

Pedro Müller Metsavaht Salomão

**Heterogeneidade importa? Uma avaliação da
transmissão de surpresas monetárias a la Romer
& Romer em municípios brasileiros**

Brasil, Brasília - DF

2025

Pedro Müller Metsavaht Salomão

**Heterogeneidade importa? Uma avaliação da transmissão
de surpresas monetárias a la Romer & Romer em
municípios brasileiros**

Dissertação apresentada ao Curso de Mestrado Acadêmico em Economia, Universidade de Brasília, como requisito parcial para a obtenção do título de Mestre em Economia

Universidade de Brasília - UnB

Faculdade de Administração Contabilidade e Economia - FACE

Departamento de Economia - ECO

Programa de Pós-Graduação

Orientador: Prof. Dr. Victor Gomes e Silva

Brasil, Brasília - DF

2025

Pedro Müller Metsavaht Salomão

Heterogeneidade importa? Uma avaliação da transmissão de surpresas monetárias a la Romer & Romer em municípios brasileiros/ Pedro Müller Metsavaht Salomão. – Brasil, Brasília - DF, 2025-

68p. : il. (algumas color.) ; 30 cm.

Orientador: Prof. Dr. Victor Gomes e Silva

Dissertação (Mestrado) – Universidade de Brasília - UnB
Faculdade de Administração Contabilidade e Economia - FACE
Departamento de Economia - ECO
Programa de Pós-Graduação, 2025.

1. Política Monetária. 2. Heterogeneidade Regional. 3. Projeções Locais. II. Universidade de Brasília. III. Faculdade de Administração, Contabilidade e Economia - FACE. IV. Departamento de Economia IV. Heterogeneidade importa? Uma avaliação da transmissão de surpresas monetárias a la Romer & Romer em municípios brasileiros

Pedro Müller Metsavaht Salomão

Heterogeneidade importa? Uma avaliação da transmissão de surpresas monetárias a la Romer & Romer em municípios brasileiros

Dissertação apresentada ao Curso de Mestrado Acadêmico em Economia, Universidade de Brasília, como requisito parcial para a obtenção do título de Mestre em Economia

Trabalho aprovado. Brasil, Brasília - DF, 06 de Março de 2025:

Prof. Dr. Victor Gomes e Silva
Orientador

**Prof. Dr. Roberto de Góes Ellery
Júnior**
Convidado - Interno

Prof. Dr. Tomas Rodriguez Matinez
Convidado - Externo

Brasil, Brasília - DF
2025

Agradecimentos

Existem muitas pessoas a quem gostaria de agradecer. Elaborar um trabalho do calibre de uma dissertação exige muito apoio e compreensão.

Sempre em primeiro lugar, gostaria de agradecer à minha família, em especial aos meus pais William Müller Salomão e Eina Paula Metsavaht, que me deram todo o suporte e apoio necessário para que eu sempre fosse atrás dos meus sonhos e a ser quem sou, mesmo que isso exigisse enfrentar o preconceito que ainda perdura neste mundo.

Aos meus irmãos, Michelle Metsavaht e William Filho, que também sempre acreditaram no meu potencial. Também agradeço ao meu parceiro, Ricardo Suppion, por me fornecer todo o suporte e ter a paciência necessária nos momentos difíceis que, como em qualquer vida, vão para além do processo de pesquisa.

Aos meus amigos, a minha segunda família, que me acompanharam nos momentos difíceis e alegres que o processo do mestrado proporciona. Entenderam os sumiços e reaparecimentos, sempre iniciando a conversa com o acolhimento e espontaneidade de quem se comunica diariamente.

Gostaria também de agradecer ao Prof. Dr. Manoel Carlos Pires, por ainda na graduação me despertar o interesse e a seguir o estudo da macroeconomia e me aprofundar na sua relação com a desigualdade e desenvolvimento econômico.

Ao Prof. Dr. Tomás Rodriguez Martinez por ter mostrado não apenas a mim, mas a todos os colegas da pós, a pesquisa de ponta em macroeconomia de forma acessível e humana. Ao meu orientador, Victor Gomes e Silva, por aceitar o desafio com tempo limitado, me apoiar e acompanhar meu processo de conclusão deste trabalho. Também um imenso agradecimento ao Prof. Dr. Adonias Evaristo Filho por me fornecer a base para a implementação dos Choques Romer & Romer.

Agradeço à Fundação Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES) pelo seu empenho no fomento à pesquisa, sem o qual a realização deste trabalho e muitos outros não seriam possíveis.

Por fim, agradeço à Universidade de Brasília (UnB), não apenas pela sua enorme função social, mas pelo apreço e carinho que desenvolvi ao longo do tempo que passei em seus corredores e diversos ambientes.

"Development requires the removal of major sources of unfreedom: poverty as well as tyranny, poor economic opportunities as well as systematic social deprivation, neglect of public facilities as well as intolerance or overactivity of repressive states"
(Amartya Sen - Development as Freedom)

Resumo

O presente trabalho possui o objetivo de mensurar, no contexto brasileiro, a dinâmica de ajuste macroeconômico em âmbito regional a partir da identificação de choques monetários. A recente literatura empírica, baseada nos resultados dos modelos Heterogeneous Agents New Keynesian (HANK) e modelos Keynesianos de União Monetária, mostra que choques monetários inesperados possuem graus de transmissão diferentes para a economia real a depender da composição do balanço patrimonial das famílias, do grau de endividamento, rendimentos e da composição da produção local. Assim, a simetria entre a política monetária central e sua transmissão regional dependerá da estrutura econômica local. Partindo desta premissa, o estudo utiliza dados de inflação, renda e emprego de 11 capitais brasileiras, dotadas de significativa heterogeneidade, para a mensuração de choques monetários locais.

Palavras-chave: Política Monetária, Heterogeneidade Regional, Projeções Locais.

Abstract

The present study aims to measure, within the Brazilian context, the dynamics of regional macroeconomic adjustment following the identification of monetary shocks. Recent empirical literature, based on the results from Heterogeneous Agents New Keynesian (HANK) models and Monetary Union Keynesian models, indicates that unexpected monetary shocks have varying degrees of transmission to the real economy depending on the composition of household balance sheets, the level of indebtedness, income, and the composition of local production. Consequently, the symmetry between central monetary policy and its regional transmission will depend on the local economic structure. Building on this premise, the study seeks to validate findings from advanced economies within the Brazilian context, an emerging economy characterized by significant regional diversity.

Keywords: Monetary policy, regional inequality, local projections.

Lista de ilustrações

Figura 1 – Relação dos subitens retirados do Núcleo de Inflação - EX0	24
Figura 2 – Renda média real trimestral dos percentis 25° e 75° - 2012 a 2020 . . .	25
Figura 3 – Boxplot - Crescimento da renda média trimestral - 2012 a 2020	27
Figura 4 – Boxplot - Nível de renda real trimestral - 2012 a 2020	28
Figura 5 – Boxplot - Taxa de desemprego trimestral - 2012 a 2020	29
Figura 6 – Boxplot - Inflação trimestral - 2012 a 2020	30
Figura 7 – Tabela - Média das variáveis - 2012 a 2020	30
Figura 8 – Choques Romer & Romer acumulados por trimestre - 2011 a 2024 . . .	33
Figura 9 – Impulso Resposta - Choques Romer & Romer acumulados no IPCA - 2012 a 2020	38
Figura 10 – Impulso Resposta - Choques Romer & Romer no EX0 - 2012 a 2020: .	39
Figura 11 – Impulso Resposta - Choques Romer & Romer no EX0 com a variável controle - 2012 a 2020:	40
Figura 12 – Impulso Resposta - Choques Romer & Romer no IPCA - 2006 a 2020: .	41
Figura 13 – Impulso Resposta - Choques Romer & Romer na variação da desocupa- ção - 2012 a 2020:	42
Figura 14 – Impulso Resposta com controle - Choques Romer & Romer na variação da desocupação - 2012 a 2020:	42
Figura 15 – Heterogeneidade - Choques Romer & Romer no EX0 - 2012 a 2020: . .	44
Figura 16 – Choques Romer & Romer no EX0 Vs Renda Média por Município - horizontes 4 a 16:	45
Figura 17 – Heterogeneidade - Choques Romer & Romer no IPCA - 2006 a 2020: .	46
Figura 18 – Choques Romer & Romer no IPCA Vs Renda Média por Município - horizontes 4 a 16:	47
Figura 19 – Impulso Resposta com Heterogeneidade - Choques Romer & Romer na variação da desocupação - 2012 a 2020:	48
Figura 20 – Choques Romer & Romer na Variação da desocupação Vs Renda Média por Município - horizontes 4 a 16:	49
Figura 21 – Heterogeneidade - 2SLS - Choques Romer & Romer na Variação do Desemprego - 2012 a 2020:	51
Figura 22 – Heterogeneidade - 2SLS - Choques Romer & Romer no Núcleo de Inflação - 2012 a 2020:	52
Figura 23 – Heterogeneidade - 2SLS - Choques Romer & Romer no núcleo de inflação por município - 2012 a 2020:	63
Figura 24 – Heterogeneidade - 2SLS - Choques Romer & Romer na Variação do Desemprego por município - 2012 a 2020:	64

Figura 25 – Impulso Resposta com controles - Choques Romer & Romer acumulados no IPCA - 2012 a 2020:	68
Figura 26 – Impulso Resposta com Heterogeneidade - Choques Romer & Romer no IPCA - 2012 a 2020:	68

Lista de tabelas

Tabela 1	– Resultados do teste Im-Pesaran-Shin (IPS) com Interceptos Individuais	32
Tabela 2	– Levin-Lin-Chu Unit-Root Test	60
Tabela 3	– Resultados das Regressões - Choques Romer & Romer	61
Tabela 4	– Resultados da Regressão com Variáveis Instrumentais - 1º Estágio . . .	62
Tabela 5	– Resultados dos Modelos GMM - Variação da Desocupação	65
Tabela 6	– Resultados dos Modelos GMM - IPCA Trimestral	66
Tabela 7	– Resultados dos Modelos GMM - Núcleo de Inflação	67

Sumário

1	INTRODUÇÃO	13
2	REVISÃO DE LITERATURA	16
2.1	Heterogeneidade em Modelos Novo-Keynesianos e sua implicação na transmissão da política monetária	16
2.1.1	Política monetária nos modelos Novo-Keynesianos:	16
2.1.2	A adição da heterogeneidade:	17
2.2	Estudos empíricos	18
2.2.1	Economias Avançadas	19
2.2.2	Economias Emergentes e Brasil	21
3	METODOLOGIA	23
3.1	Base de Dados	23
3.1.1	Inflação:	23
3.1.1.1	Desgregação do IPCA pelo núcleo EX0:	24
3.1.2	Renda:	24
3.1.3	Emprego:	26
3.2	Análise de heterogeneidade:	26
3.3	Testes de estacionariedade e critérios de informação:	31
3.4	Identificação de Choques Monetários	32
3.5	Modelo econométrico e método de estimação:	34
3.5.1	Projeções Locais de Jordà:	34
3.5.2	Especificação principal dos modelos:	35
3.5.3	Inclusão de variáveis controle e modelos alternativos	36
3.5.3.1	Inclusão da renda relativa:	36
3.5.3.2	Estimação com o núcleo de inflação:	37
3.5.3.3	Expansão do período de análise:	37
4	RESULTADOS	38
4.1	Inflação:	38
4.1.1	Expansão do período analisado:	40
4.2	Emprego	41
4.3	Inclusão de heterogeneidade:	43
4.3.1	Núcleo de inflação:	43
4.3.2	Período expandido de inflação:	45
4.3.3	Atividade Econômica:	47

5	ESTIMAÇÃO DO MODELO POR MÍNIMOS EM 2 ESTÁGIOS E MÉTODO GENERALIZADO DOS MOMENTOS	50
5.1	Testes para relevância e validade dos instrumentos:	50
5.2	Resultados do exercício:	51
5.3	Estimação por GMM e limitações:	52
6	CONCLUSÃO	53
6.1	Principais resultados	53
6.2	Limitações e estudos futuros	54
	REFERÊNCIAS	55
A	CLASSIFICAÇÃO DOS SUBITENS DO IPCA - BCB	59
B	TESTE LEVIN-LIN-CHUN DE RAIZ UNITÁRIA	60
C	TABELA DE RESULTADOS - CHOQUES ROMER & ROMER	61
D	TESTE MONTIEL PFLUEGER	62
E	IMPULSO RESPOSTA POR MUNICÍPIO UTILIZANDO MÍNIMOS QUADRADOS EM 2 ESTÁGIOS:	63
F	ESTIMAÇÃO POR GMM	65
G	IMPULSO RESPOSTA ALTERNATIVAS	68

1 Introdução

O presente trabalho busca analisar e debater a existência de heterogeneidade na transmissão da política monetária entre regiões brasileiras, a nível de município ou região metropolitana. A base de dados principal é pública, essencialmente do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e a estratégia empírica segue a estimação das Funções Impulso Resposta (FIR) utilizando Projeções Locais ([Jordà, 2005](#)) após choques monetários mensurados pela metodologia estabelecida por [Romer and Romer \(2004\)](#) adaptada ao caso brasileiro.

O estudo seguiu estratégias empíricas aplicadas a estudos recentes em economias desenvolvidas, tais como os de [Pedemonte and Herreño \(2022\)](#) e [Hauptmeier et al. \(2020\)](#), que encontram variações significantes nas respostas aos choques monetários no emprego, produto e inflação entre regiões com maior e menor renda dos Estados Unidos e Europa, respectivamente, como será tratado em maior detalhe na seção 2; Assim, buscou-se verificar a simetria entre esses resultados e o Brasil, país dotado de heterogeneidade na distribuição de ativos e renda.

Além destes estudos empíricos, o trabalho é uma iniciativa de validar empiricamente a transmissão da política monetária em modelos Novo-Keynesianos com Agentes Heterogêneos (HANK) ao caso brasileiro: toma-se a ideia de que a política monetária se transmite para a economia real pela presença de fricções nominais de salários, custos de menu e de concorrência monopolística.

Com a adição da heterogeneidade, os efeitos reais da política passam também a depender da distribuição de ativos, do grau de liquidez destes ativos e da renda entre os agentes presentes na economia ([Ampudia et al., 2018](#)). Neste contexto, a política monetária se torna um potencial amplificador de distribuição de renda na economia.

Entretanto, diferente dos estudos empíricos em economias desenvolvidas, no Brasil ainda se enfrenta a ausência de séries macroeconômicas longas e maior de variáveis controle para todo o período, bem como menor granularidade na base de dados, limitando a amplitude da análise.

Por esse motivo, optou-se por inicialmente realizar a análise por um período menor, de 2012 a 2020, para 11 capitais e regiões metropolitanas brasileiras, para as quais todos os dados - variáveis objetivo e controles - estivessem disponíveis sem quebras de série. Após realizada a análise no período principal, o período de análise foi expandido para o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), cujos dados estão disponíveis em um período maior, como um dos testes de robustez.

