a produção de diferentes setores da economia
brasileira**

Giovanni Martello Panno Machado

1810645

Orientador: Eduardo Zilberman

Rio de Janeiro, Brasil

Dezembro 2021

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA
DO RIO DE JANEIRO



Giovanni Martello Panno Machado

**BVAR: Análise dos efeitos de política monetária
sobre a produção de diferentes setores da economia brasileira**

Monografia de Final de Curso

Orientador: Eduardo Zilberman

Declaro que o presente trabalho é de minha autoria e que não recorri para realizá-lo nenhuma forma de ajuda externa, exceto quando autorizado pelo professor tutor.

Rio de Janeiro, Brasil

Dezembro 2021

As opiniões expressas neste trabalho são de responsabilidade única e exclusiva do autor.

Agradecimentos

Ao meu professor orientador Eduardo Zilberman pelo apoio, conhecimento e contribuições ao meu trabalho.

Aos meus pais, Sandra e Jorge, pelo amor e carinho e aos meus irmãos Isabella e Stefano, pelo apoio e companherismo.

A PUC-Rio e seus professores, pela educação que me foi proporcionada e a todos os outros educadores que fizeram parte da minha vida.

A minha namorada, Luana, pelo amor, carinho e apoio sempre que eu precisei.

A todos os meus amigos, pela companhia durante toda minha vida.

Resumo

O objetivo desse trabalho é analisar como as recuperações econômicas variam de acordo com a composição da oferta agregada no Brasil. Para isso, a metodologia descrita por Beraja & Wolf (2021) [5] será seguida, com algumas modificações. Através de um modelo semiestrutural serão simulados choques de política monetária contracionista, a fim de entender como a produção se comporta setorialmente. Após identificados os choques e as funções de resposta ao impulso, suas implicações para condução de política econômica no Brasil serão discutidas.

Abstract

The main goal of this paper is to analyze how economic recoveries vary according to the composition of aggregate supply in Brazil. In this regard, we will follow the methodology described by Beraja & Wolf (2021) [5], with some modifications. Through a semi-structural model, contractionary monetary policy shocks will be simulated in order to understand how production behaves by sector. After identifying the shocks and impulse response functions their implications for the monetary policy in Brazil will be discussed.

Sumário

	Sumário	6
	Lista de ilustrações	7
	Lista de tabelas	7
1	Introdução	8
2	Revisão de Literatura	10
2.1	Canal de custos	11
2.2	Heterogeneidade nos setores produtivos	13
3	Estratégia empírica	15
3.1	Modelo de Vetores Autoregressivos	16
3.2	Técnicas Bayesianas de Estimação	18
3.2.1	Regra de Bayes	18
3.2.2	Aplicação em modelos VAR	19
3.2.3	Normal-Inversa de Wishart	20
3.2.3.1	Dummy Observations	21
3.2.4	Simulações de Monte Carlo em Cadeias de Markov	23
4	Dados	24
5	Resultados	26
5.1	Identificação dos Modelos	26
5.2	Funções de Resposta ao Impulso	27
5.2.1	Pesquisas de Produção Setorial	27
5.2.1.1	Exclusão dos dados produzidos durante o COVID-19	28
5.2.2	Heterogeneidade na Indústria	29
6	Conclusão	31
	Referências	33

Lista de ilustrações

Figura 1 – Índices de Produção Setorial - IBGE	25
Figura 2 – Pesquisa Industrial Mensal - Grandes Categorias Econômicas	25
Figura 3 – Funções de Impulso Resposta - choque monetário contracionista	27
Figura 4 – Funções de Impulso Resposta - choque monetário contracionista	28
Figura 5 – Funções de Impulso Resposta - divisões da indústria	29
Figura 6 – Funções de Impulso Resposta - Bens de Consumo	30

Lista de tabelas

Tabela 1 – Seleção do número de defasagens por modelo	26
---	----

1 Introdução

Um interesse especialmente relevante na macroeconomia é a análise dos efeitos da política monetária sobre as variáveis reais. Ainda que seus canais de transmissão sejam conhecidos, a intensidade com que a política monetária se propaga pela economia varia de acordo com suas características e sobretudo com as características de cada setor.

Grande parte desses mecanismos, entretanto, são analisados apenas pela ótica da demanda. Alguns de seus canais mais conhecidos, a título de ilustração, são a taxa de juros, a taxa de câmbio, o preço dos ativos, o crédito e as expectativas. De todo modo, apesar da grande literatura associada aos seus efeitos e idiosincrasias, esses canais não explicam todas as questões relacionadas ao comportamento do mecanismo de preços.

Quando analisávamos a evidência empírica associada à política monetária, por exemplo através de modelos VAR (vetores auto regressivos), encontrávamos resultados que contradiziam a literatura econômica. Christiano et al. (1999) apontou que quando utilizamos esses modelos para analisar os efeitos da política monetária sobre a inflação, encontramos que o aumento da taxa de juros leva a um subsequente aumento da inflação no curto prazo. Esse resultado, contradiz os pilares da literatura de economia monetária, que sugeria uma queda na inflação após um choque monetário contracionista.

Para justificar essa incongruência, dois argumentos foram apresentados. De um lado, Bernanke et al. (2005) argumentavam que os modelos VAR não conseguiriam reproduzir fielmente a informação disponível em uma economia. De outro, Barth III e Ramey (2002) apontavam a existência de um novo canal de política monetária, que se manifestaria pela oferta.

Batizado como canal de custos, esse mecanismo de transmissão sugere que a taxa de juros influencia as decisões de produção das firmas, por exemplo, através da mudança do custo do capital de giro. Nesse trabalho vamos analisar como a política monetária se manifesta pelo canal de custos no Brasil, através de técnicas bayesianas de estimação e modelos VAR. Além disso, vamos analisar como essa resposta acontece em diferentes setores da economia.

Para realizar essa análise, foram reunidos diferentes dados da produção setorial brasileira, produzidos pelo IBGE, e estimados modelos BVAR semi estruturais. Uma vez estimados, suas funções de resposta ao impulso foram analisadas. O intuito desses modelos era compreender como o aumento de 1% na taxa de juros afeta a produção setorial dos seguintes setores: indústria, serviços e comércio.

Além dessa primeira análise, expandimos os modelos para desagregações da indústria com a intenção de recuperar as heterogeneidades entre as grandes categorias econômicas, nas quais a indústria está dividida. Os mesmos modelos foram estimados, com suas particularidades, para as seguintes categorias da indústria: bens de capital, bens intermediários, bens de consumo, bens de consumo duráveis e bens de consumo não duráveis.

O restante desse trabalho discute os principais assuntos necessários para obtenção desses resultados, organizados em capítulos assim como segue: II) Revisão de Literatura; III) Estratégia Empírica; IV) Dados; V) Resultados; VI) Conclusão.

2 Revisão de Literatura

O objetivo dessa monografia relaciona-se a diversos temas na literatura de política monetária. Em especial, podemos citar dois: o canal de custos como canal de transmissão da política monetária e a heterogeneidade da resposta dos setores de produção a um choque adverso na taxa de juros. Nesses dois tópicos a política monetária atua pelo lado da oferta, maneira pouco convencional de analisar seus principais canais de transmissão, normalmente analisados pelo lado da demanda.

A necessidade de analisar os canais de transmissão a partir da ótica da oferta se iniciou sobretudo quando a evidência empírica associada a modelos VAR (vetores autorregressivos) indicava que o nível de preços de curto prazo se elevaria após um choque de política monetária contracionista. Esse comportamento, no entanto, não era esperado uma vez que não possuía suporte teórico na literatura de economia monetária. Esperava-se, na verdade, que após um aumento da taxa de juros o nível de preços agregado diminuísse. Esse conflito entre o teórico e o prático foi batizado de price puzzle (Florido, 2013) [13].

