

# Da Microeconomia dos Preços à Macroeconomia da Não Neutralidade Monetária<sup>1</sup>

DÉBORA DA SILVA OLIVEIRA (\*)  
MAURO RODRIGUES (\*\*)

## 1 Introdução

Por trás da atuação moderna de Bancos Centrais, há o pressuposto de que a política monetária possui efeitos reais. Por exemplo, em reação a um surto inflacionário, um aumento na taxa de juros básica provoca esfriamento na atividade econômica, fazendo com que formuladores de preços tenham maior dificuldade em realizar reajustes. E isso ajuda a controlar a própria inflação.

Na teoria macroeconômica, estes efeitos reais são frequentemente obtidos em modelos com rigidez de preços, isto é, em que firmas mudam seus preços de maneira infrequente. Algumas delas, assim, não farão reajustes em resposta a uma mudança inesperada na política monetária, levando a uma reação na quantidade produzida. Com a disponibilidade de dados microeconômicos de índices de preços ao consumidor, as implicações destes modelos passaram a ser avaliadas empiricamente.

Nossa pesquisa se insere nesta literatura. Com base nos microdados do IPC-Fipe, documentamos uma

série de fatos sobre a frequência e variação média dos preços no município de São Paulo. Notamos significativa heterogeneidade entre produtos. Por exemplo, a frequência de reajuste é duas vezes maior em itens de alimentação do que em serviços.

Utilizamos estas informações para construir versões quantitativas de modelos de custo de menu, ou seja, em que firmas se defrontam com um custo fixo para alterar seus preços, de modo que realizam reajustes de maneira infrequente. Seguimos de perto a estratégia de Nakamura e Steinsson (2010). A heterogeneidade é incorporada à modelagem na forma de custos de menu diferenciados entre setores, de modo a replicar estatísticas dos microdados do IPC-Fipe. Simulamos estes modelos para obter o grau de não neutralidade monetária, isto é, a fração da volatilidade do produto atribuída a choques nominais.

Comparamos então o grau de não neutralidade gerado pelo modelo com o estimado nos dados macroeconômicos. Notamos que a heterogeneidade entre setores é de fato

relevante para alcançar um grau de não neutralidade próximo ao observado.

Esta nota apresenta uma extensão de um artigo de nossa autoria (OLIVEIRA; RODRIGUES, 2023), que será publicado na Revista Brasileira de Economia. A novidade aqui é a estimação do grau de não neutralidade monetária no nível macroeconômico no Brasil, para que possa ser comparado ao de modelos de custo de menu. Na sequência, expomos os resultados deste exercício com dados agregados; depois, discutimos de maneira sucinta nosso artigo, fazendo um paralelo com as implicações macroeconômicas encontradas.<sup>2</sup>

## 2 Macroeconomia

Para dimensionar o grau de não neutralidade na economia brasileira, estimamos um modelo de vetores autorregressivos (VAR) padrão, utilizando unicamente dados agregados. Inspirado em Shapiro e Watson (1988), o modelo tem como objetivo avaliar os impactos de curto prazo de choques nominais no produto real.

Ele é motivado pela premissa de que as variáveis reais são determinadas por um modelo de crescimento neoclássico no longo prazo, com movimentos do produto atribuídos a variações na quantidade de trabalho e ao progresso tecnológico. No curto prazo, entretanto, o produto se desvia do estado estacionário de longo prazo em dois casos: caso seja afetado por choques permanentes de trabalho ou tecnológicos, que o conduzirão a um novo estado estacionário; ou, então, influenciado por variações na demanda agregada. Lucas (2003) entende que estes choques de demanda são, na verdade, choques nominais. Portanto, a partir de um modelo VAR, pode-se decompor a variação do produto devida aos choques nominais e às outras variáveis reais (tecnologia e horas trabalhadas).

Uma estrutura semelhante é utilizada aqui. O modelo contempla quatro variáveis: taxa de juros nominal, produto real, quantidade de horas trabalhadas e inflação. Con-

sidera-se na análise o período de 1995 a 2018, com dados agregados em frequência anual para o Brasil. Com relação às fontes dos dados, a série de juros nominais utilizada no modelo é a Selic acumulada no mês anualizada base 252, cuja fonte é o Banco Central do Brasil. As séries de produto interno bruto real e de inflação são disponibilizadas pelo Banco Mundial.<sup>3</sup> Por fim, a série de número de horas totais trabalhadas foi obtida junto ao Federal Reserve Bank of St. Louis.<sup>4</sup>