Após realizada a análise da heterogeneidade destes municípios, notou-se diferenças tanto em nível como nas taxas de crescimento da renda e emprego, com taxas de inflação similares em nível e em sua distribuição ao longo dos oito anos.

Já a escolha da maior granularidade possível com a base de dados, o nível municipal, se deu pelo argumento de [Hauptmeier et al. \(2020\)](#), que trata da granularidade como forma de controlar para possíveis *spill-overs* dos municípios entre si, ou entre um município e o nacional. A variação da Selic responde ao agregado, mas não a um dos municípios selecionados isoladamente. Assim, presume-se que as respostas de cada cidade não exercem influência nas variações da Selic, ainda que a base seja limitada às capitais.

O modelo principal utiliza a formulação de projeções locais ampliadas por defasagens de [Olea and Plagborg-Møller \(2021\)](#) modificada para a aplicação a dados painel por [Pedemonte and Herreño \(2022\)](#), para considerar os efeitos fixos dos municípios ao longo dos oito anos. As estimações contam com erros-padrão robustos a la White, como proposto por [Olea and Plagborg-Møller \(2021\)](#).

Os resultados encontrados na média são similares aos demais estudos para países emergentes: há presença de *price puzzle*¹ estatisticamente significativa a partir do terceiro trimestre após o choque, tendo seu pico de acréscimo estimado em 1 ponto percentual (p.p.) ao IPCA no sexto trimestre, seguido de sua dissipação a partir do final do terceiro ano do choque inicial.

A medida de núcleo de inflação (EX0) apresentou resultados similares, mas teve o efeito inicial do *price-puzzle* atenuado, resultando em uma redução líquida e estatisticamente significativa de 0,05 p.p. no nível de preços.

Já a atividade econômica, mensurada pela resposta da variação da taxa de desemprego, o choque tem sinal negativo e se torna significativa a partir do quarto trimestre, quando controlada a renda dos municípios. O efeito da *proxy* para o choque monetário estima uma queda de até 1 p.p. no emprego em média. Como na inflação, o pico ocorre nas proximidades do oitavo trimestre na amostra dos municípios, efeito que se reduz até deixar de se tornar significativo a partir do terceiro ano.

Os resultados principais mudam de sinal e significância com a inclusão de variáveis de controle de renda relativa. Assim, a heterogeneidade entre os municípios, o modelo encontrou diferenças relevantes entre os movimentos de emprego e inflação após a medida de choque, assimilando-se, com limitações, ao encontrado por outros estudos similares para economias avançadas e para o Brasil. Em especial, a análise do choque por município mostra correlação entre a renda média e a transmissão do choque e as variáveis-objetivo do modelo.

¹ Segundo [Tas \(2011\)](#) *price puzzle* pode ser descrito como a resposta positiva do nível de preços a um aperto na política monetária. É um resultado contraintuitivo, já que uma contração monetária reduziria a demanda agregada nominal, diminuindo o produto e o nível de preços.

Então, são realizados testes de robustez, a fim de avaliar os resultados do modelo principal. Os *lags* da variável de surpresa monetária são considerados como instrumento para a contemporânea e estimados por Mínimos Quadrados em 2 Estágios (MQ2E ou 2SLS) e Método Generalizado dos Momentos (GMM).

Por fim, o estudo se trata de uma iniciativa na avaliação da transmissão regional de política monetária para economias emergentes, como o Brasil. São discutidos pontos relevantes na construção de um painel e avaliação de heterogeneidade a despeito da ausência de séries temporais regionais longas e da pouca disponibilidade de municípios para a formulação do painel para construção de regressões quantílicas e outras metodologias empregadas para economias avançadas.

2 Revisão de Literatura

A pesquisa tem como base duas fontes principais: a literatura teórica que trata dos modelos Novo-Keynesianos com agentes heterogêneos e os estudos que buscam estimar seus resultados a partir de modelos econométricos em diferentes economias.

Assim, este capítulo será dividido em duas seções: a seção 2.1 e suas subseções tratam da inclusão de heterogeneidade aos modelos Novo-Keynesianos com agente representativo no contexto da transmissão da política monetária. Já a seção 2.2 e seções derivadas revisitam resultados e metodologias utilizados por outros estudos de mesma natureza, majoritariamente aplicados às economias avançadas.

2.1 Heterogeneidade em Modelos Novo-Keynesianos e sua implicação na transmissão da política monetária

A partir de meados da última década, modelos quantitativos baseados na literatura Novo-Keynesiana e modelos de equilíbrio geral "*Dynamic Stochastic General Equilibrium*" (DSGE) adicionaram heterogeneidade aos agentes - i.e. empresas e famílias - e nos ativos presentes na economia.

Neste contexto, o artigo "*Monetary Policy According to HANK*" ([Kaplan et al., 2018](#)) traz uma das primeiras análises dos efeitos esperados da política monetária quando se considera heterogeneidade. Além destes, [McKay and Wolf \(2023\)](#) e [Andersen et al. \(2022\)](#) aprofundam o debate para a análise dos efeitos distributivos e como a desigualdade modifica a transmissão da política monetária.

2.1.1 Política monetária nos modelos Novo-Keynesianos:

Na modelagem Novo-Keynesiana, a política monetária via mudanças na taxa de juros possui dois efeitos, denominados diretos e indiretos. Segundo [Kaplan et al. \(2018\)](#), os efeitos diretos são aqueles que operam mesmo na ausência de mudanças na renda do trabalho disponível das famílias.

Neste âmbito, o efeito direto mais importante é a substituição intertemporal do consumo: quando as taxas reais caem, as famílias poupam menos ou tomam mais empréstimos, aumentando sua demanda. Ou seja, as famílias antecipam o consumo futuro a partir da queda dos juros.

Os efeitos indiretos, por outro lado, tratam em especial dos efeitos de equilíbrio geral: quedas na taxa de juros estimulam a demanda agregada, preços e salários, afetando,

então, o mercado de trabalho ([Ampudia et al., 2018](#)). Em suma, a dinâmica após o corte na taxa básica segue o seguinte processo: o efeito direto aumenta o consumo das famílias e o investimento das firmas que, por sua vez, aumentam o produto, a renda do trabalho e o nível de emprego, fruto do efeito indireto.

Nos modelos keynesianos com agentes representativos, as famílias possuem igual dotação e acesso ao crédito. Assim, diante de choques econômicos negativos, estas famílias podem se financiar a fim de suavizar seu consumo e manter-se em um padrão de renda. Por esse motivo, o efeito direto é predominante nestes modelos - as famílias apenas adaptam seu consumo diante de choques monetários.

Analiticamente, as famílias nos RANKs¹ possuem uma propensão marginal a consumir (MPC) baixa: um aumento do consumo diante de uma expansão monetária de fato ocorre, mas é limitado pela manutenção da renda em determinado nível. Assim, já que o efeito de uma queda na taxa de juros majoritariamente incentivaria a substituição de poupança por consumo, até que as taxas retornassem ao nível anterior – pouco seria o efeito indireto via equilíbrio geral.

2.1.2 A adição da heterogeneidade:

Existem diferentes formas de se considerar heterogeneidade em modelos quantitativos. No caso do HANK descrito por [Kaplan et al. \(2018\)](#), as famílias, além de possuírem diferentes níveis de renda, podem poupar ativos com diferentes níveis de liquidez. Desta forma, esses modelos consideram maior complexidade entre os agentes: as famílias estão sujeitas a choques de desemprego e restrições no acesso ao crédito em diferentes proporções.

Quando há uma política monetária expansionista, por exemplo, famílias dotadas de ativos líquidos conseguem manter seu padrão de consumo, mas agora existirão famílias dotadas de ativos com menor liquidez: enquanto as primeiras realizam a substituição intertemporal - ou seja, trocam seus ativos por consumo imediato, os demais não podem fazê-lo em tempo hábil. Similarmente, o modelo considera famílias de menor renda, cuja poupança precaucional² seja menor ou inexistente e que enfrentam restrições de crédito.

No primeiro caso, famílias ricas dotadas de ativos de baixa ou nenhuma liquidez são denominadas *wealthy hand-to-mouth* (ricos mão para a boca, em tradução livre). Já as famílias com menor renda, sujeitas a restrições de crédito e financeiras, são denominadas *hand-to-mouth* (mão para a boca, em tradução livre).

Neste contexto [McKay and Wolf \(2023\)](#) mostram que, diante de choques e incertezas, essas famílias têm menos chance de suavizar o consumo e o efeito indireto da política

¹ Modelos RANKs são modelos com agentes representativos. Nele, todas as famílias estão sujeitas à mesma utilidade e condições econômicas de empréstimo, financiamento, dentre outros.

² Denomina-se poupança precaucional a parcela da renda não consumida e mantida em ativos com liquidez para proteger-se de choques de renda negativos e incertezas.

monetária se amplia, a depender da proporção de cada tipo de família na economia. Então, os efeitos distributivos da política monetária descritos por [McKay and Wolf \(2023\)](#) e revisitados por [Andersen et al. \(2022\)](#), são expostos a seguir:

- i. **Renda do trabalho:** a reposta da renda às movimentações dos juros ocorrem por meio do canal indireto. O processo de ajuste desencadeado por uma expansão monetária, por exemplo, estimulará o mercado de trabalho e, então, os salários. As famílias mais pobres que sofrem mais restrições de crédito e financeiras terão maior efeito positivo no consumo em um relaxamento monetário, devido ao ganho salarial.
- ii. **Reajustes de contratos nominais e hipotecas:** o relaxamento monetário levaria a maior inflação, o que tornaria o valor real de dívidas menores. Similarmente, há relaxamento do crédito ancorado às taxas básicas. Com isso, aumenta-se a renda disponível para famílias com financiamentos, usualmente mais jovem e com menor quantidade de ativos.
- iii. **Preços dos ativos e rendimentos:** Famílias ricas e dotadas de ativos, beneficiam-se tanto da valorização dos preços dos ativos pela queda dos juros. Em caso de política contracionista, estas famílias se beneficiam pelos juros recebidos por estes ativos. Em ambos os casos, famílias mão para a boca não se beneficiam ou sofrem negativamente.

Assim, o efeito da política monetária, em especial no efeito indireto, é amplificado pela existência de heterogeneidade. É importante ressaltar que a magnitude da transmissão da política e o papel da heterogeneidade no resultado líquido dependem da distribuição de renda e patrimônio na economia *a priori* ([McKay; Wolf, 2023](#)). Desta forma, o ambiente brasileiro, heterogêneo em especial na sua distribuição de renda, como exposto na seção [3.2](#); serve de ambiente de análise para tais conclusões destes modelos.

Entretanto, devido à indisponibilidade ou confidencialidade dos dados de patrimônio líquido, ativos e sua distribuição nos municípios com a granularidade exigida para a análise econométrica, optou-se por seguir a linha exposta na próxima seção, que busca estimar efeitos líquidos das variações dos juros no emprego, renda e inflação, partindo do princípio de que as regiões possuem composições populacionais heterogêneas.

2.2 Estudos empíricos

Em sua maioria, os estudos empíricos existentes tratam de bases de dados da Europa, restrita à Zona do Euro, Reino Unido ou Estados Unidos. Isto ocorre, em especial, pela disponibilidade de séries de tempo longas, maior abrangência e granularidade dos dados. Como veremos, ainda que a maior parte desses se apoie na estratégia proposta por

Romer and Romer (2004) para a identificação de surpresas monetárias, outros estudos como o de Andersen et al. (2022), que utilizam outra estratégia de identificação, encontram respostas semelhantes nas variáveis-objetivo.

2.2.1 Economias Avançadas

As pesquisas aqui referenciadas podem ser agrupadas em duas categorias: (i) aquelas que buscam estimar o canal distributivo da política monetária a nível de "famílias", observando variáveis de distribuição de renda e consumo, e (ii) aquelas que buscam estimar os efeitos da política monetária nas variáveis macroeconômicas, considerando diferenças de renda e a heterogeneidade preexistente, como este estudo o faz. Dentre as pesquisas realizadas a nível de famílias, destacam-se os estudos de Coibion et al. (2017) e Andersen et al. (2022).

Assim, Coibion et al. (2017) verificam a resposta das variáveis de renda, consumo e desigualdade nas famílias dos quartis 10° e 90° após a identificação de choques Romer & Romer, utilizando projeções locais Jordà (2005). A construção das variáveis é realizada utilizando dados do *Consumer Expenditure Survey* (CEX) coletados entre o terceiro trimestre de 1980 e o quarto trimestre de 2008.

Os resultados encontrados indicam um aumento nas medidas de distribuição de consumo, despesas e, de forma menos pronunciada, na renda. Mais especificamente, estimou-se uma resposta de 1 p.p. no índice de Gini referente à renda para cada 1 p.p.; enquanto o consumo e dispêndio respondem com aumento de aproximadamente três desvios-padrão após um choque de 100 pontos-base na política monetária, ainda que a magnitude destes não esteja exatamente clara (Coibion et al., 2017).

Já Andersen et al. (2022), utilizam as relações entre a coroa dinamarquesa e outras autoridades monetárias, como o Banco Central Europeu (BCE), para identificação de choques exógenos. Os efeitos estimados foram os seguintes - Uma redução de 1 ponto percentual na taxa de juros (choque expansionista) resulta em um aumento de cerca de 3 pontos percentuais na renda disponível para o 1% mais rico, enquanto os ganhos são não estatisticamente diferentes de 0 para os grupos de menor renda. Em termos de previsão, estimou-se que um choque de política monetária expansionista pode aumentar o Gini em 1,5 pontos percentuais em um horizonte de 2 anos, em razão desses benefícios desiguais.

No segundo grupo, Hauptmeier et al. (2020), utilizam projeções locais para estimar a resposta da política monetária no PIB e emprego regionais utilizando dados em painel das NUTS3³. A exogeneidade, neste caso, é pressuposta pela granularidade dos dados - supõe-se que uma região NUTS3 específica não gera resposta do Banco Central Europeu (BCE),

³ A União Europeia estabeleceu uma nomenclatura comum das unidades territoriais estatísticas, denominada «NUTS», a fim de permitir a recolha, o tratamento e a publicação de estatísticas regionais harmonizadas na UE. Neste âmbito, NUTS3 é a maior desagregação unitária regional. (Europeu, 2024)

já que este considera o nível agregado de preços em suas decisões. Assim, [Hauptmeier et al. \(2020\)](#), consideram efeitos fixos de região, país e a composição do PIB (i.e. maior participação de capital ou trabalho) para verificar respostas heterogêneas. São realizadas também regressões quantílicas e análise de subamostras.

Estimadas as regressões, [Hauptmeier et al. \(2020\)](#), verificam que o impacto dos choques de juros é de maior magnitude e mais persistente em regiões cujo PIB é menor. Diante de um aumento de 100 pontos-base (PB) na taxa de juros do BCE, regiões do 10º percentil de renda sofrem redução de até 2,6% sem retornar ao nível anterior no período de cinco anos. Já nas regiões do 90º percentil, a magnitude do choque estimada é de 2,0%, com retorno ao nível anterior entre o quarto e o quinto ano.