Após a publicação do artigo seminal de Christiano et al. (1999), que apontava a existência do price puzzle, surgiram duas explicações para essa distorção. De um lado, Bernanke et al. (2005) argumentavam que dificilmente o conjunto de informação contido em um modelo VAR conseguiria reproduzir fielmente o ambiente analisado pelos Bancos Centrais e pelos agentes econômicos, uma vez que esses agentes teriam à disposição uma quantidade muito maior de variáveis para análise.

Essa primeira explicação deu origem à uma vasta literatura relacionada a identificação de choques de política monetária em um ambiente de várias variáveis. Nesse sentido, os autores introduziram um modelo conhecido como FAVAR (factor augmented VAR) que consiste numa ampliação do conjunto de informação através da análise de componentes principais e do próprio VAR. Esse, entretanto, não será o foco desse trabalho. O segundo argumento partiu de Barth III e Ramey (2002)[3] e será analisado na próxima seção.

2.1 Canal de custos

Nesse artigo, os autores sugerem que o price puzzle poderia ser justificado caso os efeitos da política monetária pelo lado da oferta superassem os efeitos do lado da demanda. Nesse caso, o aumento da taxa de juros elevaria o custo das firmas, que poderiam reajustar os preços para cima como resposta. Os autores argumentam que a taxa de juros seria o custo do capital de giro das empresas, tanto no caso de capital próprio, representando o custo de oportunidade, quanto no caso de financiamento externo, representando o custo efetivo (Florido, 2013). Dessa forma, o price puzzle teria suporte teórico e os modelos VAR convencionais não estariam mal identificados.

É interessante notar que o canal dos custos atuaria através da capacidade de financiamento do capital de giro de duas formas. De um lado, Christiano et al. (1997) sugerem que eventualmente as firmas precisam cumprir com suas despesas com salários antes de recolherem suas receitas, em um modelo de cash-in-advance. De outro, Ramey (1998)[15] encara os estoques como um mecanismo de propagação que responde fortemente a variações na taxa de juros.

Ainda em Barth III e Ramey (2002), os autores reforçam a importância do canal de custos na análise da política monetária. Em princípio, sugerem que a política monetária apresenta ainda outros dois quebra-cabeças associados ao canal de custos. O primeiro deles é apresentado por Bernanke e Gertler (1995)[6] como um questionamento: até que ponto a política monetária pode afetar variáveis macroeconômicas reais?

Os autores sugerem que os efeitos do canal de crédito – analisados pelo lado da oferta – atuam simultaneamente com os canais tradicionais da política monetária – analisado pelo lado da demanda – de forma a propagar seus efeitos. Nesse sentido, esse canal não seria independente dos canais convencionais.

Então, propõem que o nível de amplificação depende do prêmio de financiamento externo (external finance premium) que consiste na diferença entre o custo de financiamento externo e interno, implicando que os dois não são substitutos perfeitos. Esse prêmio pode ser amplificado por dois mecanismos: o canal dos balanços patrimoniais e o canal dos empréstimos bancários. O primeiro mecanismo sugere que o prêmio de financiamento externo depende da condição financeira do tomador – quanto melhor sua condição financeira,

menor o prêmio. Dessa forma, o aumento da taxa de juros pode alterar a qualidade do balanço patrimonial de pelo menos duas maneiras. Por exemplo, com o aumento da taxa de juros os preços dos ativos caem reduzindo a capacidade do tomador de oferecer colateral. Por outro lado, caso o tomador já tenha uma situação financeira delicada, esse aumento pode acarretar o aumento das despesas com juros, piorando ainda mais a qualidade de seu balanço patrimonial.

O segundo mecanismo, por outro lado, aponta que a política monetária pode afetar a capacidade dos bancos emprestarem, alterando a oferta de empréstimos bancários. Para sustentar esse argumento, os autores sugerem que a autoridade monetária pode fazer operações no mercado interbancário de forma a reduzir ou aumentar a liquidez, assim como pode mudar as exigências relativas às reservas bancárias. Além disso, a taxa de juros básica da economia, definida pela autoridade monetária, geralmente serve de base para taxa de certificados bancários, conhecida no Brasil como taxa DI.

De volta aos quebra-cabeças citados por Barth III e Ramey (2002), o terceiro é apresentado como o diferencial entre efeitos de tecnologia e efeitos de demanda agregada. Os autores, através de diferentes medidas de deslocamento da demanda agregada e dos níveis tecnológicos mostraram que seus efeitos são causados sobretudo pelas mudanças tecnológicas. Esse resultado indica que os choques monetários alteram, de alguma forma, a capacidade produtiva da economia.

Após a publicação dos artigos supracitados, a literatura nesse tema se expandiu vastamente. Um dos mais proeminentes tópicos analisa a heterogeneidade entre os setores da indústria. Esse assunto será analisado a seguir.

2.2 Heterogeneidade nos setores produtivos

A discussão sobre a importância de identificar choques monetários em diferentes setores da economia foi motivada por outro tópico igualmente relevante na macroeconomia moderna: o debate acerca da rigidez nominal de preços. Diferentes escolas na macroeconomia propõem teorias concorrentes para o comportamento dos preços no curto e no longo prazo. Os novos Keynesianos, por exemplo, sugerem que a curva de oferta é positivamente inclinada no curto prazo e, portanto, sugerem não neutralidade da moeda. De outro lado, os monetaristas acreditam que a curva de oferta é sempre vertical e seus preços se ajustam instantaneamente. Outras correntes, mesmo acreditando que os preços não sejam completamente flexíveis, acreditam que não tem efeitos reais.

Esse debate, quando estendido para o ambiente prático, pode explicar as variações no produto de diferentes economias, sobretudo quando aceitamos a hipótese de que existe rigidez nominal de preços. Adicionado a esse debate, seguiu a discussão de heterogeneidade da resposta dos setores de produção em relação a um choque monetário. De acordo com essa hipótese, alguns setores teriam preços mais rígidos do que outros. Quando a rigidez setorial de preços interage com outras idiosincrasias setoriais, os efeitos de um choque monetário sobre o produto poderiam ser amplificados. Dessa forma, a rigidez nominal de preços pode desempenhar um papel fundamental na explicação dos ciclos econômicos.

Pasten et al. (2017)[14] propõem um exercício hipotético que sugere como esse mecanismo poderia funcionar. Vamos tomar uma economia com dois setores não relacionados. Além disso, vamos supor que um setor é maior, com 51% das vendas e outro menor com 49%. Caso a economia receba dois choques únicos, um de +1% no maior setor e outro de -1% no menor setor, a economia terá queda no preço agregado e aumento na produção. Por outro lado, se o maior não puder reajustar preços, a economia passará por uma recessão, mesmo que o setor menor consiga reajustá-los.

Nesse sentido, existe uma vasta literatura que examina como os choques monetários afetam diferentes setores de produção, sobretudo sob a ótica de preços. Carvalho (2006) [8] concluiu que, através de modelos estruturais e análise empírica, na presença de heterogeneidade a resposta real da economia é maior do que em modelos que assumem que todos os setores ajustam preços na mesma frequência. Carvalho e Grassi (2018)[9]

estudaram o papel das grandes empresas na dinâmica de reajuste de preços e concluíram que a distribuição de firmas – sobretudo das grandes – tem um papel forte na formação dos ciclos econômicos, além de ter um efeito não negligenciável em níveis de preços agregados. Pasten et. Al (2017) sugerem que a heterogeneidade setorial da rigidez nominal de preços tem um papel importante como amplificador de choques idiossincráticos. Gabaix (2011)[1] e Acemoglu (2012) [10] constroem modelos de grafos que suportam a hipótese que o número de setores em uma economia afeta o formato do ciclo econômico.