O modelo VAR estimado é de ordem 3, ou seja, contempla três defasagens de cada variável. Os resultados completos da estimação e as funções impulso resposta estão reportados em Oliveira (2021). O resultado principal está na Tabela 1. A decomposição da variância mostra a contribuição de cada choque estrutural para explicar a variância do erro de previsão das variáveis endógenas do VAR para diferentes horizontes de previsão. A tabela apresenta a fração da variância prevista do produto

real atribuída a cada um dos choques. No curto prazo, é esperado que choques nominais impactem o produto. Os resultados da tabela sugerem que, nos primeiros anos, aproximadamente 15% da variabilidade do produto no curto prazo é atribuída aos choques de demanda, representados pela taxa de juros nominal (4ª coluna). Conforme o horizonte aumenta, o impacto decai gradualmente; a demanda agregada explica aproximadamente 14,7% da variação na produção, considerando o horizonte de nove anos. Mais adiante, utilizaremos estes valores para comparar com o grau de não neutralidade gerado pelo modelo de custo de menu.

Os resultados são consistentes com os encontrados na literatura internacional. Shapiro e Watson (1988) atribuem 28% da variação no produto a choques nominais. Outros autores chegam a estimativas semelhantes ou um pouco maiores. A contribuição de choques nominais tende a ser relevante, mas aquém de 50%.

Tabela 1 – Decomposição da Variância do Produto Real

Período	Inflação	Horas totais	Juros nominais	Produto real
1	0,000	0,438	0,123	0,439
2	0,019	0,392	0,159	0,430
3	0,019	0,398	0,156	0,427
4	0,021	0,402	0,154	0,423
5	0,021	0,416	0,150	0,413
6	0,023	0,419	0,149	0,409
7	0,023	0,424	0,148	0,406
8	0,024	0,425	0,147	0,404
9	0,024	0,426	0,147	0,403

### 3 Microeconomia

Agora passamos à análise da fixação de preços no nível microeconômico. A Fipe gentilmente nos concedeu acesso aos microdados de seu Índice de Preços ao Consumidor (IPC-Fipe), que cobre o município de São Paulo. Os dados são mensais e se referem ao período de janeiro de 2000 a dezembro de 2019. Na base de dados, uma observação é o preço praticado em um ponto de venda, para determinado produto/marca, em um dado mês. Após excluirmos preços administrados, nossa amostra consiste em mais de 16 milhões de observações.

Como na literatura empírica de rigidez de preços, computamos estatísticas de frequência e magnitude de variações de preços. Para tanto,

consideramos as combinações de estabelecimento/produto/marca para as quais dispomos de dados em dois meses consecutivos. Para cada mês, calculamos a fração de preços que mudaram e, dentre os que registraram alteração, o sinal (aumento ou redução) e a magnitude (variação percentual) do reajuste. Como nosso objetivo é enfatizar o papel da heterogeneidade setorial, dividimos a amostra em três grupos, seguindo a classificação do IPCA – Alimentos, Bens Industriais e Serviços.

A Tabela 2 mostra estatísticas para frequências e magnitudes médias de alterações de preços na nossa amostra. A primeira coluna indica o peso de cada grupo no IPC-Fipe (foi realizada reponderação após a exclusão de preços administrados).

As próximas três colunas exibem a frequência de mudanças (fração média dos preços que sofrem alteração por mês), aumentos (fração média dos preços que sobem), e reduções (fração média dos preços que caem). As demais colunas lidam com as variações percentuais médias, focando nos preços que se alteraram.

Notamos evidência de significativa heterogeneidade entre setores. Por exemplo, em alimentos, em média 44% dos preços aumentam todo mês; apesar da maioria das mudanças ser para cima, há uma massa considerável de preços que se reduzem. Já em serviços, há uma frequência bem menor de alterações (aproximadamente 20%), porém, com predominância de aumentos de preços.

Tabela 2 – Estatísticas de Frequência e Magnitude de Mudanças de Preços

	Peso	Frequência (%)			Magnitude (%)		
		Total	Aumentos	Reduções	Total	Aumentos	Reduções
Alimentos	27,6	44,0	24,0	19,9	14,1	15,1	12,6
Bens Industriais	29,6	39,0	21,3	17,7	10,1	10,1	9,5
Serviços	42,8	19,8	12,5	7,3	6,9	6,9	5,5

Em Oliveira e Rodrigues (2023), mostramos também resultados para outras duas divisões de setores, mais desagregadas: 7 setores (de acordo com a segmentação da POF-Fipe) e 12 setores (com base nos subgrupos do IPCA). Exploramos justamente esta diferença na desagregação para entender o papel da heterogeneidade em modelos de custo de menu, como veremos a seguir.