A diferença também ocorre no emprego: estima-se que a persistência e a resposta da redução do emprego são maiores no decil mais pobre, que permanece 2% abaixo do nível inicial até o pico de contração no quarto ano. Já o emprego nas regiões mais ricas (decil mais rico) retorna ao nível inicial, com reação mais limitada, alcançando seu ápice no quarto ano com uma redução de aproximadamente 1%.

Resultados similares são encontrados por [Pedemonte and Herreño \(2022\)](#), o estudo mais próximo a esta pesquisa. Neste contexto, [Pedemonte and Herreño \(2022\)](#), estimam a resposta da inflação e emprego a partir de dados de 28 regiões metropolitanas dos Estados Unidos. A estratégia de identificação utilizada é também a proposta por [Romer and Romer \(2004\)](#) e a estimação das funções impulso-resposta é realizada por projeções locais, aplicada a dados em painel. Além disso, a renda real de cada município é utilizada como controle.

As regressões estimadas indicam que, após um aumento de 100 pontos-base na taxa de juros, o emprego nas áreas metropolitanas apresenta uma queda significativa, com o impacto máximo observado ao longo de 10 trimestres, resultando em uma redução média de 1% no emprego privado. Já na inflação, a queda significativa começa a se manifestar apenas após 8 trimestres, atingindo um declínio acumulado de 6% nos preços ao consumidor ao longo de 20 trimestres.

No que diz respeito à heterogeneidade, nas regiões de baixa renda, representadas pelo 10º percentil da distribuição de renda, estimou-se uma queda acumulada de 2% no emprego após o choque, enquanto a redução nos preços é 50% superior à média nacional. Por outro lado, em regiões de alta renda, situadas no 90º percentil da distribuição de renda, os impactos sobre o emprego são insignificantes, e as reduções nos preços são 50% inferiores à média.

Além disso, há evidências de uma covariância positiva entre os efeitos nos preços e no emprego, indicando que as áreas que sofrem maiores reduções nos preços também enfrentam as maiores perdas de emprego. Ao adicionar uma interação entre os choques

monetários e a renda local, os resultados se mantêm: em regiões cuja renda per capita supera a média nacional em US\$ 1.000, o impacto sobre o emprego é atenuado em até 1 ponto percentual, enquanto os efeitos sobre os preços são menos pronunciados.

Assim, a estimação proposta por [Pedemonte and Herreño \(2022\)](#) está de acordo com os demais estudos da literatura: os resultados sugerem que a resposta à política monetária é heterogênea entre as regiões de maior e menor renda, tanto no emprego como em outras variáveis econômicas (como o nível de preços), indicando efeitos mais intensos no percentil mais pobre da distribuição de renda.

2.2.2 Economias Emergentes e Brasil

Em geral, os dados de economias emergentes são mais escassos e a série temporal mais curta e, possivelmente por esta razão, a quantidade de estudos também é limitada. Além disso, é comum que em mercados emergentes as medidas de surpresas monetárias enfrentem a presença de *price-puzzle* e transmissão cambial na inflação ([Ha et al., 2022](#)).

Em razão destas restrições, as pesquisas costumam se apoiar na avaliação da heterogeneidade por meio da identificação de diferenças regionais na curvatura da curva de phillips, como o caso de [Xavier and Moura \(2023\)](#) ou [Hazell et al. \(2022\)](#), explorando o *tradeoff* inflação-emprego.

No âmbito da política monetária, alguns estudos utilizaram econometria espacial para identificar transbordamentos de choques monetários em outras regiões, tais como o de [Bertanha and Haddad \(2008\)](#) já outros estudos como o de [Serrano and Nakane \(2016\)](#) utilizam vetores autorregressivos bayesianos para avaliação dos choques em diferentes regiões, mas nenhum destes utiliza o nível de desagregação municipal.

No primeiro estudo, [Bertanha and Haddad \(2008\)](#), identificam que após um aumento de 1 p.p. na taxa Selic resulta em uma contração de até -1,0% a -2,5% no emprego em estados mais próximos ou integrantes das regiões Sul e Sudeste e uma magnitude menor, de cerca de -0,5 % em estados mais distantes espacialmente e menos conectados comercialmente, como Acre e Roraima.

Mais recentemente, [Serrano and Nakane \(2016\)](#), utilizaram um VAR estrutural Bayesiano (SVAR), para identificar choques monetários exógenos, sob uma hipótese similar à de [Hauptmeier et al. \(2020\)](#), de que estados *per se* não afetam decisões de política monetária. Nos resultados, as estimações de [Serrano and Nakane \(2016\)](#) foram similares às de [Bertanha and Haddad \(2008\)](#): um aumento de 1 p.p. levaria a um saldo de empregos de até 1,5% a 2,0% menor no acumulado em 48 meses em estados do Sul e Sudeste e a uma resposta não estatisticamente significativa nos estados da região Norte, sugerindo diferenças na resposta entre estados mais ou menos industrializados.

Vale ressaltar que nenhum destes estudos utilizou uma medida efetiva de surpresa

monetária nas transmissões regionais. Por esse motivo, este estudo se apoia na metodologia proposta por [Costa Filho \(2017\)](#), que uma medida de surpresa monetária (apresentada em detalhe na seção 3.4) como as utilizadas em estudos em economias avançadas.

Neste âmbito, a pesquisa de [Costa Filho \(2017\)](#) encontra uma resposta mista nas variáveis estudadas: o choque no IPCA apresentou evidências de "price puzzle", mas não são estatisticamente significantes. Por outro lado, o PIB real apresentou uma queda em resposta ao choque, com redução máxima de 0,5%, atingida em torno de cinco meses após o choque. Assim, as evidências destes estudos indicam principalmente a desaceleração da economia após variações da Selic, mas sem resultados conclusivos sobre seus efeitos na taxa de inflação.

3 Metodologia

As seções seguintes irão descrever detalhadamente as bases de dados utilizadas para a construção do painel, a estratégia empírica e o método econométrico empregados para a estimação da transmissão de choques monetários regionais.

3.1 Base de Dados

São utilizadas bases de dados do IBGE de emprego, renda e inflação trimestrais. O horizonte temporal varia do primeiro trimestre de 2012 ao primeiro trimestre de 2020, contando com 363 observações. Devido às limitações de dados e à adição mais recente de algumas capitais brasileiras ao índice oficial de Inflação ao Consumidor Amplo (IPCA), são elencadas 11 capitais e o índice nacional cujos dados estão presentes para os 33 trimestres em questão (2012Q1-2020Q1).

3.1.1 Inflação:

Os dados de IPCA mensais estão disponíveis a mais longa data (2001) para as 11 capitais e regiões metropolitanas. Entretanto, pela indisponibilidade dos dados de renda, que servirão de controle, optou-se pelo recorte temporal de 2012 a 2024. Os dados mensais de inflação são acumulados das variações mensais em trimestres, de modo que:

$$IPCA_{i,q} = \prod_{t=3}^t \left[\frac{IPCA_{i,t}}{100} + 1 \right] - 1 \quad (3.1)$$

Onde i é a cidade, t o tempo em meses e q o trimestre em questão

A base de dados do IPCA também permite sua desagregação em grupos, subgrupos e subitens. Conforme especificado por [Pedemonte and Herreño \(2022\)](#), a decomposição do índice de preços em subitens com maior (menor) comerciabilidade, em bens mais (menos) homogêneos regionalmente, e sujeitos a diferentes graus de rigidez nominal, nos permite verificar se alguma dessas especificidades exerce influência nos resultados encontrados.

Assim, após chegarmos ao máximo nível de desagregação do IPCA, podemos buscar subitens com grande (ou no outro extremo, com muito pouca) comerciabilidade, que compõem a cesta de todas as cidades utilizadas na pesquisa. Enquanto [Pedemonte and Herreño \(2022\)](#) utilizam variações regionais da alimentação no domicílio e fora do domicílio como comparativo de inflação de bens pouco ou muito comercializáveis, no caso brasileiro

podemos utilizar a classificação de núcleo de inflação utilizada pelo BCB para a agregação entre diferentes componentes do IPCA, como veremos a seguir.

3.1.1.1 Desgregação do IPCA pelo núcleo EX0:

A desagregação utilizada é a mesma do Banco Central do Brasil (BCB) para a análise dos núcleos de inflação. Segundo o [Banco Central do Brasil \(2020\)](#) "Os núcleos de inflação são medidas construídas a partir de técnicas que atenuam a influência de variações episódicas e voláteis de preços sobre os índices de preços ao consumidor, de modo a evidenciar a tendência subjacente da inflação no curto e médio prazo".

Assim, optou-se pelo mais simples dos núcleos, o EX0, pelo acesso à metodologia. Diferente dos demais núcleos, que podem incluir métodos estatísticos mais complexos, o EX0 retira diretamente itens e subitens de maior volatilidade do IPCA e, assim, atenuar choques transitórios na inflação que possam ser transmitidos ao índice.

A figura abaixo lista a classificação utilizada pelo BCB e a aplicada no presente trabalho. A tabela completa de classificação pode ser acessada no anexo A:

Figura 1 – Relação dos subitens retirados do Núcleo de Inflação - EX0

Classificação	Descrição
Núcleo EX0	Exclui Alimentação no domicílio e Monitorados.
Alimentos	Alimentação no domicílio.
Monitorados	Taxa de água e esgoto; Gás de botijão; Gás encanado; Energia elétrica residencial; Ônibus urbano; Táxi; Trem; Ônibus intermunicipal; Ônibus interestadual; Metrô; Integração transporte público; Emplacamento e licença; Multa; Pedágio; Gasolina; Óleo diesel; Gás veicular; Produtos farmacêuticos; Plano de saúde; Cartório; Conselho de classe; Jogos de azar; Correio; Plano de telefonia fixa.

Fonte: [Banco Central do Brasil \(2019\)](#). Elaboração: Próprio autor.

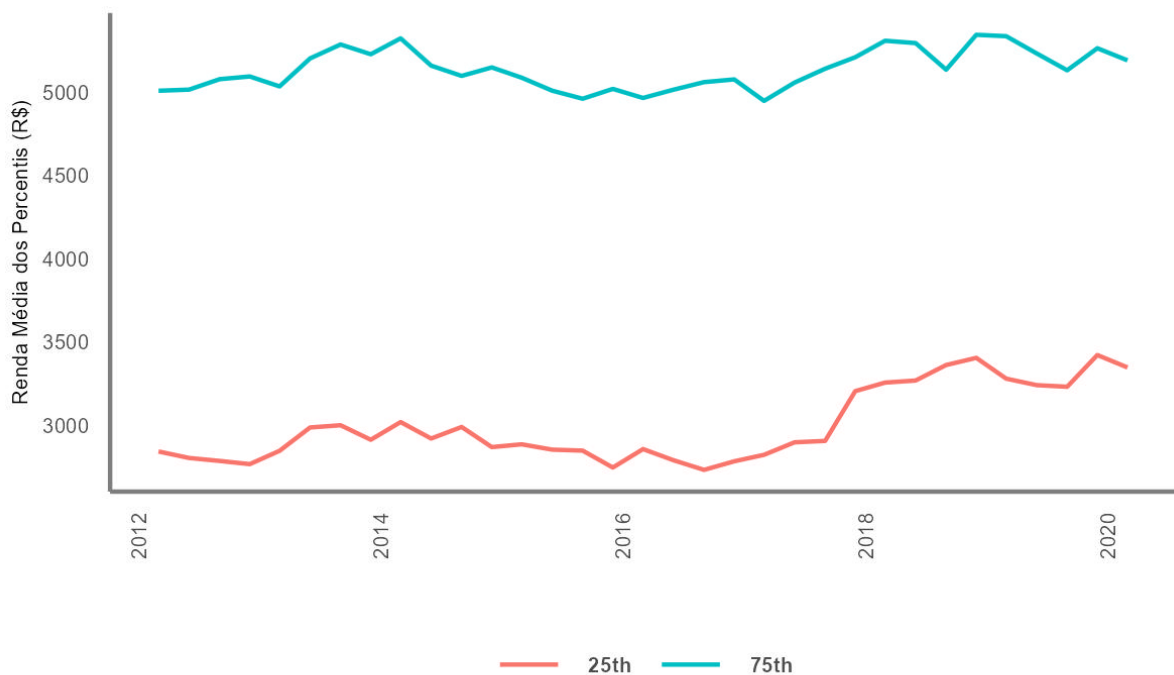
Como mostra a figura 1, o EX0 exclui do índice os subitens "alimentação no domicílio" e os preços monitorados ou administrados. Define-se que o grupo dos preços administrados trata de "preços administrados por contratos e monitorados[...] são aqueles estabelecidos por contrato, por órgão público ou agência reguladora e, de modo geral, são menos sensíveis às condições de mercado" ([Alves et al., 2013](#)), ou seja, não necessariamente variam de acordo com a oferta e demanda. Já a exclusão do subitem "alimentação no domicílio" se justifica pela sua volatilidade em razão de fatores sazonais, climáticos e choques externos nos preços de commodities.

3.1.2 Renda:

A renda é a principal variável escolhida para controle e classificação dos 11 municípios. A variável utilizada está presente na Pesquisa por Amostra de Domicílios Contínua (PNADC) para cada região. A variável construída na PNADC considera todas as fontes

de renda dos entrevistados no período e, então, toma-se a média das rendas declaradas e, então, é deflacionada pelo IPCA nacional. Como veremos, o período apresenta significativa heterogeneidade nas rendas totais. Para fins de ilustração, a figura 2 mostra a média de renda real dos percentis 75° e 25°¹:

Figura 2 – Renda média real trimestral dos percentis 25° e 75° - 2012 a 2020



Fonte: SIDRA - IBGE. Elaboração: Próprio autor.

Como se observa, ao longo dos oito anos estudados há uma diferença de cerca de R\$2000,00 entre os percentis, que se mantém ao longo do tempo. Apesar disso, a variação das séries é similar, o que pode indicar choques e movimentações nacionais que se transmitem a todas as cidades simultaneamente, enviesando a variável como controle.

Por esse motivo, convém mensurar corretamente os diferenciais de renda per capita destas capitais. Desta forma, a fim de evitar possíveis tendências nacionais e temporais na série de renda, constrói-se a renda relativa em relação à média, derivada utilizando a metodologia de [Pedemonte and Herreño \(2022\)](#):

$$y_{i,q} = \beta_0 + \beta_q + \epsilon_{i,q} \quad (3.2)$$

Onde i é a cidade e q é o trimestre em questão

Após feita a regressão, toma-se o $\hat{y}$ estimado e deduz-se do valor de cada observação:

¹ Como veremos na figura 7, tratam-se das cidades: Brasília, Porto Alegre e São Paulo (75° percentil) e Salvador, Fortaleza e Belém (25° percentil)

$$\tilde{y}_{i,q} = y_{i,q} - \hat{y} \quad (3.3)$$

Assim obtemos uma medida de renda relativa per capita para cada observação, dada por $\tilde{y}$. O formato escolhido é relevante pois minimiza tendências da evolução dos salários reais. A interpretação deste indicador é a renda de cada capital ou região metropolitana em relação à média das observações, isenta de tendências gerais. Estimadas as equações 3.2 e 3.3, obtemos a movimentação relativa da renda de cada i -ésima cidade.