Essa monografia, por outro lado, adiciona à essa literatura o estudo de choques monetários sobre a produção, utilizando dados brasileiros.

3 Estratégia empírica

A análise da resposta econômica de cada setor a choques de política monetária contracionista será feita com base no modelo semi-estrutural de Beraja & Wolf (2021). São estimados modelos de vetores autoregressivos (VAR) com dados de produção setorial, consumo agregado, produto interno bruto, deflator do PIB e taxa de juros, nessa ordem. Para realização da análise, serão consideradas três especificações, uma para cada setor: duráveis, não duráveis e serviços. A especificação geral se dá assim como segue:

$$\begin{aligned} \text{produção setorial: } s_t &= \alpha_0 + \sum_{h=1}^6 s_{t-h} + t + \varepsilon_{1,t} \\ \text{consumo agregado: } c_t &= \beta_0 + \sum_{h=1}^6 c_{t-h} + t + \varepsilon_{2,t} \\ \text{PIB: } y_t &= \gamma_0 + \sum_{h=1}^6 y_{t-h} + t + \varepsilon_{3,t} \\ \text{deflator do PIB: } \pi_t &= \tau_0 + \sum_{h=1}^6 \pi_{t-h} + t + \varepsilon_{4,t} \\ \text{taxa de juros: } r_t &= \phi_0 + \sum_{h=1}^6 r_{t-h} + t + \varepsilon_{5,t} \end{aligned}$$

As funções de resposta ao impulso de cada modelo serão estudadas, na tentativa de identificar o impacto de um choque de política monetária contracionista sobre a produção setorial.

Os autores sugerem a utilização de seis defasagens, com base em critérios de identificação aplicados aos dados norte-americanos; um termo de tendência, representado por t ; e utilizam-se de métodos Bayesianos para a estimação do modelo. Essas especificações serão revisitadas, utilizando critérios de informação baseados nos dados brasileiros. Esse processo de identificação, assim como uma discussão conceitual sobre a validade desse método de análise, será discutido na seção seguinte.

3.1 Modelo de Vetores Autoregressivos

O modelo descrito acima pode ser generalizado na seguinte forma:

$$A_0 Y_t = C_1 Y_{t-1} + C_2 Y_{t-2} + \dots + C_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (3.1)$$

Onde A_0 é uma matriz invertível, Y_t é um vetor coluna de n variáveis endógenas, ε_t é um vetor coluna de termos de erro independentes e identicamente distribuídos (i.i.d), cuja distribuição segue $\varepsilon_t \sim N(0, \Sigma)$ onde Σ é a matriz de variância e covariância. Erros Gaussianos são comuns na literatura macroeconômica e implicam que as variáveis Y_t também seguem distribuição normal. Além disso, C_p é uma matriz $n \times n$ de parâmetros a serem estimados.

A resolução desse modelo é dada por:

$$Y_t = B_1 Y_{t-1} + B_2 Y_{t-2} + \dots + B_p Y_{t-p} + u_t \quad (3.2)$$

Onde $B_p = A_0^{-1} C_p$ e $u_t = A_0^{-1} \varepsilon_t$.

Ou, ainda, de forma mais simplificada:

$$Y_t = X_t \beta + u_t \quad (3.3)$$

Onde $X_t = (I_n \otimes (Y'_{t-1}, \dots, Y'_{t-p}))'$ é uma matriz $n \times nk$ onde k é o número de regressores da regressão anterior e $\beta = \text{vec}(B_1, B_2, \dots, B_p)$ é um vetor com dimensão $nk \times 1$.

O uso desse modelo para previsão de variáveis macroeconômicas e análise de políticas tem sido um instrumento especialmente popular em torno dos economistas (Karlsson, 2013) [12]. Esse sucesso pode ser parcialmente atribuído à sua simplicidade e habilidade de se adequar aos dados (Belloni, 2017)[4] uma vez que consegue representar as relações

econômicas de forma adequada através de um modelo linear. Mais especificamente, sua principal vantagem é tratar todas as variáveis do modelo como endógenas, considerando suas interações, quando estimado na forma irrestrita (Sims, 1980). Dessa forma, esse modelo consegue resolver o problema de causalidade simultânea, essencial para modelar a realidade, assim como conseguiu capturar diversos fatos estilizados da dinâmica macroeconômica (Wozniak, 2021)[16].

Além disso, modelos VAR podem ter seus parâmetros associados à teoria econômica, possibilitando a interpretação da sua dinâmica e seus choques, quando especificados na forma estrutural (Canova, 1995)[7]. Isto é, quando todos os parâmetros do modelo podem ser interpretados em termos de preferências e tecnologias (Hansen and Sargent, 1980). Entretanto, esse tipo de análise requer algumas restrições aos parâmetros, tais como restrições genéricas aos dados - como neutralidade de longo prazo - restrições informacionais relacionadas à teoria econômica, restrições sobre quantidade de defasagens ou sobre os efeitos contermporâneos de uma variável sobre outra, através da decomposição de Choleski, por exemplo (Canova, 1995) [7].

Apesar de sua popularidade, existem várias críticas a esse modelo, sobretudo quando estimado na forma irrestrita. Algumas críticas afirmam que o modelo não segue de fato a teoria econômica, se apoia em hipóteses insustentáveis e é alvo da crítica de Lucas (Canova, 1995) [7]. Inicialmente, vamos focar em duas críticas relativas a aspectos metodológicos: o problema de *overfitting*, isto é, a estimação imprecisa dos parâmetros - causada pelo grande número de estimativas a serem feitas - e o problema de encontrar restrições que condizem com a teoria econômica (Ciccarelli and Rebucci, 2003) [11].

A primeira crítica refere-se ao caso em que, apesar do modelo ter bom ajuste aos dados, seus parâmetros são estimados de forma incorreta. Esse bom ajuste, chamado de *overfitting*, deve-se apenas ao grande número de variáveis incluídas no modelo. No caso do VAR, esse fenômeno revela-se mais facilmente, uma vez que o número de parâmetros a serem estimados, n^2p , cresce geometricamente com o número de variáveis e proporcionalmente com o número de defasagens. Nesses casos, quando o número de variáveis incluídas no modelo é grande e o tamanho da amostra é pequeno, é provável que os estimadores sejam viesados. Esse problema nos leva a um *trade-off* entre simplicidade do modelo e *overfitting*. De um lado, incluir poucas variáveis pode não representar o cenário econômico de forma

adequada, enquanto, pelo lado contrário, a inclusão excessiva de parâmetros pode levar a uma estimação incorreta. Em especial, esse dilema apresenta-se na análise de política monetária: quando estimamos um VAR devemos ser parcimoniosos quanto ao número de variáveis e defasagens incluídas. Entretanto, para tentar prever a taxa de juros adotada pelo Banco Central gostaríamos de incluir no modelo o maior número de informações possível, uma vez que a decisão do BC é tomada de forma racional e com acesso à várias fontes de informação.

A segunda crítica refere-se a correta interpretação dos parâmetros do modelo à luz da teoria econômica e, em especial, da função de resposta ao impulso (FRI). Para ilustrar as restrições, vamos considerar um VAR escrito em sua forma estrutural, como na equação (3.1). Para recuperar os parâmetros $A_0, C_1, C_2, \dots, C_P$ geralmente são impostas restrições no modelo, de forma que as condições de unicidade de solução do sistema sejam satisfeitas (Arias et al, 2018) [2]. Por exemplo, o elemento da linha i e da coluna j da matriz $(A_0^{-1})'$ representa a resposta contemporânea da variável i ao j – ésimo choque. Considerar esse elemento como zero implicaria que não há interação contemporânea entre essas duas variáveis, enquanto considerar essa variável como positiva implicaria que a interação contemporânea seria positiva. Nesse sentido, devemos analisar quais restrições condizem com a teoria econômica, o que pode ser sujeito à críticas e problemas de interpretação.