#### 4 Da Microeconomia à Macroeconomia

Em Oliveira e Rodrigues (2023), utilizamos versões quantitativas de modelos de custo de menu para entender o grau de não neutralidade monetária no Brasil. Nossa estratégia segue de perto a de Nakamura e Steinsson (2010). Aqui faremos uma descrição informal da metodologia. Nestes modelos, firmas geram seu produto utilizando trabalho e um conjunto de insumos intermediários. Elas têm certo poder de mercado, de modo que escolhem seus preços. No entanto, se quiserem fazer um reajuste, precisam incorrer em um custo fixo – o custo de menu.

Assim, mudanças de preços ocorrem de maneira infrequente. A firma deixa seu preço constante até que ele fique suficientemente “desatualizado”, momento em que ela decide mudá-lo. Há diversos setores no modelo, diferentes no custo de menu. Em alguns deles, este custo é mais baixo, enquanto em outros é mais alto. Os valores específicos são calibrados de modo a reproduzir estatísticas de mudanças de preços como na Tabela 2. Ou seja, a versão quantitativa do modelo é tal que reproduz a microeconomia das mudanças de preços, como nos dados.

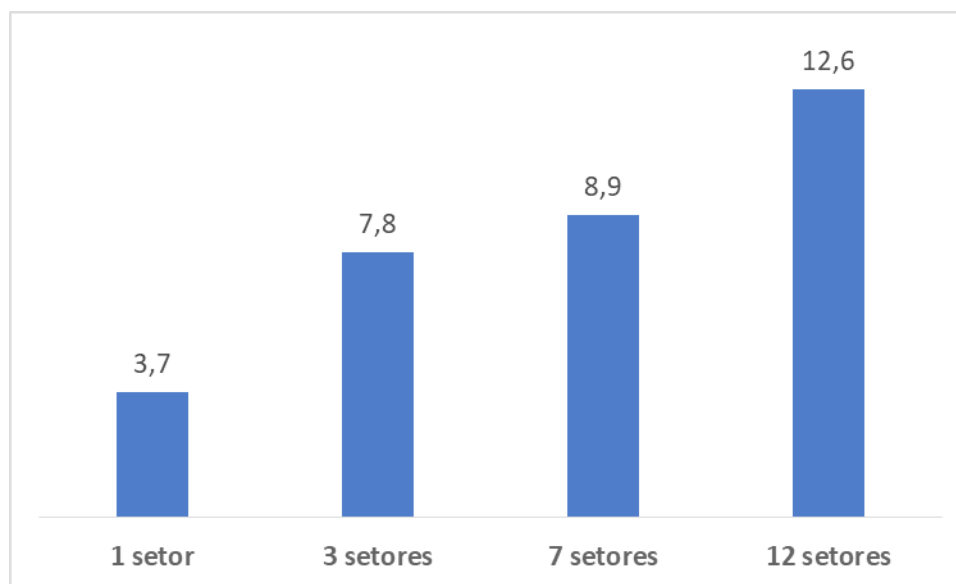
Há duas outras premissas dignas de nota. Primeiro, como dito anteriormente, há insumos intermediários na produção de cada firma, que, na verdade, incorporam produtos de todas as outras firmas desta economia. Segundo, considera-se um componente dependente do tempo na estrutura, em que algumas firmas sorteadas aleatoriamente têm a oportunidade de mudar preços a um custo de menu mais baixo. Essas características afetam o grau de não neutralidade do modelo (veja OLIVEIRA; RODRI-

GUES, 2023, para uma discussão). Aqui focaremos no papel da heterogeneidade setorial.

Promovemos então um choque nominal nesta economia, e verificamos o impacto sobre o produto. Nossa medida de não neutralidade será a variância do produto induzida por este choque, como proporção da variância do componente cíclico do produto conforme nos dados. Com isso, podemos fazer a “ponte” entre a microeconomia e a macroeconomia.

A Figura 1 mostra os resultados do nosso exercício quantitativo. Para entender o impacto da heterogeneidade setorial, consideramos quatro configurações: um modelo com um único setor (custo de menu comum a todas as firmas), e três especificações multissetoriais com os diferentes graus de desagregação mencionados anteriormente – 3 setores (como na Tabela 2), 7 setores e 12 setores. Quanto maior o grau de desagregação, maior a heterogeneidade considerada em termos de diferenças de custos de menu entre firmas.