3.1.3 Emprego:

Por fim, para verificação da transmissão dos choques na atividade econômica, são coletadas as variações das taxas de desemprego presentes na PNADc. A escolha da PNADc e não de outras pesquisas de emprego, tais como o Cadastro Geral de Empregados e Desempregados (CAGED), ocorre em razão da maior cobertura da taxa da PNADc, que permite a captação da taxa de ocupação tanto formal quanto informal.

O nível de desemprego dos 11 municípios também apresenta heterogeneidade ao longo do período, detalhada a seguir na seção que trata da heterogeneidade.

3.2 Análise de heterogeneidade:

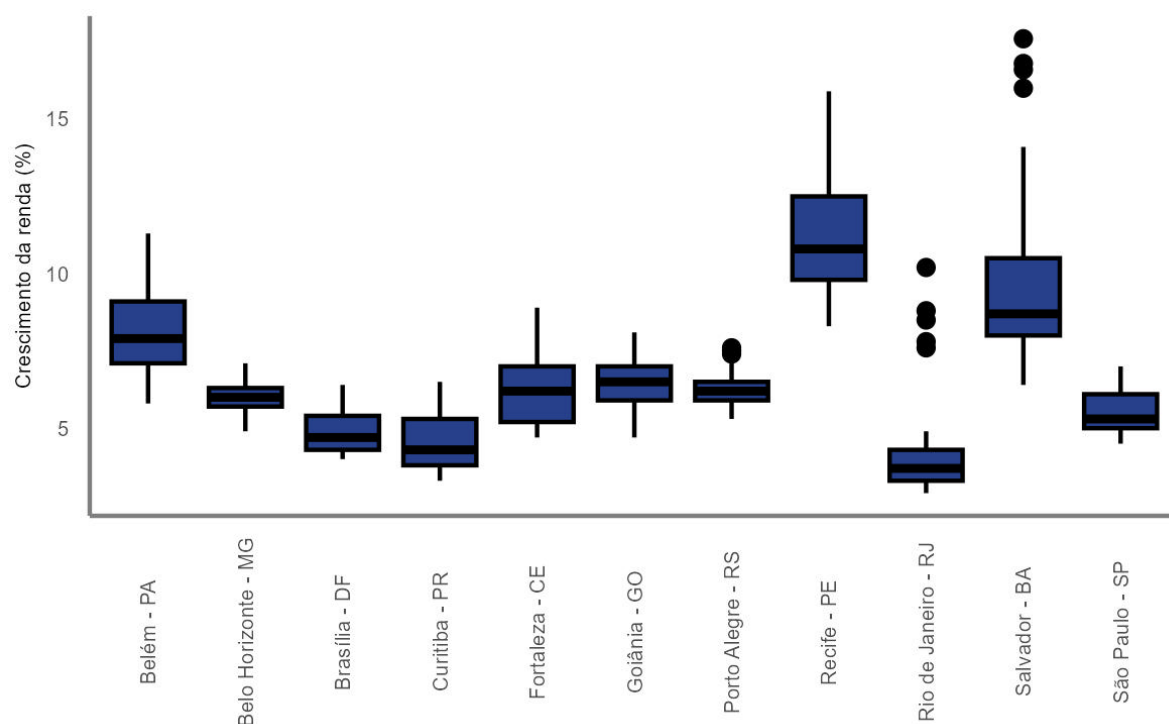
A fim de identificar o repasse da política monetária em ambientes heterogêneos, convém verificar se as regiões selecionadas apresentam, de fato, heterogeneidade nas variáveis estudadas.

Uma das formas utilizadas para medir as distribuições e, consequentemente, a heterogeneidade, são os boxplots². Dito isto, serão apresentados os boxplots das variáveis de estudo e, na sequência, os possíveis clusters a serem considerados na estimação do modelo. Além das variáveis apresentadas na última seção, será verificado o crescimento da renda média das observações, como veremos na sequência.

A figura 3 mostra a distribuição do crescimento da renda média real nas cidades selecionadas ao longo dos 8 anos avaliados na pesquisa:

² O boxplot exibe a mediana (linha central da caixa azul), a dispersão dos dados entre o 1º e o 3º quartil (caixa), os valores máximos e mínimos dentro de 1,5 vezes o intervalo interquartil (whiskers) e os outliers como pontos fora dos whiskers.

Figura 3 – Boxplot - Crescimento da renda média trimestral - 2012 a 2020

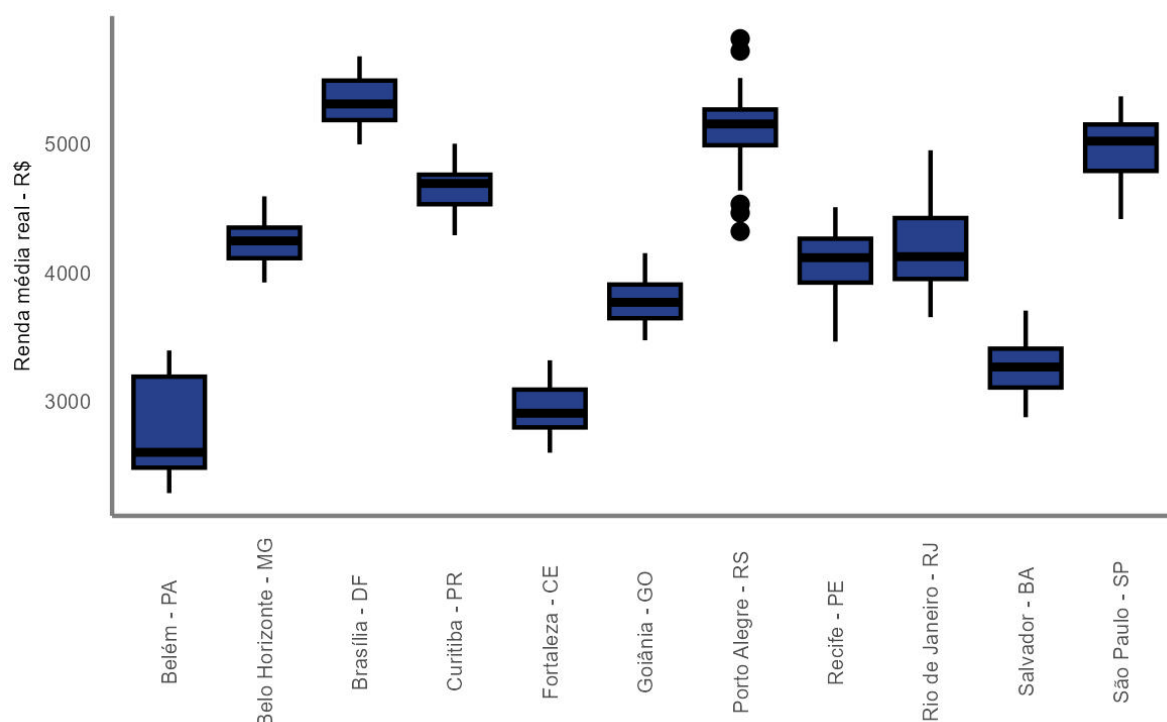


Fonte: SIDRA - IBGE. Elaboração: Próprio autor.

Há significativa heterogeneidade no crescimento da renda ao longo do período: enquanto algumas cidades do Nordeste brasileiro, como Recife e Salvador, apresentam taxas concentradas na faixa dos 8 a 10%, com maior concentração de *outliers* em Salvador, cidades do sul e sudeste apresentam taxas mais moderadas e concentradas em torno de 5% no período avaliado.

Como veremos na figura 4, as mesmas cidades em que a taxa de crescimento é mais moderada e estável, possuem renda média superior no período:

Figura 4 – Boxplot - Nível de renda real trimestral - 2012 a 2020



Fonte: SIDRA - IBGE. Elaboração: Próprio autor.

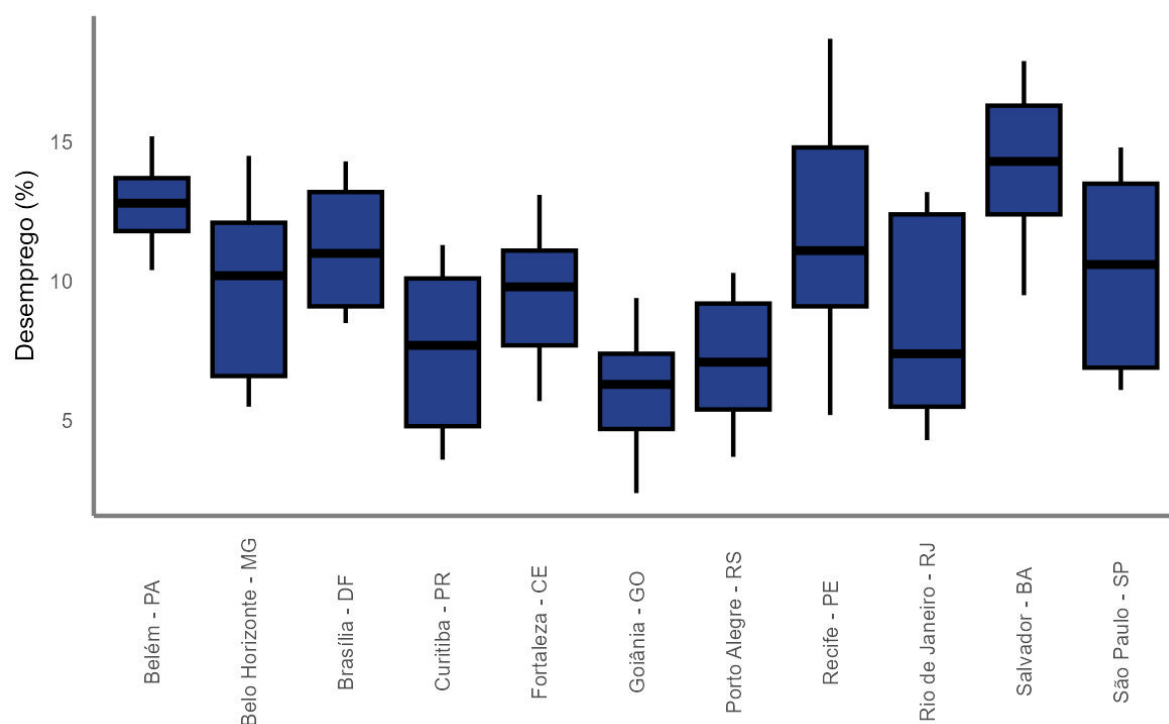
Novamente, as cidades pertencentes ao sudeste e sul usualmente possuem observações de renda real com menor variação e maior em nível, em geral superando a casa dos R\$4000,00. Já dentre as demais regiões, a heterogeneidade é maior: por um lado, Recife apresenta comportamento do nível da renda similar ao Rio de Janeiro, já Fortaleza e Salvador possuem níveis, médias e dispersões similares.

A única representante da região Norte, Belém, possui a maior variação no período avaliado, bem como a menor renda média dentre os 11 municípios e Regiões Metropolitanas. Devido à limitação da análise e da base de dados, não é possível sugerir fatores que levam a este comportamento.

Por outro lado, Brasília apresenta rendas médias estruturalmente mais altas no período analisado, distanciando-se de Goiânia, a outra cidade representante do Centro-Oeste brasileiro. Vale ressaltar que a diferença entre a renda real média de Brasília, a cidade mais rica nesta ótica, e Belém, a mais pobre, supera R\$2000,00.

Já outra variável de interesse no estudo, a taxa de desemprego (figura 5), apresenta também relativa heterogeneidade, com distribuições mais esparsas na maioria das cidades.

Figura 5 – Boxplot - Taxa de desemprego trimestral - 2012 a 2020

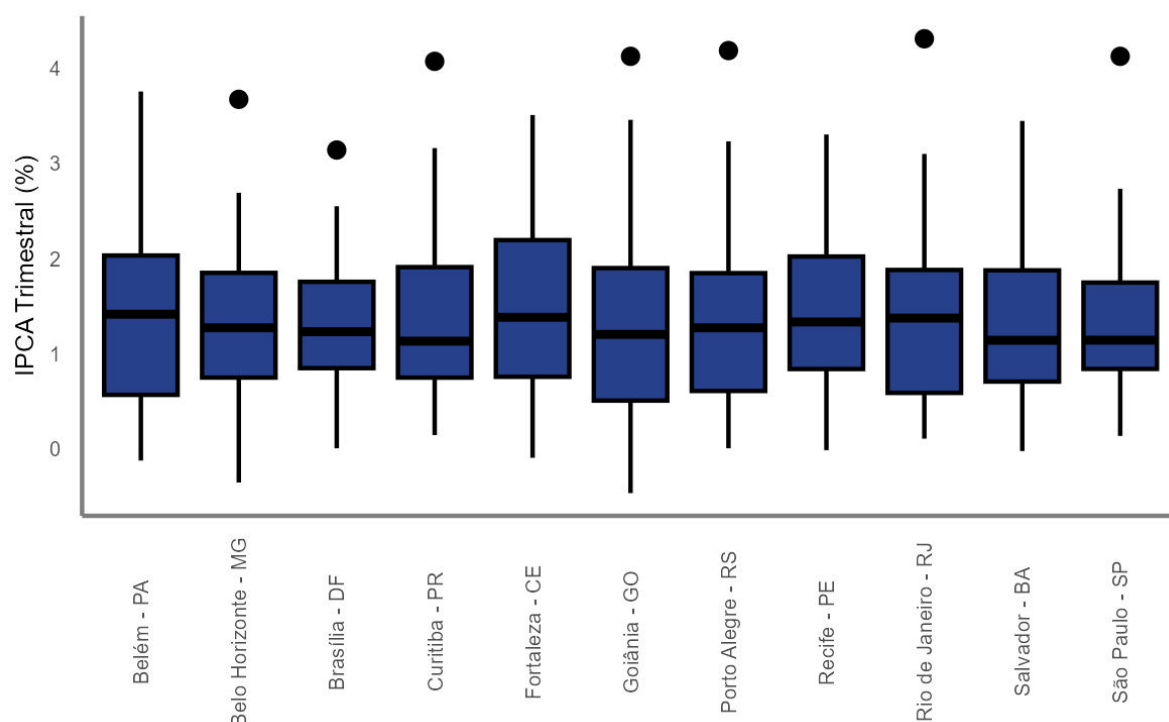


Fonte: SIDRA - IBGE. Elaboração: Próprio autor.

A cidade de renda mais baixa, Belém, possui o desemprego entre 10 e 15% em todas as observações, ocorrendo o mesmo com a maior parte das observações de Salvador. As demais cidades do Nordeste brasileiro possuem maior variabilidade ao longo do período: com Recife permanecendo em torno dos 10% na maior parte das observações e Fortaleza apresentando menor variabilidade. Já os municípios do Sudeste e Sul apresentam, de forma geral, maior variação nos dados que as demais regiões. Por fim, a cidade de maior renda, Brasília, apresenta taxas de desemprego estruturalmente mais altas, ainda que apresente maior variação que Belém.