3.2 Técnicas Bayesianas de Estimação

Como visto na seção anterior, o grande número de parâmetros a serem estimados em um modelo VAR pode levar ao risco de *overfitting*, a problemas de inferência estatística e incerteza sobre as projeções do modelo (Karlsson, 2013)[12]. As técnicas bayesianas de estimação, mais conhecidas como BVAR, sugerem um método de resolver esse empecilho, através da redução de alguns parâmetros. O objetivo da próxima seção é detalhar os fundamentos necessários para essa análise.

3.2.1 Regra de Bayes

Seja θ a coleção de parâmetros do modelo que queremos estimar e Y o conjunto de dados disponíveis para realizar essa estimação, a Regra de Bayes é expressa por:

$$p(\theta|Y) = \frac{p(Y|\theta)p(\theta)}{p(Y)} \quad (3.4)$$

onde $p(\cdot)$ representa uma função de probabilidade. Do lado esquerdo da equação, temos a distribuição *a posteriori* dos parâmetros, que denota a distribuição de probabilidade dos parâmetros condicional aos dados, isto é, representa todo o conhecimento acerca dos parâmetros considerando os dados analisados. Do lado direito, temos a distribuição conjunta dos dados $p(\theta, Y)$ que pode ser fatorada na multiplicação da distribuição marginal dos parâmetros e da distribuição dos dados, condicionado aos parâmetros, assim como segue:

$$p(\theta, Y) = p(Y|\theta)p(\theta) \quad (3.5)$$

O primeiro termo do lado direito da equação acima representa a função de verossimilhança e o segundo a distribuição *a priori* dos parâmetros que é definida como a distribuição marginal da coleção de parâmetros θ e pode ser interpretada como uma caracterização dos parâmetros antes de termos observado os dados. Essa distribuição é especificada antes da análise dos dados e pode conter alguma conjectura sobre a distribuição dos parâmetros ou não.

Por fim, o denominador da equação (3.4) representa a distribuição marginal dos dados, definida na equação seguinte, pela integral da função de distribuição conjunta dos dados e dos parâmetros:

$$p(Y) = \int p(Y|\theta)p(\theta)d\theta \quad (3.6)$$

3.2.2 Aplicação em modelos VAR

A partir da equação (3.3) conseguimos derivar a função de verossimilhança de um modelo VAR, sob a hipótese de que os resíduos seguem distribuição normal, $\varepsilon_t \sim N(0, \Sigma)$, onde Σ é a matriz de variância e covariância.

$$p(Y|\beta, \Sigma) = (2\pi)^{-\frac{TN}{2}} |\Sigma|^{-\frac{T}{2}} \mathbf{exp}\left\{-\frac{1}{2} \mathbf{tr}[\Sigma^{-1}(Y - X\beta)'(Y - X\beta)]\right\} \quad (3.7)$$

onde $\mathbf{tr}(\cdot)$ é o operador traço.

A equação anterior pode ser fatorada da seguinte forma:

$$p(Y|\beta, \Sigma) \propto |\Sigma|^{-\frac{T}{2}} \mathbf{exp}\left\{-\frac{1}{2} \mathbf{tr}[\Sigma^{-1}(\beta - \hat{\beta})'X'X(\beta - \hat{\beta})]\right\} \quad (3.8)$$

$$\times \mathbf{exp}\left\{-\frac{1}{2} \mathbf{tr}[\Sigma^{-1}(Y - X\hat{\beta})'(Y - X\hat{\beta})]\right\} \quad (3.9)$$

onde $\hat{\beta} = (X'X)^{-1}X'Y$ é o estimador de mínimos quadrados ordinários. A linha (3.8) da equação acima representa o *kernel* de uma distribuição normal e a linha (3.9) representa o *kernel* de uma distribuição Inversa de Wishart. Além disso, a primeira linha da equação pode ser interpretada como uma distribuição para $\hat{B} = \mathit{vec}(\hat{\beta})$ condicionado a Σ e aos dados, enquanto a segunda linha pode ser interpretada como uma distribuição para Σ condicionado aos dados, da seguinte forma:

$$B|\Sigma, Y \sim N(\hat{B}, \Sigma \otimes (X'X)^{-1}) \quad (3.10)$$

$$\Sigma|Y \sim IW(\hat{S}, T - pn - n - 2) \quad (3.11)$$

Onde $\hat{S} = (Y - X\hat{\beta})'(Y - X\hat{\beta})$.

Estimada a função de verossimilhança de um modelo VAR e com o auxílio da Regra de Bayes - vista na equação (3.4) - podemos recuperar a distribuição *a posteriori* dos parâmetros, uma vez escolhida uma distribuição *a priori*. Os autores Beraja & Wolf (2021), de acordo com a literatura de análise de política monetária, escolheram uma distribuição Normal-Inversa de Wishart, que também será adotada em minha pesquisa.

3.2.3 Normal-Inversa de Wishart

A distribuição conjugada Normal-Inversa de Wishart (NIW) é uma distribuição *a priori* para os parâmetros β e Σ de um modelo VAR com erros distribuídos seguindo

uma normal. Nesse caso, tanto a distribuição *a priori* quanto a distribuição *a posteriori* e a função de verossimilhança seguem a mesma distribuição conjugada. Além disso, não fazemos nenhuma outra hipótese sobre Σ e o consideramos como desconhecido. A partir disso, temos:

$$B|\Sigma, Y \sim N(\bar{B}, \Sigma \otimes \bar{V}) \quad (3.12)$$

$$\Sigma|Y \sim IW(\bar{S}, \bar{v}) \quad (3.13)$$

onde os parâmetros $(\bar{B}, \bar{V}, \bar{S}, \bar{v})$ são chamados de hiperparâmetros, a serem definidos. \bar{B} representa as médias da distribuição *a priori* do modelo e \bar{V} é uma matriz de variância e covariância, definida antecipadamente \bar{S} é a escala da distribuição Inversa de Wishart e \bar{v} é o número de graus de liberdade. A função de densidade de probabilidade pode ser expressa pelo seguinte *kernel*:

$$p(B, \Sigma|Y) \propto \Sigma^{-\frac{k}{2}} \exp\left(-\frac{1}{2}(B - \bar{B})'(\Sigma^{-1} \otimes \bar{V}^{-1}(B - \bar{B}))\right) \Sigma^{-\frac{\bar{v}+n+1}{2}} \exp\left(-\frac{1}{2}\text{tr}[\bar{S}\Sigma^{-1}]\right) \quad (3.14)$$

Para mostrar que a distribuição *a posteriori* também segue Normal-Inversa de Wishart basta multiplicar a função de verossimilhança pela distribuição *a priori*.

Portanto, conseguimos recuperar a distribuições marginais de β e Σ através da integração da distribuição conjunta expressa na equação (3.14).

3.2.3.1 Dummy Observations

É possível implementar a distribuição conjugada Normal-Inversa de Wishart através de uma modificação nas variáveis do sistema definido pela equação 3.3, como proposto em Banbura et al. (2009). Esse método também é utilizado no pacote estatístico HDeconometrics, do software R, principal ferramenta de estimação dos modelos propostos nessa monografia.