Figura 1 - Grau de Não Neutralidade Induzido por Modelos de Custo de Menu em Função do Número de Setores



Obs: Variância do produto induzida por um choque nominal como fração da variância observada do componente cíclico, %

Note a importância da heterogeneidade para amplificar a potência de choques nominais. Enquanto o modelo de um setor gera uma variância correspondente a 3,7% da verificada nos dados, esta chega a triplicar no modelo com 12 setores. Além disso, quanto maior o número de setores, maior o grau de não neutralidade induzida pelo modelo de custo de menu.

O modelo com 12 setores apresenta um grau de não neutralidade relativamente próximo ao estimado a partir dos dados agregados. Como vimos na seção 2, choques nominais são responsáveis por cerca de 15% da variância cíclica do produto real. No modelo de custo de menu mais desagregado, essa volatilidade relativa chega a 12,6%.

## 5 Conclusão

Como choques nominais afetam a atividade econômica? Esta pergunta é importante para entender os impactos da política monetária sobre a economia. Apresentamos estimativas do grau de não neutralidade monetária no Brasil utilizando dados agregados, e as comparamos com resultados de modelos de custo de menu calibrados para replicar estatísticas de mudanças de preços no nível microeconômico. Nossos resultados enfatizam o papel da heterogeneidade setorial (na forma de diferenças nos custos de menu) para que o modelo construído a partir dos microdados se aproxime da evidência encontrada para o nível macroeconômico.

## Referências

- LUCAS, R. Macroeconomic priorities. *American Economic Review*, v. 93, n. 1, p. 1-14, 2003.
- NAKAMURA, E.; STEINSSON, J. Monetary non-neutrality in a multisector menu cost model. *Quarterly Journal of Economics*, v. 125, n. 3, p. 961-1013, 2010.
- OLIVEIRA, D. **Rigidez de preços no Brasil: evidências microeconômicas e impactos macroeconômicos**. Dissertação (Mestrado), Programa de pós-graduação em Economia, FEA/USP, 2021.
- \_\_\_\_; RODRIGUES, M. Rigidez de preços no Brasil: evidências microeconômicas e impactos macroeconômicos. *Revista Brasileira de Economia*, 2023 (no prelo). Versão de working paper: <[http://www.repec.eae.fea.usp.br/documentos/Oliveira\\_Rodrigues\\_21WP.pdf](http://www.repec.eae.fea.usp.br/documentos/Oliveira_Rodrigues_21WP.pdf)>
- SHAPIRO, M.; WATSON, M. Sources of business cycle fluctuations. *NBER Macroeconomics Annual*, v. 3, p. 111-148, 1988.

- 
- 1 Agradecemos a Marcio Nakane, Julia Araujo, Marco Bonomo, Ricardo Brito e um parecerista anônimo pelos comentários e sugestões; à Capes, por financiar parcialmente este projeto; e à Fipe, pelo apoio financeiro e por disponibilizar o acesso aos dados. Gostaríamos ainda de agradecer a Marcelo Pereira, da Fipe, que gentilmente nos ajudou durante todo o período em que tivemos acesso à base de dados.
  - 2 Esta pesquisa se origina da dissertação de mestrado de Débora da Silva Oliveira (OLIVEIRA, 2021), defendida no programa de pós-graduação em Economia da FEA/USP.
  - 3 A série considerada para inflação é o deflator do PIB. Foram feitos testes considerando a série de inflação obtida por meio do IPC e não houve mudanças significativas nos resultados.
  - 4 O número médio total de horas trabalhadas foi obtido pela multiplicação de duas séries disponibilizadas pela instituição: número médio de horas trabalhadas por empregado, e número de pessoas empregadas no Brasil. O período escolhido visa ampliar a amostra

utilizada no modelo VAR. Estimou-se o modelo para o período de 2000 a 2020 (compatível com a janela temporal dos microdados do IPC-Fipe). Também foram realizadas estimações com a série de produto interno bruto proveniente do Banco Central do Brasil e a série de inflação do IBGE. Em todos os casos, os resultados foram semelhantes aos aqui reportados.

(\*) EESP/FGV-SP. (E-mail: [debora.soliveira@fgv.br](mailto:debora.soliveira@fgv.br)).

(\*\*) Departamento de Economia, FEA/USP.  
(E-mail: [mrodrigues@usp.br](mailto:mrodrigues@usp.br)).