Finalmente, verifica-se que na taxa de inflação, há menor variação entre as regiões do que nas demais variáveis. Como mostra a figura 6, todas as regiões possuem medianas próximas, em torno de 1,5% no trimestre.

Figura 6 – Boxplot - Inflação trimestral - 2012 a 2020



Fonte: SIDRA - IBGE. Elaboração: Próprio autor.

Por outro lado, há presença de outliers em mais regiões do que nas demais variáveis, com sete dos onze municípios apresentando taxas de inflação acima dos 4% em algum momento do período analisado.

É importante destacar que os boxplots apresentam os quartis e a mediana dos dados, mas não a média. Para complementar a análise, a Tabela 2 apresenta as médias das variáveis de interesse, ordenadas de forma decrescente pela renda média, ao longo dos oito anos estudados:

Figura 7 – Tabela - Média das variáveis - 2012 a 2020

Observação	Região	Renda Média	IPCA Médio	Média desemprego
Brasília - DF	Centro-Oeste	5329,70	1,29	11,16
Porto Alegre - RS	Sul	5119,15	1,41	7,26
São Paulo - SP	Sudeste	4952,88	1,38	10,20
Curitiba - PR	Sul	4657,88	1,36	7,33
Belo Horizonte - MG	Sudeste	4240,06	1,32	9,78
Rio de Janeiro - RJ	Sudeste	4204,58	1,48	8,74
Recife - PE	Nordeste	4075,42	1,42	11,86
Goiânia - GO	Centro-Oeste	3782,27	1,35	6,02
Salvador - BA	Nordeste	3270,42	1,32	14,23
Fortaleza - CE	Nordeste	2948,30	1,49	9,62
Belém - PA	Norte	2771,36	1,39	12,78

Fonte: SIDRA - IBGE. Elaboração: Próprio autor.

O objetivo do estudo é identificar as influências da heterogeneidade, em especial de renda, na transmissão da política monetária. Por esse motivo, utiliza-se o ordenamento das médias de renda como meio de formação dos *clusters*. Outros estudos, como o de [Pedemonte and Herreño \(2022\)](#) e [Hauptmeier et al. \(2020\)](#) utilizam as cidades ou regiões localizadas no 90° e 10° para análise das funções impulso-resposta. Entretanto, devido à quantidade limitada de municípios com dados disponíveis, optou-se por selecionar as cidades acima do 75° e abaixo do 25° percentil na renda média.

Assim, as cidades de menor renda a serem estimadas serão Belém, Fortaleza e Salvador. Já as de maior renda serão Brasília, Porto Alegre e São Paulo. É importante observar que, em ambos os casos, duas das cidades possuem desemprego médio acima dos 10% e uma das cidades com o desemprego abaixo desta métrica, mostrando também variabilidade dentro dos *clusters* escolhidos.

3.3 Testes de estacionariedade e critérios de informação:

Para a estimação do modelo, é necessário verificar a estacionariedade das séries temporais. Desta forma, seguiu-se a metodologia sugerida por [Im et al. \(2003\)](#), com o teste Im, Pesaran e Shin (IPS), como forma de realizar testes de raiz unitária em dados em painel, com heterogeneidade nas observações. Adicionalmente, foi realizado o teste proposto por [Levin et al. \(2002\)](#) aplicado a dados em painel, não apresentando alterações nos resultados (Anexo 2).

Como mostra a tabela do teste (Tabela 1), o resultado da estatística $Wtbar$ a hipótese nula de raiz unitária é rejeitada para as séries, sugerindo que as séries são estacionárias. Analisando as séries de forma independente, apenas a variável de renda média dos municípios apresenta um p-valor ligeiramente superior às demais. A quantidade de *lags* a serem utilizados no modelo seguirá o critério de Schwarz (BIC ou SIC), já que o BIC privilegia modelos mais parcimoniosos.

Tabela 1 – Resultados do teste Im-Pesaran-Shin (IPS) com Interceptos Individuais

Automatic selection of lags using SIC: 0 - 8 lags (max: 10)							
statistic (Wtbar): -21.551							
p-value: 0							
Variável	Lags	Obs	ρ	t_ρ	p-value (t_ρ)	μ	σ^2
ipca_trim	7	355	-0.59	-6.44	9.80e-09	-1.47	0.81
choque_acumulado	8	354	-0.56	-8.20	1.27e-13	-1.46	0.82
renda_media_real	0	362	-0.05	-3.19	2.06e-02	-1.53	0.74
cresc_renda	1	361	-0.13	-4.31	4.15e-04	-1.53	0.75
desocupacao	4	358	-0.11	-4.49	2.02e-04	-1.50	0.77
var_desocupacao	3	348	-1.15	-8.54	2.59e-03	-2.16	0.63
renda_ajustada	1	361	-1.18	-16.52	1.73e-39	-1.53	0.75
*controle	1	361	-1.23	-18.16	1.29e-43	-1.53	0.75

*Controle = choque_acumulado $\times$ renda_ajustada

3.4 Identificação de Choques Monetários

A estratégia empírica na identificação dos choques monetários baseia-se na empregada por [Romer and Romer \(2004\)](#): A fim de estabelecer a exogeneidade dos choques monetários controlam-se para as previsões descritas no *Greenbook*, que tratam das previsões internas do Federal Reserve para variáveis macroeconômicas, tais como emprego, inflação e produto, servindo de base para as decisões de política monetária ([Federal Reserve Bank of Philadelphia, 2024](#)). São tomadas as observações dos indicadores um dia antes e no dia das reuniões do *Fed*, para a identificação de variações não previstas pelo Banco Central.

Assim, a identificação dos choques é a seguinte: estimam-se as variações das taxas do *FED* ($\Delta f f_m$) com os controles para o nível da taxa atual ($f f_{b,m}$), e as variações nas previsões do nível de renda ($y_{m,i}$), inflação ($\pi_{m,i}$) e emprego ($u_{m,i}$).

A equação 3.4 descreve a relação estimada pelos autores:

$$\Delta f f_m = \alpha + \beta_1 f f_{b,m} + \sum_{i=0}^2 \gamma_i \Delta y_{m,i} + \sum_{i=0}^2 \delta_i \Delta \pi_{m,i} + \sum_{i=0}^2 \theta_i \Delta u_{m,i} + \epsilon_m \quad (3.4)$$

Após estimada a relação para as observações das reuniões, tomam-se os resíduos da equação como medida da magnitude dos choques monetários. Os autores consideram as previsões para diferentes horizontes temporais, incluindo o trimestre atual, um trimestre à frente e dois trimestres à frente, bem como a mudança nessas previsões desde a última reunião.

Para o contexto brasileiro, utiliza-se a terceira abordagem apresentada por [Costa Filho \(2017\)](#), que estima os choques Romer & Romer de três formas distintas:

- (i) **Previsões da ata do Banco Central:** o método utiliza previsões oficiais da

Autoridade Monetária para a inflação e das variáveis macroeconômicas, tais como o crescimento do PIB, seguindo o mesmo formato apresentado no artigo original. Ainda que seja o mais próximo da medida original, neste trabalho esbarra-se na defasagem de divulgação de 4 anos pelo Banco Central. Neste contexto, por aqui se tratar de uma análise de dados recentes, não é possível aplicar esta metodologia.

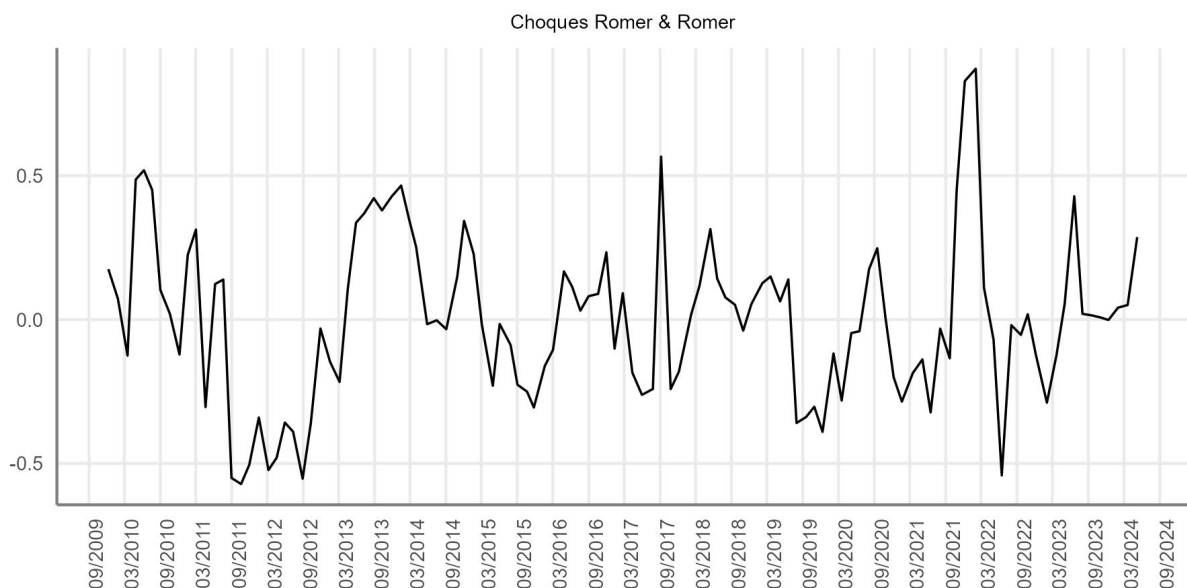
- (ii) **Choques na curva de juros:** Baseado na metodologia de [Barakchian and Crowe \(2013\)](#), são construídos choques monetários medidos pela diferença entre a curva de juros (taxas swap de CDI) antes e após as reuniões do COPOM. Para capturar a resposta da curva de juros após os choques monetários.
- (iii) **Variações nas previsões do boletim focus:** Utiliza-se as mudanças das previsões de inflação, produto e suas respectivas variações coletadas da pesquisa Focus. Assim, são identificadas efeitos no focus antes e após as reuniões do COPOM. Novamente, são tomados os resíduos da regressão como medida de choque monetário.

Baseando-se na terceira linha e nos modelos apresentados por [Costa Filho \(2017\)](#), foram estimados dois modelos. Então, o modelo 3.5 é o mais parcimonioso com base nos critérios de informação e significância estatística (comparação das regressões no Anexo C):

$$\Delta Selic_t = \alpha + \beta_1 Selic_{t-1} + \gamma_1 \pi_{t+1}^E + \sigma_1 y_{t+1}^E + \sigma_2 y_{t+2}^E + \delta_t \Delta \pi_{t+1}^E + \epsilon_t \quad (3.5)$$

Da equação 3.5, obtêm-se os resíduos (ϵ_t) como forma de mensuração de choques monetários. Após estimada a equação, os choques são acumulados em trimestres, utilizando a soma acumulada dos choques ocorridos trimestralmente:

Figura 8 – Choques Romer & Romer acumulados por trimestre - 2011 a 2024



Fonte: Banco Central do Brasil. Elaboração: Próprio autor.

Nesta medida de choque monetário, os destaques da medida de surpresa monetária são o início da crise econômica ao final de 2011 a 2012, terceiro trimestre de 2017 e, finalmente, o terceiro trimestre de 2021 ao primeiro de 2022, quando se iniciou o ciclo de alta de juros que perdurou até meados de 2024.

3.5 Modelo econométrico e método de estimação:

Após a descrição da base de dados utilizada e o método de derivação dos choques monetários, esta seção detalhará a especificação aplicada ao modelo estrutural principal e explicará a escolha de estimação por Jorda *Local Projections* (LP) (Jordà, 2005). Além disso, tratará da aplicação das projeções locais aplicadas à estrutura de dados em painel, descrita mais recentemente no artigo *Local Projections for Applied Economics* (Jordà, 2023). Serão brevemente apontados os motivos relatados pela literatura recente, da utilização das LPs em relação a outros modelos geralmente utilizados para análise de séries temporais macroeconômicas.

3.5.1 Projeções Locais de Jordà:

Projeções locais (ou LPs) são uma sequência de regressões em que a variável de interesse, datada em horizontes cada vez mais distantes ($t + h$), é regredida em uma intervenção ou choque exógeno, condicionado a um conjunto de controles que incluem defasagens tanto do resultado quanto da intervenção, bem como outras variáveis exógenas ou predeterminadas (Jordà; Taylor, 2024). Neste contexto, gostaríamos de caracterizar como a variável de interesse y_t é afetada por uma intervenção ou surpresa $s_{i,t}$ (como no caso do trabalho, a surpresa monetária), considerados os x_t controles.

A estimação realizada pelas Projeções locais é a função impulso resposta. Em termos simplificados, trata-se de estimar em média a trajetória para $t + h$ períodos de y_t dada uma variação da variável choque s_t comparando-a com a trajetória do cenário sem a intervenção. A especificação formal da impulso resposta no formato indicado por Jordà and Taylor (2024), é dada por:

$$R_{s \rightarrow y}(h, \delta) \equiv E[y_{t+h}|s = s_0 + \delta; x_t] - E[y_{t+h}|s = s_0; x_t]; h = 0, 1, \dots, H \quad (3.6)$$

Neste âmbito, o termo δ representa a magnitude do choque em relação à situação sem choque, onde s_0 é o valor referencial. A formulação utilizada é a proposta por Olea and Plagborg-Møller (2021), de Projeções Locais Aumentadas por Defasagens (*lag-augmented local projections*), que utilizam as variáveis dependentes com o controle.

Por fim, a estimação buscou utilizar a estrutura dos dados em painel. Assim, utilizou-se a formulação de LPs que permite a aplicação de efeitos fixos (FE) para a

remoção de características das observações (neste caso, municípios) fixas no tempo e que possam influenciar as estimações. A pesquisa, então, segue a especificação padrão de Projeções locais em painel, associadas à especificação aumentada por defasagens, da forma:

$$y_{it+h} = \mu_{ih} + \rho y_{i,t-k} + \delta_{th} + \beta_h s_{it} + \gamma_h x_{it} + v_{it+h} \quad (3.7)$$

O termo μ_{ih} representa os efeitos fixos *cross-section*, δ_{th} representa os efeitos fixos de tempo, a variável choque ou tratamento é dada por s_{it} , β_h representa a resposta ao choque, x_{it} um grupo de variáveis controle e, por fim, o termo de erro composto é dado por v_{it+h} .

Assim, em poucos termos, a especificação escolhida permite mensurar choques diretos da variável choque na variável objetivo sem necessitar de uma estrutura de sistema de variáveis como nos vetores autorregressivos. Além disso, [Olea and Plagborg-Møller \(2021\)](#), argumentam que, apesar das LPs e VARs produzirem as mesmas estimações em grandes amostras, as estimações das LPs são menos sensíveis à persistência dos dados que os primeiros. Por outro lado, sugere-se que nas estimações por LP aumentadas sejam aplicados erros padrão robustos a la Eicker-White [Olea and Plagborg-Møller \(2021\)](#).