Banbura et al. sugerem que ao adicionarmos observações *dummy* aos dados do sistema 3.3 estaremos implementando as *priors* definidas na seção anterior. Esse processo

consiste em adicionar T_d observações, chamadas Y_d e X_d às matrizes Y e X , respectivamente. Ao fim desse processo, os hiperparâmetros serão calculados como a seguir: $\bar{B} = (X'_d X_d)^{-1} X'_d Y_d$, $\bar{V} = (X'_d X_d)^{-1}$, $\bar{S} = (Y_d - X_d \bar{B})' (Y_d - X_d \bar{B})$, $\bar{v} = T_d - k$.

Para construir as matrizes X_d e Y_d devemos conhecer os momentos da *Minnesota prior*, definidos abaixo:

$$E[(B_k)_{ij}] = \begin{cases} \delta_i & j = i, k = 1 \\ 0 & \text{caso contrário} \end{cases}$$

$$V[(B_k)_{ij}] = \begin{cases} \frac{\lambda^2}{k^2} & j = i \\ v \frac{\lambda^2 \sigma_i^2}{k^2 \sigma_j^2} & \text{caso contrário} \end{cases}$$

O princípio basilar no qual essa distribuição se baseia é o de que todas as equações do modelo estão centradas em torno de um passeio aleatório com drift. Esse princípio pressupõe que os elementos da matriz B_1 sejam diminuídos até 1 os demais elementos das matrizes B_1, \dots, B_p sejam levados a zero. Esse *set-up* indica que os *lags* mais recentes tem mais importância do que os mais antigos.

Os parâmetros do modelo descrevem as hipótese que fazemos sobre seu comportamento. Por exemplo, Litterman ajustava $\delta_i = 1$, refletindo a hipótese de que as variáveis são caracterizadas por alta persistência. O hiperparâmetro λ controla o ajuste da distribuição *a priori* ao passeio aleatório. O fator $\frac{1}{k^2}$ reduz a variância a medida que o número de defasagens aumenta e por fim o parâmetro v controla até que ponto as defasagens de outras variáveis são menos importantes do que as próprias defasagens da variáveis dependente.

Entretanto, as hipóteses de Litterman são pouco críveis porque devemos levar em consideração correlação entre os resíduos de diferentes variáveis. Dessa forma, é mais adequado utilizar a distribuição conjugada Normal-Inversa de Wishart.

A fim de recriar essa distribuição, criamos as seguintes observações dummy:

$$Y_d = \begin{pmatrix} \text{diag}(\delta_1\sigma_1, \dots, \delta_n\sigma_n)/\lambda \\ 0_{n(p-1)\times n} \\ \dots \\ \text{diag}(\sigma_1, \dots, \sigma_n) \\ \dots \\ 0_{1\times n} \end{pmatrix}, \quad X_d = \begin{pmatrix} J_p \otimes \text{diag}(\sigma_1, \dots, \sigma_n)/\lambda & 0_{np\times 1} \\ \dots & \\ 0_{n\times np} & 0_{n\times 1} \\ \dots & \\ 0_{1\times np} & \epsilon \end{pmatrix}$$

e as adicionamos ao sistema descrito pela equação 3.3.

3.2.4 Simulações de Monte Carlo em Cadeias de Markov

O método de Simulação de Monte Carlo pretende solucionar os casos em que a integração da função de distribuição de probabilidade conjunta $p(\beta, \Sigma)$ não é possível. Um método amplamente utilizado na literatura econômica é o de Amostragem de Gibbs. Nesse algoritmo é gerada uma sequência de amostras aleatórias da distribuição conjunta de forma que, para um número suficiente grande de interações, consiga-se estimar os parâmetros verdadeiros do modelo. O método pode ser descrito pela sequência de equações:

$$\begin{aligned} & \beta^{(1)} \text{ de } p(\beta|\Sigma^{(0)}, Y) \\ & \Sigma^{(1)} \text{ de } p(\Sigma|\beta^{(1)}, Y) \\ & \beta^{(2)} \text{ de } p(\beta|\Sigma^{(1)}, Y) \\ & \Sigma^{(2)} \text{ de } p(\Sigma|\beta^{(2)}, Y) \\ & \vdots \\ & \beta^{(m)} \text{ de } p(\beta|\Sigma^{(m-1)}, Y) \\ & \Sigma^{(m)} \text{ de } p(\Sigma|\beta^{(m)}, Y) \end{aligned}$$

A partir desse algoritmo ¹ e um número suficiente de interações os parâmetros $\beta^{(m)}$ e $\Sigma^{(m)}$ serão os parâmetros desejados.

¹ descrito em Ciccarelli and Rebucci (2003)

4 Dados

A principal variável utilizada em nosso modelo será a produção setorial e seus dados serão extraídos de três pesquisas feitas pelo IBGE: a Pesquisa Industrial Mensal - Produção Física (PIM - PF), como medida de produção agregada, e seus subíndices, como medidas setoriais, a Pesquisa Mensal de Comércio (PMC) e a Pesquisa Mensal de Serviços (PMS). Para as demais variáveis, serão utilizados o PIB brasileiro, seu deflator e a taxa SELIC. Todos os dados terão periodicidade trimestral.

O foco dessa pesquisa será sobre a pesquisa de produção industrial (PIM), visando verificar a hipótese de que a política monetária afeta a produção e, além disso, de maneiras diferentes, a depender do setor. O índice elaborado por essa pesquisa é dividido em vários subíndices de diferentes categorias. Cada divisão é feita de acordo com classes, tais como: por seções e atividades industriais, por grupos e classes industriais selecionados e por grandes categorias econômicas, além de contar com a produção física de insumos típicos para construção civil.

Por mais que essa pesquisa exista desde 1970, seus dados estão disponíveis desde 2002 porque ao longo desse período a PIM passou por reformulações a fim de atualizar a amostra de atividades, produtos e informantes; elaborar uma nova estrutura de ponderação dos índices com base em estatísticas industriais mais recentes, de forma a integrar-se às necessidades do projeto de implantação da Série de Contas Nacionais - referência 2010; entre outros motivos (IBGE). A PMC e a PMS contam com dados desde 2012 e suas análises serão feitas separadamente. Devemos notar de imediato que a PIM representa a produção física da indústria enquanto a PMS e a PMC oferecem tanto medidas de receita quanto de produção. Todas as três estão em formato de número índice cuja base será levada para 2014.

A título de ilustração, estão dispostas nos gráficos a seguir o comportamento da PIM, e seus principais subíndices, da PMS e da PMC, desde 2012.