Ademais, segundo [Jordà \(2023\)](#), as IRFs produzidas pelas projeções locais sofrem menos com problemas de especificação do modelo, principal dificuldade na análise de transmissão da política monetária. Por outro lado, a especificação em dados em painel ainda é de uso recente e ainda traz desafios:

"Panel data settings present their own challenges and opportunities. The time series and cross-sectional dimensions of the panel play a critical role in choosing the best inferential procedures. Cluster robust inference generally offers an attractive approach, but cannot always be directly used. Inference in panel data settings is an ever growing field and new developments are constantly arriving to improve existing methods."([Inoue et al., 2024](#))

Assim, esta pesquisa se inclui no rol de propostas de estimação utilizando projeções locais utilizando a estrutura de dados em painel. Por outro lado, vale ressaltar que a metodologia utilizada equivale à utilizada em demais artigos que analisam efeitos da política monetária, dentre os citados: [Pedemonte and Herreño \(2022\)](#) e [Hauptmeier et al. \(2020\)](#), mas de utilização ainda limitada em artigos que tratam de economias emergentes.

3.5.2 Especificação principal dos modelos:

Serão estimadas duas estruturas principais de funções impulso-resposta no horizonte de 3 anos (i.e. 12 trimestres). As variáveis dependentes serão a variação do Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), como mensuração do movimento de preços, e a variação da taxa de desocupação em relação ao trimestre anterior, a fim de captar a resposta da atividade econômica nos municípios estudados.

A especificação central é uma adaptação da formulação de [Pedemonte and Herreño \(2022\)](#) à base de dados disponível para a economia brasileira. Os dois modelos iniciais tratam da estimação direta das IRFs, utilizando apenas as defasagens das variáveis endógenas como controle e os efeitos fixos referentes ao i -ésimo município. Estas especificações podem ser visualizadas nas equações 3.8 e 3.9. Os valores referentes à K e h obedecem os critérios de informação relatados na seção 3.3.

$$IPCA_{i,q+h,q} = \alpha_i^h + \sum_{j=0}^J \beta^{h,j} RR_{t-j} + \sum_{k=0}^K \gamma^{h,k} IPCA_{i,t,t-k} + \epsilon_{i,t+H}^h \quad (3.8)$$

O termo $\beta^{h,j}$ indica o efeito do choque RR iniciado no período j ao h -ésimo período; α_i^h representa os efeitos fixos da cidade i no período h ; Já $\gamma^{h,k}$ capta os efeitos cumulativos do $IPCA$ da i -ésima cidade do período k ao H .

Assim, a estimação da equação 3.8 tem como resultado a variação da taxa de inflação em pontos percentuais, dado um aumento de 1 p.p. na medida de surpresa monetária descrita na seção 3.4 ao longo dos H períodos posteriores.

$$\Delta desemprego_{i,q+h,q} = \alpha_i^h + \sum_{j=0}^J \beta^{h,j} RR_{t-j} + \sum_{k=0}^K \gamma^{h,k} \Delta desemprego_{i,t,t-k} + \epsilon_{i,t+H}^h \quad (3.9)$$

O termo $\beta^{h,j}$ indica o efeito do choque RR iniciado no período j ao h -ésimo período; α_i^h representa os efeitos fixos da cidade i no período h ; Já $\gamma^{h,k}$ capta os efeitos cumulativos do $desemprego$ da i -ésima cidade do período k ao H .

Similarmente, a equação 3.9 trata da resposta em p.p. da variação da taxa de desemprego como variável dependente diante um choque de 1 p.p. na medida de surpresa monetária.

3.5.3 Inclusão de variáveis controle e modelos alternativos

Além da estimação das equações 3.8 e 3.9, serão estimadas alterações do modelo: (i) inclusão de mais variáveis controle; (ii) testes com os resultados obtidos para a dinâmica de preços com amostra expandida, (iii) utilização da medida de núcleo de inflação. Por fim, os modelos contarão com análise de heterogeneidade a partir de subamostras identificadas pelos percentis de renda.

3.5.3.1 Inclusão da renda relativa:

Uma das alternativas ao modelo será aplicar a variável controle, relativa ao desvio da renda. Como mostra a equação 3.10, o desvio da renda é incluso com interação com o choque RR , atua de forma contemporânea e defasada no modelo:

$$IPCA_{i,q+h,q} = \alpha_i^h + \sum_{j=0}^J \beta^{h,j} RR_{t-j} \sum_{j=0}^J \phi^{h,j} RR_{t-j} \times W_rel_{i,t-j-1} + \sum_{j=0}^J \mathbf{X}'_{t-j} \theta^{h,j} + \epsilon_{i,t+H}^h \quad (3.10)$$

O termo $\mathbf{X}_{t-j} = [IPCA_{i,t,t-k}, W_rel_{i,t-j-1}]$ indica o vetor de variáveis explicativas defasadas: a inflação e do desvio da renda na cidade i , com defasagens temporais k e j , respectivamente.

Esta especificação alternativa segue a proposta de [Pedemonte and Herreño \(2022\)](#), com o objetivo de controlar a transmissão do choque na medida de renda calculada na seção 3.1.2 e da própria renda relativa na inflação. A especificação alternativa será aplicada tanto para o IPCA como para a $\Delta desemprego$. Como veremos no capítulo de resultados, a especificação será relevante em especial para a resposta da atividade econômica.

3.5.3.2 Estimação com o núcleo de inflação:

Novamente, como explicitado na seção 3.1.1.1, a equação foi reestimada utilizando a medida de núcleo da inflação EXO do BCB. A retirada dos itens monitorados contribui para verificação dos movimentos inflacionários após o choque nos itens cujos preços variam de acordo com o mercado.

3.5.3.3 Expansão do período de análise:

Como mencionado na introdução (capítulo 1), uma das maiores limitações da pesquisa é o recorte temporal. A indisponibilidade de dados da PNADc para períodos anteriores ao primeiro trimestre de 2012 e a quebra da série a nível municipal durante a pandemia (2020Q1-2022Q2) limitam a amostra a oito anos, enquanto pesquisas similares aplicadas às economias avançadas trazem dados de ao menos 20 anos.

Com amostras maiores (T maior), podemos utilizar a estrutura de dados em painel para analisar características com menor variação ao longo do tempo, que em amostras menores seriam excluídas pelos Efeitos Fixos. Ou mesmo atenuar efeitos de políticas ou outros choques específicos do período que potencialmente podem enviesar os resultados.

Assim, propõe-se como teste de robustez a expansão do período de estimação a 2006-Q1 a 2020-Q1 para os dados disponíveis. Entretanto, algumas ressalvas devem ser realizadas a respeito: (a) apenas os dados referentes ao IPCA estão disponíveis neste período expandido, então abre-se mão das demais especificações e respectivos controles (b) com esta expansão, diferentes políticas de preços regulados podem ser aplicadas, tornando mais complexa a desagregação do IPCA como realizado na seção 3.1.1.1.

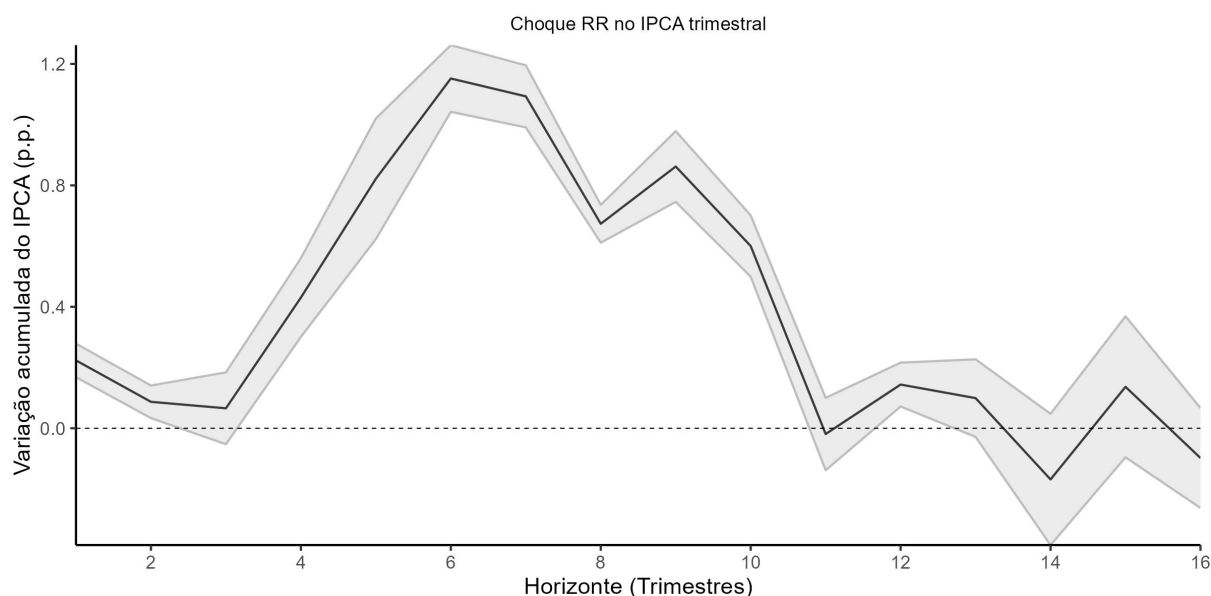
4 Resultados

As especificações descritas no capítulo anterior foram estimadas e o impacto do Choque RR acumulados até $h = 16$, retratado por meio das funções impulso-resposta. Primeiro, foram estimados os modelos estruturais principais e depois incluíram-se os controles. Os resultados dessas funções impulso-resposta serão descritos nas seções seguintes. Ao final, se utiliza da especificação mais estatisticamente significativa como *benchmark* da análise de heterogeneidade. Todos os modelos foram estimados utilizando o pacote *lpirfs*, disponível no Rstudio. Conforme recomendação de [Olea and Plagborg-Møller \(2021\)](#) foram estimados com erros padrão robustos a la White.

4.1 Inflação:

A figura 9 abaixo trata do resultado da estimação do modelo 3.8 para o horizonte de 16 trimestres (4 anos). A estimação do efeito da surpresa monetária apresenta o efeito de *price-puzzle* já nos primeiros horizontes de estimação, ainda que não estatisticamente diferente de 0 até $h = 3$.

Figura 9 – Impulso Resposta - Choques Romer & Romer acumulados no IPCA - 2012 a 2020



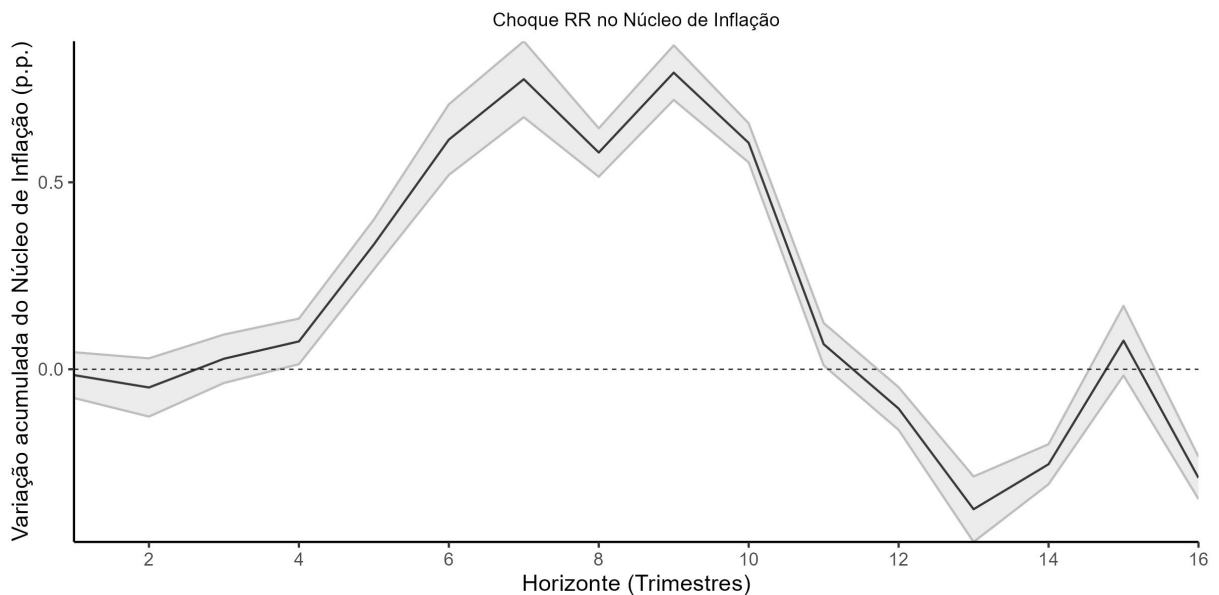
Fonte: Dados do IBGE e PNADc e BCB. Elaboração: Próprio autor.

A partir do 4º trimestre subsequente à medida choque, a estimação se torna positiva e estatisticamente significativa. A trajetória da impulso-resposta segue positiva até alcançar seu ápice no 6º trimestre após o choque, quando há variação acumulada de em torno de +1

p.p. na taxa de inflação. Em seguida, o efeito permanece significativo até $h = 11$, quando a taxa desacelera ao nível inicial até o fim do horizonte de estimação. A especificação alternativa com a inclusão das variáveis controle de renda ajustada 3.10 não afeta a magnitude ou a direção do choque. Assim, o resultado permanece o mesmo (ver Anexo G).

Quando se estima a equação utilizando a medida de núcleo EX0, apresentado na figura 1, tem-se os seguintes efeitos: antecipação da transmissão da surpresa monetária e suavização da presença de *price-puzzle*, com redução do pico superior a +0.5 p.p. quando $h = 6$, seguido de contração, em menor magnitude, na taxa de inflação entre o 12º e 15º trimestres. Estes resultados podem ser visualizados na figura 10:

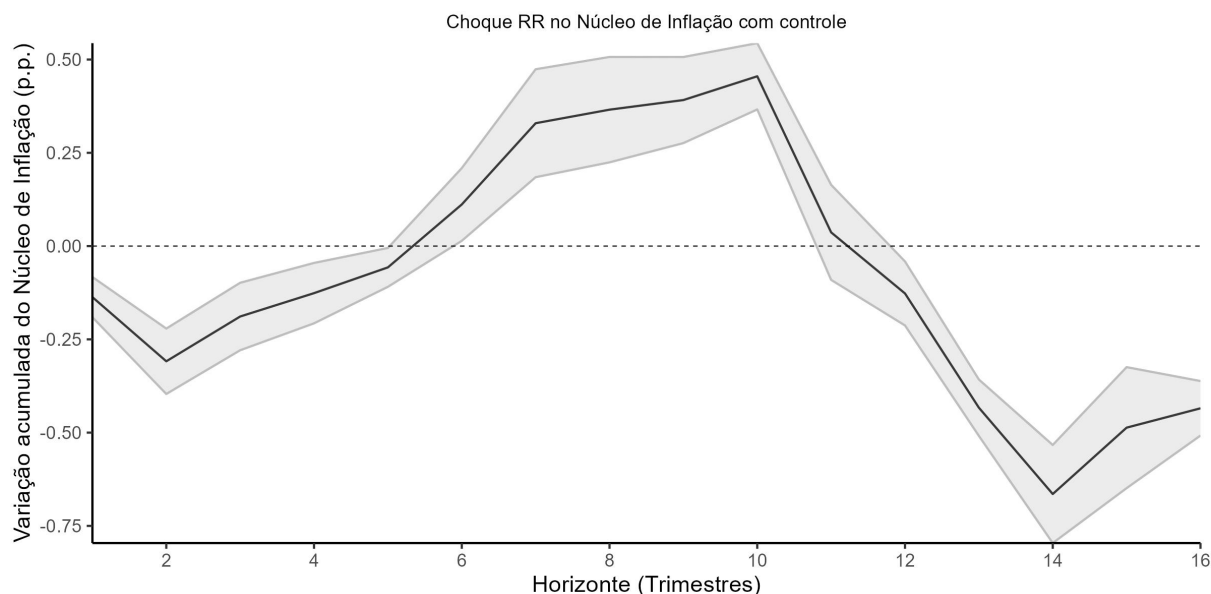
Figura 10 – Impulso Resposta - Choques Romer & Romer no EX0 - 2012 a 2020:



Fonte: Dados do IBGE e PNADc e BCB. Elaboração: Próprio autor.

Diferente do observado na taxa de inflação completa, quando se adicionam as variáveis controle ao modelo de núcleo, há significativa suavização do *price-puzzle* em relação ao modelo sem a inclusão da renda relativa (figura 11). Então, controlada a renda relativa, o núcleo de inflação apresenta inicial queda, de cerca de 0.25 p.p., até reverter a trajetória negativa no 6º trimestre. O *price-puzzle* ocorre no médio prazo - do 6º ao 12º período. A estimação que o choque possui efeito acumulado negativo no núcleo de inflação, permanecendo cerca de -0.5 p.p. abaixo do *benchmark* ao final de 4 anos.

Figura 11 – Impulso Resposta - Choques Romer & Romer no EX0 com a variável controle - 2012 a 2020:



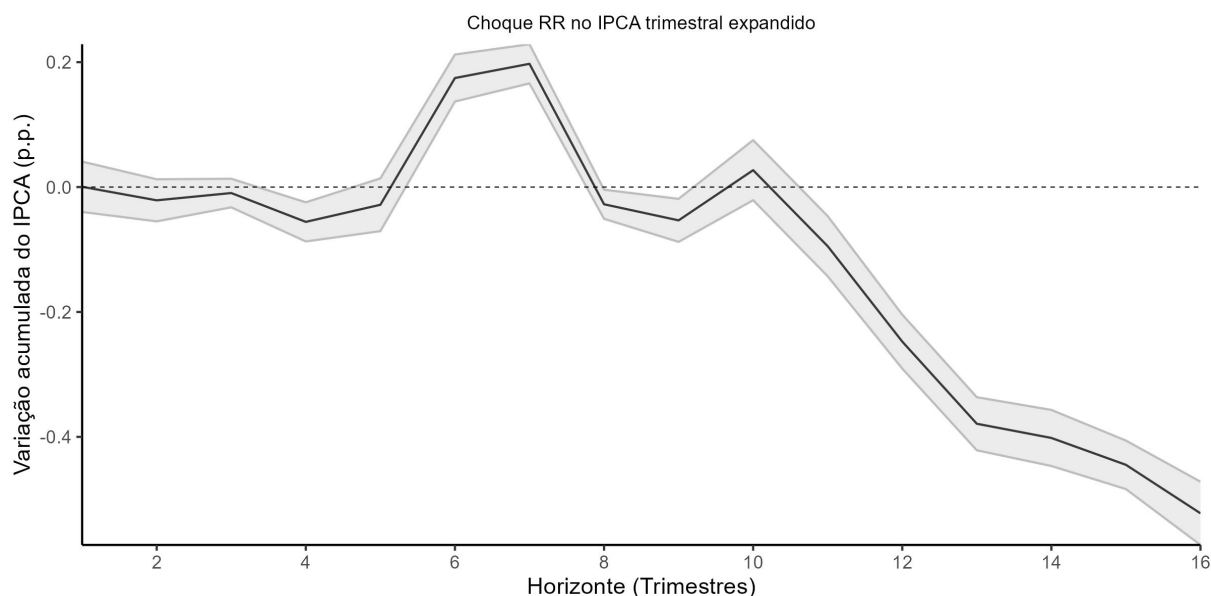
Fonte: Dados do IBGE e PNADc e BCB. Elaboração: Próprio autor.

Como descrito na seção 2, a presença de resultados contra-intuitivos no curto prazo é comum na abordagem. Os resultados para a trajetória do núcleo de inflação são similares àqueles encontrados por (Costa Filho, 2017), que utiliza a mesma abordagem para mensuração de surpresas monetárias. O resultado para a cidade média também é condizente com o trabalho de (Pedemonte; Herreño, 2022), que estima reações positivas da taxa de inflação até o décimo período, quando esta se reverte e permanece negativa até o final do 26º trimestre após o choque.

4.1.1 Expansão do período analisado:

Quando se expande a amostra, incluindo o período de 2006Q1 a 2011Q4, obtemos a seguinte impulso-resposta para a cidade média:

Figura 12 – Impulso Resposta - Choques Romer & Romer no IPCA - 2006 a 2020:



Fonte: Dados do IBGE e PNADc e BCB. Elaboração: Próprio autor.

A reação do nível de preços se aproxima mais daquele obtido pela estimação do núcleo de inflação com os controles de renda. Há, inicialmente, um efeito não significativo (figura 12). Então, ocorre um *price-puzzle* de cerca de 3 trimestres, mas de menor magnitude (0,2 p.p.). Ao final do horizonte estimado ($h = 16$ ou 4 anos), o efeito acumulado da medida de surpresa monetária é de uma redução de 0,4 p.p. no IPCA.

Assim, o efeito esperado pela literatura, de uma redução da inflação após surpresas monetárias, é encontrado no núcleo de inflação, controlada a renda relativa, e se reverte após cerca de 1 ano do choque, para apenas ao final do período estimado ter resultado líquido negativo. Este resultado se assemelha em magnitude e movimento àquele obtido quando o período da amostra é expandido: há um *price-puzzle* entre o sexto e oitavo trimestres, para então iniciar-se a queda, que termina em torno de 0,4 p.p.; Assim, os resultados sugerem períodos de equilíbrio no médio prazo e uma variação acumulada negativa da inflação ao final do período estimado.

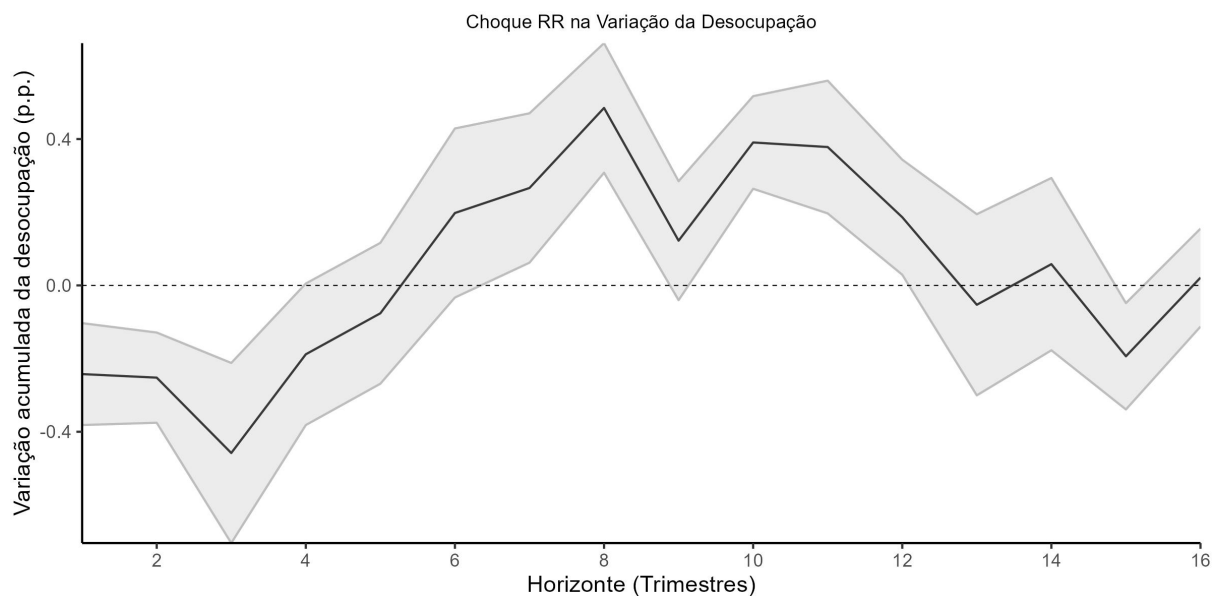
Na seção seguinte, são tratados os efeitos do choque na atividade econômica, mensurada pela variação da taxa de desemprego.

4.2 Emprego

Como na especificação da inflação sem a variável controle, a resposta da variação do desemprego é contra-intuitiva (figura 13). Há um efeito negativo, ou seja, a taxa de desemprego reduz no curto prazo, sugerindo um inicial efeito de ajuste no município médio. A partir do sexto trimestre, a variação acumulada da taxa de desemprego aumenta em até 0,4 p.p. (oitavo trimestre), sugerindo que o desemprego aumenta a partir deste trimestre

em relação ao cenário sem o choque. Por fim, o choque se dissipa em torno do 13º trimestre, tendo efeito líquido nulo.

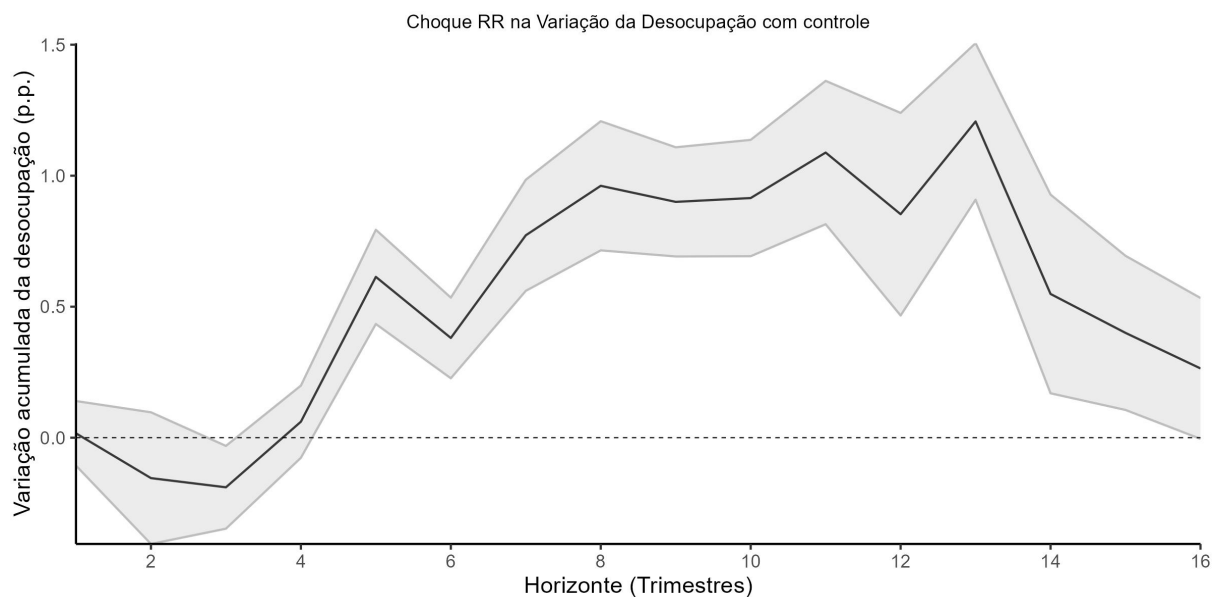
Figura 13 – Impulso Resposta - Choques Romer & Romer na variação da desocupação - 2012 a 2020:



Fonte: Dados do IBGE e PNADc e BCB. Elaboração: Próprio autor.

Como ocorrido com o núcleo de inflação, com a inclusão dos controles de renda relativa, o efeito do choque na variação da desocupação se torna mais significativo e de maior magnitude (figura 14):

Figura 14 – Impulso Resposta com controle - Choques Romer & Romer na variação da desocupação - 2012 a 2020:



Fonte: Dados do IBGE e PNADc e BCB. Elaboração: Próprio autor.

Assim, controlando a renda relativa, o choque na variação da desocupação entre o 1º e o 4º trimestre não é estatisticamente diferente de 0. Então, o movimento da variação da desocupação se torna positivo e tem seu ápice no 13º trimestre, quando alcança uma variação acumulada de 1 p.p. acima do *benchmark* ausente de choque e se dissipa no final do horizonte estimado.

O resultado encontrado na estimação do modelo com atividade econômica controle coincide com o esperado pela literatura e é similar aos resultados encontrados por [Pedemonte and Herreño \(2022\)](#) para os municípios dos EUA: a surpresa monetária possui efeito contracionista no emprego. Assim, por se tratar da estimação do efeito acumulado do choque, o resultado indica um período de ajuste no desemprego entre o 4º e 15º trimestre, que permanece cerca de 0,5 p.p. maior do que na ausência da surpresa.

As estimações sugerem efeitos condizentes com a literatura e os demais estudos, a despeito da presença de *price-puzzle*. Até então, foram realizadas estimações considerando o município médio. Na próxima seção, o objetivo é verificar se os efeitos encontrados mudam quando estes municípios são clusterizados de diferentes formas.

4.3 Inclusão de heterogeneidade:

Nesta seção, a heterogeneidade será avaliada de duas formas: primeiramente serão verificadas as funções impulso-resposta por meio dos 75º e 25º percentis de renda. Depois, a fim de desagregar ainda mais a amostra, investigam-se as respostas acumuladas por município ao longo de cada ano. Para este fim, utilizam-se as especificações que incluem o controle de renda.

Vale ressaltar, entretanto, que a estimação da impulso-resposta de cada município individualmente não remove os efeitos fixos. Assim, características individuais não observadas podem exercer efeitos no resultado estimado. Ainda assim, o exercício pode prover auxílio na comparação dos resultados quando se observam os efeitos ao nível máximo de granularidade possível.