Índices de produção setorial

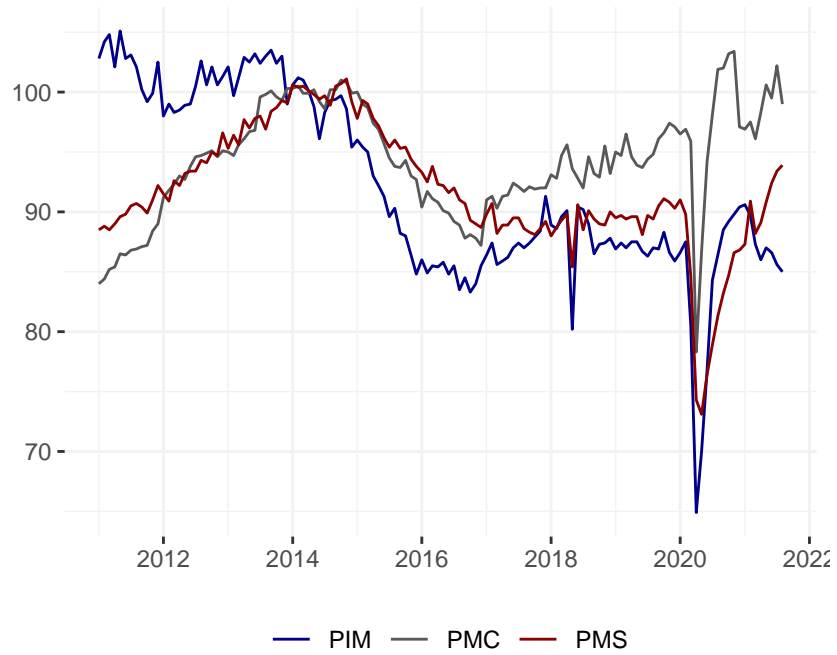


Figura 1 – Índices de Produção Setorial - IBGE

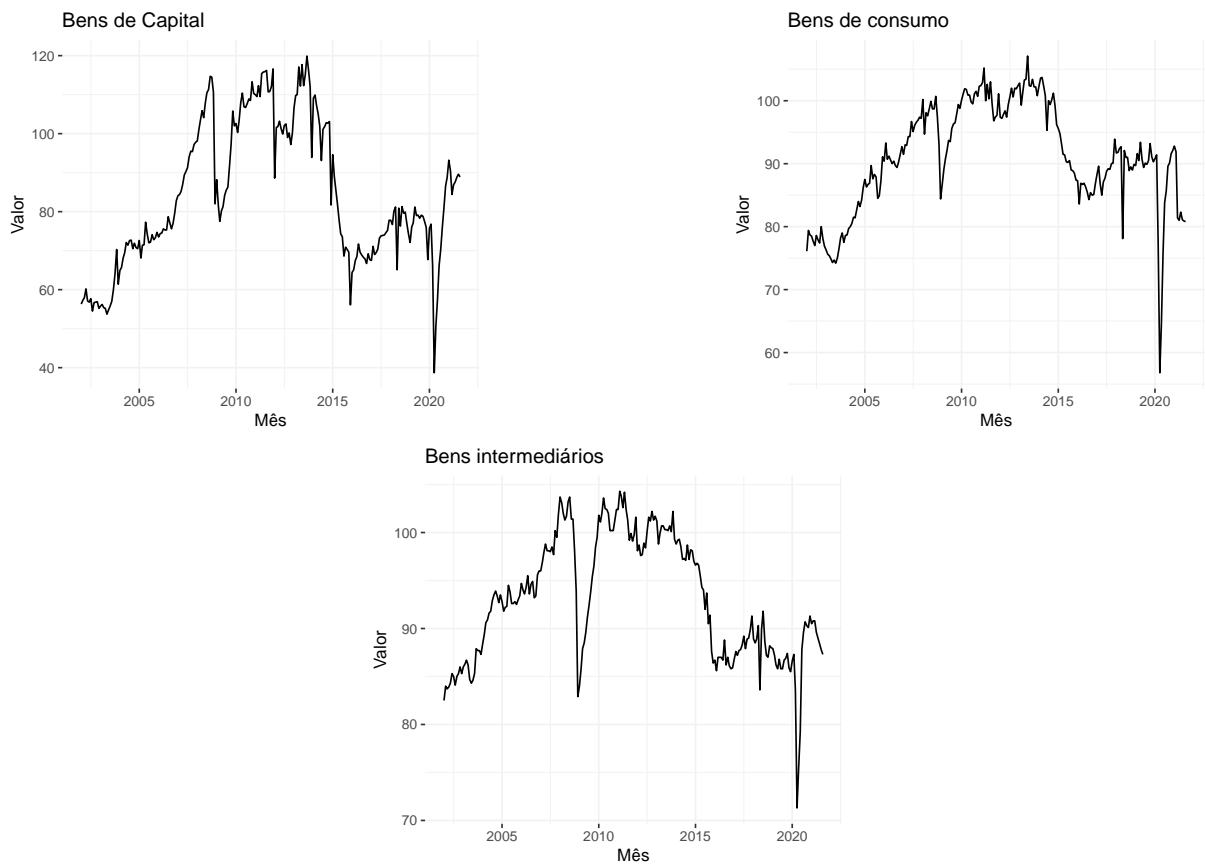


Figura 2 – Pesquisa Industrial Mensal - Grandes Categorias Econômicas

5 Resultados

5.1 Identificação dos Modelos

Uma vez discutidas as técnicas bayesianas de estimação, assim como os problemas metodológicos de se abordar o modelo de vetores autoregressivos a partir de sua forma clássica, podemos focar na estratégia de identificação do modelo proposto. Os autores Beraja & Wolf (2021) sugerem a utilização de um BVAR, cuja distribuição *a priori* é a Normal-Inversa de Wishart. Sugerem também a utilização de seis defasagens, com base em critérios de identificação aplicados aos dados norte-americanos e um termo de tendência, representado por t .

Nos modelos estimados nessa monografia mantivemos o uso da mesma distribuição *a priori* dos autores. Entretanto, a utilização de tendência não será mantida. Para excluir efeitos de não estacionariedade que poderiam tornar nosso modelo espúrio, vamos tornar as séries estacionárias tomando seu logaritmo e diferenciando-as, com exceção da série da SELIC, preservada por questões de interpretabilidade. Além disso, a seleção do número de defasagens adequadas para o modelo será baseada em critérios *in-sample* tais como os descritos por Akaike, Schwarz e Hannan-Quinn.

Na tabela a seguir estão os modelos estimados ao longo da próxima seção e o número de defasagens sugerido por cada um dos critérios de informação utilizados.

Tabela 1 – Seleção do número de defasagens por modelo

Modelo	BIC	AIC	HC	Escolhido
Pesquisas de produção setorial				
Indústria	6	6	6	6
Comércio	6	6	6	6
Serviços	5	5	5	5
Categorias da indústria				
Bens de Capital	6	6	6	6
Bens intermediários	5	5	5	5
Bens de Consumo	5	5	5	5
Bens de Consumo Duráveis	6	6	6	6
Bens de Consumo Não-Duráveis	5	5	5	5

5.2 Funções de Resposta ao Impulso

Nessa seção vamos analisar as funções de resposta ao impulso, identificadas através da decomposição de Choleski, dos modelos especificados anteriormente. O objetivo dessa análise é capturar as heterogeneidades da resposta a um choque monetário contracionista ao longo dos principais setores produtivos da economia brasileira.

De acordo com Beraja & Wolf (2009) e com dados norte-americanos, um choque de 1% na taxa de juros implicaria recuperações mais fortes no consumo de bens duráveis quando comparado com outros setores, como o de bens não duráveis e o de serviços. Nessa monografia verificaremos se a produção desses setores apresenta o mesmo comportamento, utilizando dados brasileiros.

Entretanto, como discutido na revisão de literatura, esperamos que os setores tenham efeitos heterogêneos como manifestação do canal de custos da política monetária. Como a taxa de juros pode ser considerada o custo do capital de giro das empresas, existem setores que seriam mais afetados por suas mudanças, quando comparados a outros. Somado a isso, vimos que a discussão da rigidez nominal de preços é extremamente importante para a compreensão das funções de resposta ao impulso, uma vez que os setores reajustam preços de maneiras distintas.

5.2.1 Pesquisas de Produção Setorial

Em um primeiro momento, vamos comparar como um aumento de 1% na taxa básica de juros da economia afeta a indústria, o comércio e os serviços, através de suas funções de resposta ao impulso, como ilustrado abaixo:

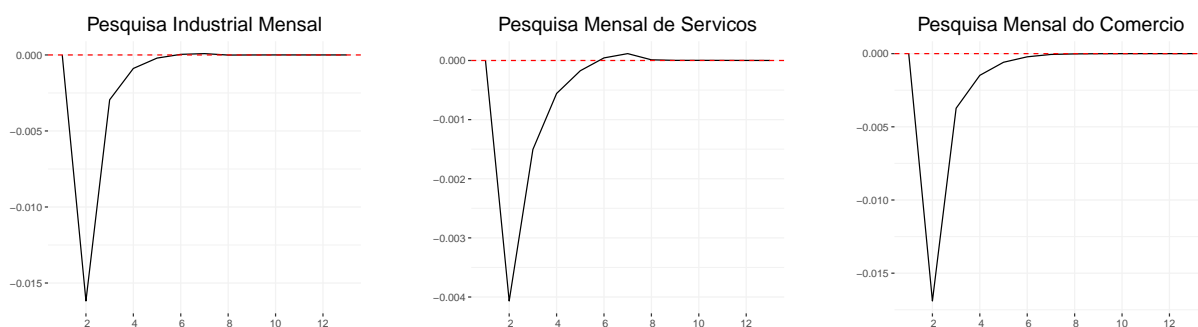


Figura 3 – Funções de Impulso Resposta - choque monetário contracionista

Ao contrário do que indicava o modelo de Beraja & Wolf, encontramos que a resposta tem um formato semelhante para os três setores analisados, no qual o impacto é negativo e atinge seu valor mais baixo no segundo trimestre. É claro, entretanto, com algumas particularidades. A primeira e mais visível é a intensidade do choque. Enquanto para a indústria e para o comércio um aumento de 1% na taxa SELIC resulta numa queda de 0.015% sua produção setorial em relação a sua média, para os serviços resulta numa queda de 0.004%, quase um quarto do efeito.

Um segundo ponto a ser destacado é a velocidade com que cada um dos setores se recupera. Pelo formato das curvas, podemos ver que o setor cuja recuperação é mais rápida é a indústria e o setor cuja recuperação é mais lenta é o comércio. Vemos que a indústria atinge o zero antes de 6 trimestres, os serviços em 6 trimestres e o comércio apenas em 8. Por fim, vale destacar que, o efeito da taxa de juros nos serviços apresenta resposta positiva após o sexto trimestre, ainda que seja pequena, retornando para zero no oitavo.

5.2.1.1 Exclusão dos dados produzidos durante o COVID-19

Como o choque da pandemia teve repercussões sem precedentes sobre a produção da indústria, de serviços e de comércio, a mesma análise feita na seção anterior foi repetida. A única diferença é a exclusão de todos os dados referentes ao ano de 2020. As funções de resposta ao impulso estão ilustradas a seguir:

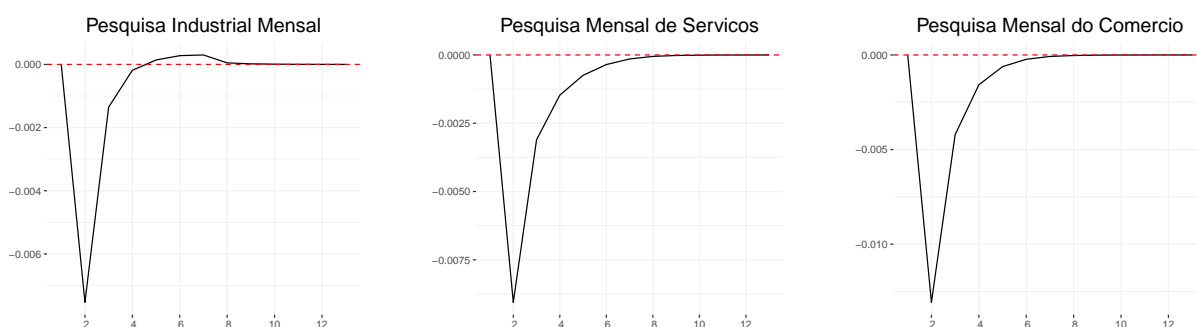


Figura 4 – Funções de Impulso Resposta - choque monetário contracionista

Nesses modelos encontramos resultados diferentes da seção anterior. A resposta da indústria, por exemplo, apresenta a menor intensidade e a melhor recuperação, dado que a partir do quarto trimestre seu efeito é positivo. Beraja & Wolf argumentam que esse comportamento seria justificado pelas características de cada setor. Uma forma de

se analisar esses resultados pode ser ilustrada através de um exemplo: se, por um lado, não vamos a restaurantes mais vezes no fim de uma crise, por outro, compramos os eletrodomésticos que planejávamos comprar antes da crise. Da mesma forma, a produção deveria acompanhar esse movimento. Dessa maneira, espera-se que a recuperação a um choque monetário contracionista seja melhor no setor da indústria do que no setor de serviços, por exemplo.

Além desse resultado, podemos notar que o setor de serviços apresenta uma queda maior quando comparado a seção anterior, enquanto o setor de comércio apresenta uma queda menor.

Pelas diferenças relatadas em relação a seção anterior e maior adequação a literatura, as próximas análises serão realizadas sem os dados de 2020. Vale notar que os autores Beraja & Wolf também não utilizam os dados produzidos durante a pandemia.

5.2.2 Heterogeneidade na Indústria

Em seguida, vamos analisar a resposta de um choque monetário contracionista nas grandes categorias econômicas nas quais a indústria está dividida. Os setores analisados, assim como antecipado pela tabela de seleção de defasagens, serão: bens de capital, bens intermediários, bens de consumo, bens de consumo duráveis, bens de consumo não duráveis. Abaixo estão os gráficos das funções de resposta ao impulso para os três primeiros setores:

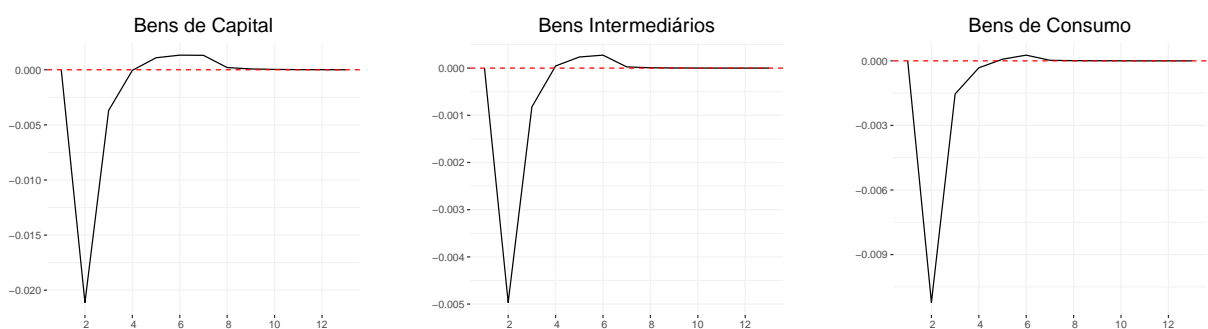


Figura 5 – Funções de Impulso Resposta - divisões da indústria

Em primeiro lugar, as intensidades dos choques, novamente, são heterogêneas entre os setores. Nessa comparação, o setor que sofre o impacto mais severo é o setor de bens de capital, entretanto, também é o setor que apresenta melhor recuperação. Em seguida, os

bens de consumo sofrem o segundo choque mais intenso e não apresentam uma recuperação tão forte quanto os outros dois setores. Por fim, os bens intermediários apresentam o menor choque e uma boa recuperação.

Um argumento que pode justificar as diferenças entre as intensidades dos choques é a dependência que cada um desses setores tem em relação ao crédito, quando analisamos sua demanda. O setor de bens de capital sofre um choque mais intenso porque seus produtos geralmente são comprados através de financiamento, setor no qual a taxa de juros desempenha um papel proeminente.

Além disso, quando analisamos os efeitos positivos da política monetária sobre os bens de capital e os bens intermediários, podemos notar que os efeitos são mais prolongados no setor de bens de capital, com duração de 4 trimestres. Esse efeitos, no entanto, durariam cerca de 3 trimestres para os bens intermediários.

A recuperação acelerada do setor de bens de capital, por outro lado, pode ser justificada pela urgência que esses bens apresentam em determinados setores.

Outra desagregação interessante de se notar é a composição dos bens de consumo, divididos em duráveis e não duráveis. Suas funções de resposta ao impulso estão ilustradas a seguir:

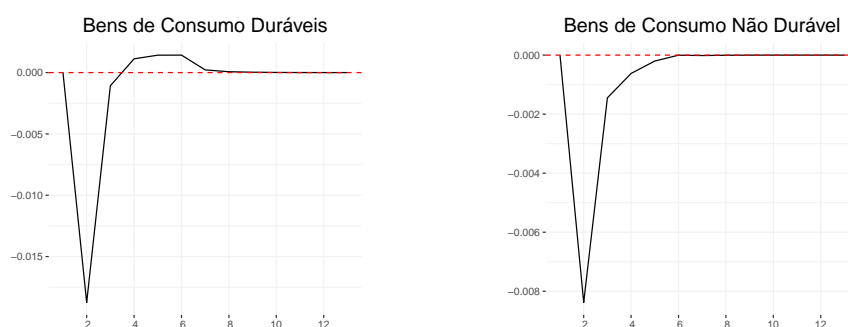


Figura 6 – Funções de Impulso Resposta - Bens de Consumo

Como apresentado, podemos notar que seus comportamentos são diferentes, assim como suas intensidades. De um lado, os bens de consumo duráveis sofrem um choque mais intenso e apresentam recuperação rápida, com efeitos positivos a partir do terceiro trimestre. De outro, o choque nos bens de consumo não duráveis apresenta uma intensidade menor, porém mais duradoura.

6 Conclusão

O objetivo desse trabalho foi avaliar o efeito da política monetária sobre a produção brasileira, em diferentes setores, utilizando técnicas bayesianas de estimação. A necessidade dessa análise se dá porque a maior parte da literatura de política monetária analisa seus canais de transmissão pela ótica da demanda, negligenciando o canal dos custos.

A taxa de juros, entretanto, desempenha um papel essencial nas decisões de produção das firmas e seus efeitos são diferentes entre os principais setores da economia. Um de seus principais efeitos ocorre através da alteração do custo de capital de giro das empresas, que eventualmente precisam cumprir com suas despesas salariais antes de recolherem suas receitas, por exemplo.

De acordo com as funções de resposta ao impulso analisadas na seção anterior, podemos concluir que de fato a taxa de juros é um importante fator de decisão na produção, sobretudo no curto prazo. Entretanto, seus efeitos não são permanentes e apresentam recuperações velozes. Vimos que não eram necessários mais do que 8 trimestres, em qualquer setor da economia, para que os efeitos do choque monetário contracionista fossem zerados.

Outro ponto questionado ao longo desse trabalho referia-se a heterogeneidade da resposta entre os principais setores da economia brasileira. A literatura relacionada ao canal de custos e à rigidez nominal de preços sugere que as idiosincrasias de cada setor interagem com os efeitos de um choque monetário, ampliando-o ou reduzindo-o. Na maioria dos casos, essa análise era feita através de índices de preços, analisando suas desagregações. Neste trabalho, a análise foi feita a partir de dados de produção.

Assim, a partir das funções de resposta ao impulso, podemos ver que os choques tomaram intensidades diferentes em cada setor. Na primeira comparação feita - entre indústria, comércio e serviços - pudemos ver que a intensidade do choque na indústria foi o menor, seguido pelo setor de serviços e, por fim, pelo de comércio. Da mesma forma, vimos que as recuperações tiveram formatos diferentes. Enquanto a indústria foi veloz e passou por períodos de efeito positivo, tanto serviços quanto comércio tiveram uma recuperação

menos acelerada, cada um de sua maneira.

Seguindo a análise para desagregações da indústria, pudemos confirmar essa heterogeneidade, inclusive setorialmente. Os bens de capital e os intermediários, por exemplo tiveram recuperações mais aceleradas do que os bens de consumo. Outra diferença foi a intensidade dos choques, mais profundo para os bens de capital. Assim, podemos concluir que de fato há diferenças nos efeitos da política monetária entre os setores de produção.

Por fim, mostramos que a exclusão dos dados relacionados ao COVID-19 alteram os resultados do modelo, sugerindo que essa perturbação pudesse ter apresentado uma recuperação diferente das anteriores.

Dessa forma, os dados da produção setorial brasileira sugerem que o canal de custos da política monetária é um canal ativo, embora tenha efeitos passageiros. Além disso, esses modelos sugerem que existem diferenças nos efeitos da política monetária entre os principais setores da economia.

Referências

- [1] B Y X Avier G Abaix, Susanto Basu, Roland Bénabou, Olivier Blanchard, Ricardo Caballero, David Canning, Steve Durlauf, Alex Edmans, Martin Eichenbaum, Eduardo Engel, and John Fernald. The Granular Origins of Aggregate Fluctuations. *Econometrica*, 79(3):733–772, 2011.
- [2] Jonas E. Arias, Juan F. Rubio-Ramírez, and Daniel F. Waggoner. Inference Based on Structural Vector Autoregressions Identified With Sign and Zero Restrictions: Theory and Applications. *Econometrica*, 86(2):685–720, 2018.
- [3] Marvin J. Barth and Valerie A. Ramey. *The Cost Channel of Monetary Transmission*, volume 16. 2001.
- [4] Alessio Belloni. Comparing the Forecasting Performance of VAR , BVAR and U-MIDAS. 2017.
- [5] Martin Beraja and Christian K. Wolf. Demand Composition and the Strength of Recoveries. *NBER Working Paper*, pages 1–58, 2020.
- [6] Ben S Bernanke and Mark Gertler. Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission. *Journal of Economic Perspectives*, 9(4):27–48, 1995.
- [7] Fabio Canova. The Economics of Var Models. *Macroeconometrics*, pages 57–106, 1995.
- [8] Carlos Carvalho. Heterogeneity in price stickiness and the real effects of monetary shocks. *Frontiers of Macroeconomics*, 2(1):1–58, 2006.
- [9] Vasco M. Carvalho and Basile Grassi. Large firm dynamics and the business cycle. *American Economic Review*, 109(4):1375–1425, 2019.
- [10] D Aron A Cemoglu. The Network Origins of Aggregate Fluctuations. *Econometrica*, 80(5):1977–2016, 2012.
- [11] Matteo Ciccarelli and Alessandro Rebucci. Bayesian Vars: A Survey of the Recent Literature with An Application to the European Monetary System, 2003.

- [12] Sune Karlsson. *Forecasting with Bayesian Vector autoregression*, volume 2. Elsevier B.V., 2013.
- [13] D E Mestrado. Gustavo Porto Florido Canal de custo da política monetária Evidência do FAVAR em dados desagregados. 2013.
- [14] Ernesto Pasten, Klaus Adam, Susanto Basu, Ben Bernanke, Francesco Bianchi, Saki Bigio, Carlos Carvalho, Stephen Cecchetti, John Cochrane, Eduardo Engel, Xavier Gabaix, Gita Gopinath, Yuriy Gorodnichenko, Pierre-olivier Gourinchas, Basile Grassi, Josh Hausman, Hugo Hopenhayn, Pete Klenow, O La, Brent Neiman, Valerie Ramey, Helene Rey, Alireza Tahbaz-salehi, and Harald Uhlig. Price Rigidity and the Origins of Aggregate Fluctuations. 2017.
- [15] Valerie A. Ramey. Inventories as Factors of Production and Economic Fluctuations. *American Economic Review*, 79(3):338–354, 1989.
- [16] Tomasz Woźniak. Bayesian Vector Autoregressions. *Australian Economic Review*, 49(3):365–380, 2016.