4.3.1 Núcleo de inflação:

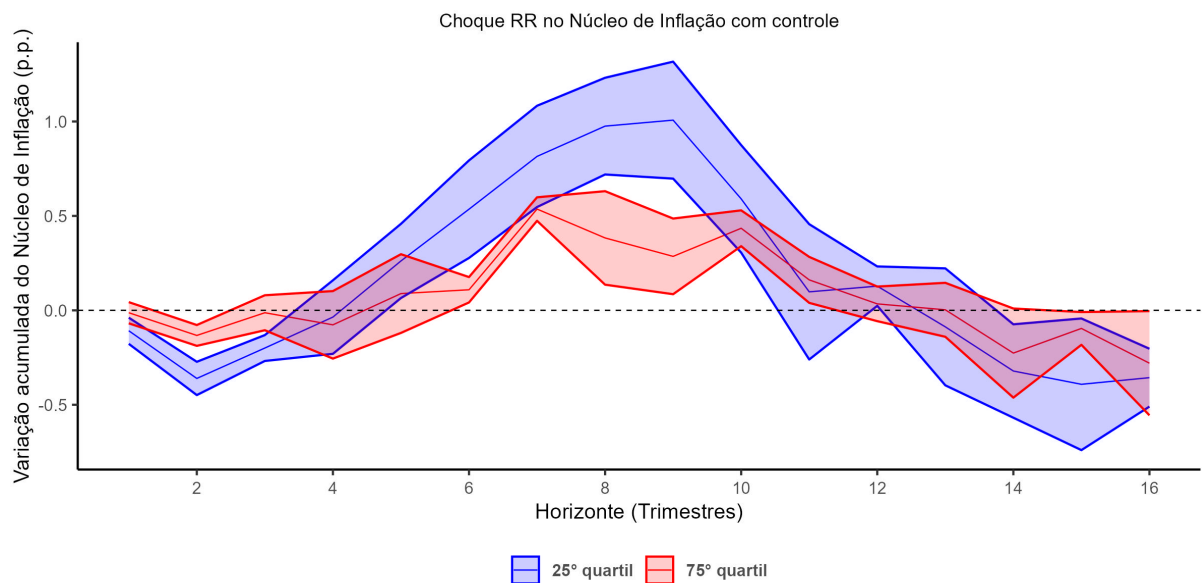
A figura 15 mostra a trajetória das funções impulso-resposta na medida de núcleo de inflação para os percentis 75º e 25º da renda média. Apesar da reação imediata não estatisticamente diferente de 0 para ambos os grupos, o efeito do *price-puzzle* que se segue é mais intenso em municípios com menor renda.

Vale também notar que ao longo do choque, as cidades do 25º percentil sofrem uma desaceleração da inflação, de até 0.5 p.p., no segundo trimestre. Por outro lado, os municípios de maior renda têm reação acumulada não diferente de 0 na média neste

período.

Há evidência de *price-puzzle* entre o 8º e 10º trimestres para ambos os grupos, mas ocorre com mais intensidade - cerca de 0.5 p.p. maior - para o grupo de menor renda. Assim, os resultados sugerem maior volatilidade ao choque em economias de menor renda média, indicando uma dinâmica de ajuste maior após o choque quando comparadas às cidades com renda média maior.

Figura 15 – Heterogeneidade - Choques Romer & Romer no EX0 - 2012 a 2020:



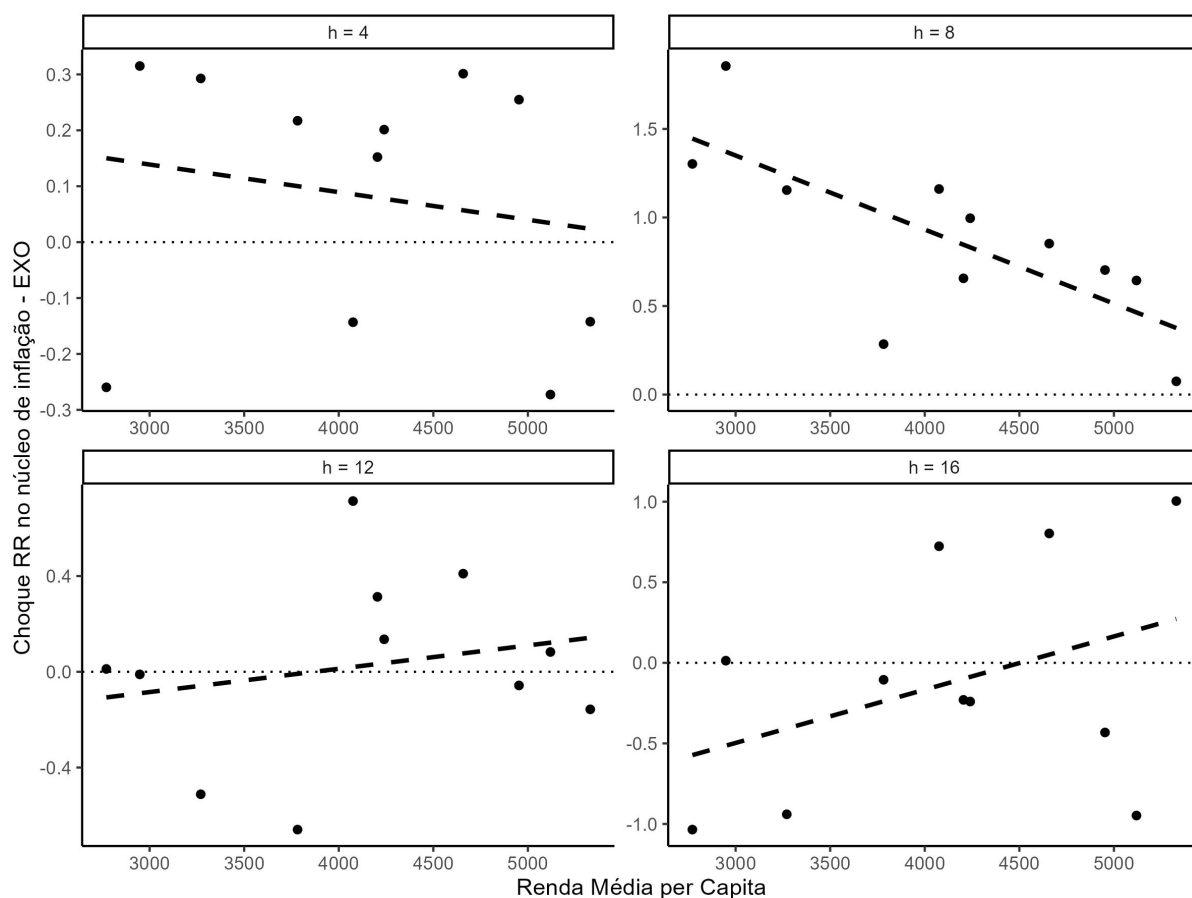
Fonte: Dados do IBGE e PNADc e BCB. Elaboração: Próprio autor.

Desagregando o resultado por município (Figura 16) observa-se que, ao final do primeiro ano ($h = 4$), não há clara relação entre o efeito da surpresa monetária e a renda média, ainda que a maior parte das observações apresente o choque acumulado positivo.

Este resultado muda no segundo ano (gráfico superior à direita), indicando resultados similares ao sugerido pela estimação anterior (figura 15): há uma relação negativa entre renda e a resposta acumulada da variação de preços. Assim, como sugerido pela última estimação, o efeito da dinâmica de reajuste parece ser mais intenso em municípios com menor renda, representado pelo maior *price-puzzle* nestes municípios.

Por outro lado, ao final do 4º ano, a relação é a inversa e mais suave, englobando a linha de não significância ($= 0$). Isto é, ao final, há uma correlação entre o nível de renda e a variação da inflação acumulada: municípios com menor renda média tiveram choque acumulado negativo ou nulo. Ainda assim, há grande dispersão entre as observações e a presença de outliers na relação, não permitindo inferências mais objetivas.

Figura 16 – Choques Romer & Romer no EX0 Vs Renda Média por Município - horizontes 4 a 16:



Fonte: Dados do IBGE e PNADc e BCB. Elaboração: Próprio autor.

Assim, ambos os modelos sugerem diferenças significantes, em algum prazo, na dinâmica de transmissão da política monetária ao nível de preços quando a renda é considerada. O pico do choque acumulado, em todas as especificações do núcleo, ocorre em torno de 8 trimestres, ou 2 anos, após o choque inicial. Este pico é mais intenso em economias com menor renda média e evolui de forma distinta entre esses municípios, sem relação clara com a renda.

Os resultados e a limitação dos dados não permitem uma interpretação clara das relações encontradas, uma vez que o *price-puzzle* ainda permanece significante, em especial entre as economias de menor renda.

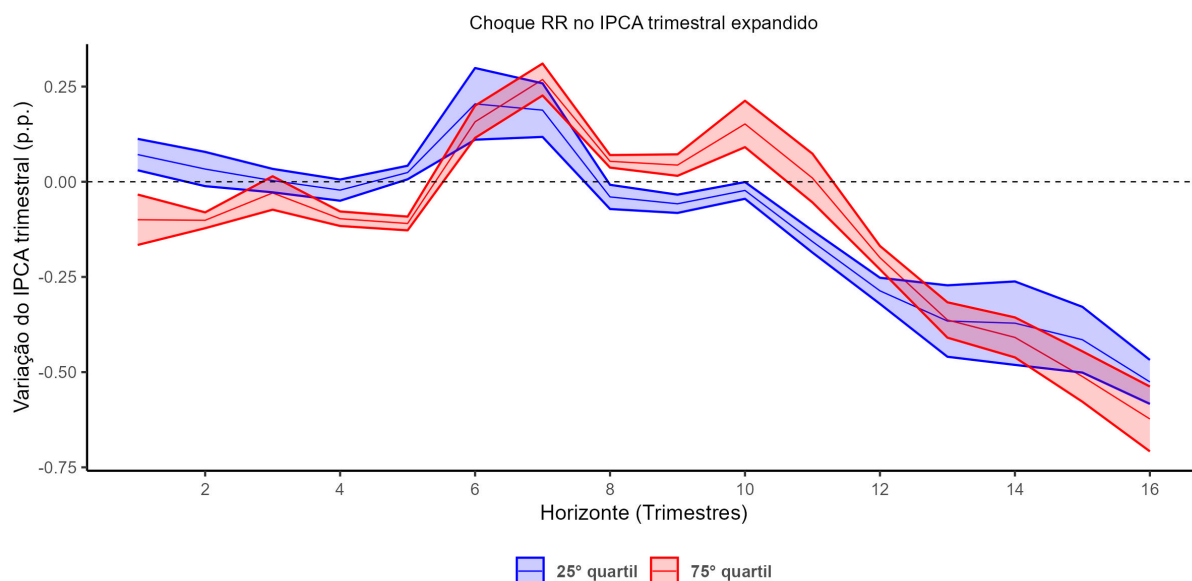
4.3.2 Período expandido de inflação:

Similarmente, a inclusão de mais períodos na amostra traz um resultado próximo àquele obtido pelo núcleo de inflação para os percentis 75° e 25° (figura 17). O efeito da medida de surpresa monetária não é estatisticamente significante para ambos percentis até em torno do 6° período após o choque. A priori, a resposta do percentil mais rico, 75°,

é cerca de um trimestre mais rápida do que o percentil 25°.

Ao final do horizonte estimado, ambos percentis possuem efeito acumulado negativo, inferiores a -0,5 p.p.; os intervalos de confiança se sobrepõem em todo o horizonte estimado, então não se pode afirmar que há clara heterogeneidade nos resultados. Lembra-se, ainda, que o modelo estimado não inclui as variáveis controle como os demais da seção.

Figura 17 – Heterogeneidade - Choques Romer & Romer no IPCA - 2006 a 2020:

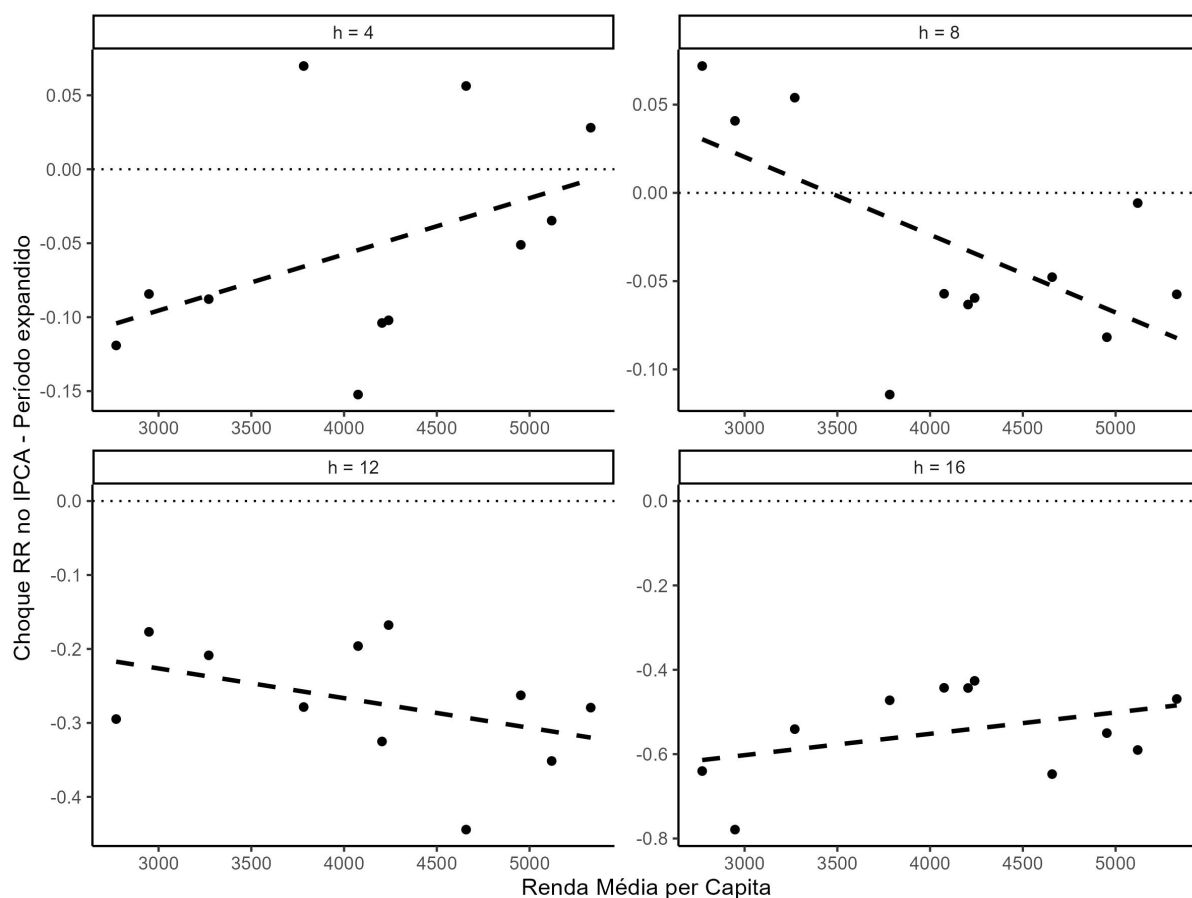


Fonte: Dados do IBGE e PNADc e BCB. Elaboração: Próprio autor.

Apesar disso, o resultado sugere que o efeito do *price-puzzle* é menor entre os municípios mais ricos, tanto em magnitude como em duração. Como veremos, a estimação da resposta média por município (figura 18), corrobora com este resultado.

Assim, diferente das demais estimações, a resposta dos municípios mais pobres demonstra ser mais contracionista ao final do primeiro ano (gráfico superior à direita da figura 18), correlação que se reverte ao final do segundo ano. Isto é, apesar do efeito inicial mais contracionista, no segundo ano municípios mais pobres apresentam efeitos acumulados menores ou positivos. Ainda assim, nos primeiros dois anos, a resposta média da maioria dos municípios se aproxima da linha 0.

Figura 18 – Choques Romer & Romer no IPCA Vs Renda Média por Município - horizontes 4 a 16:



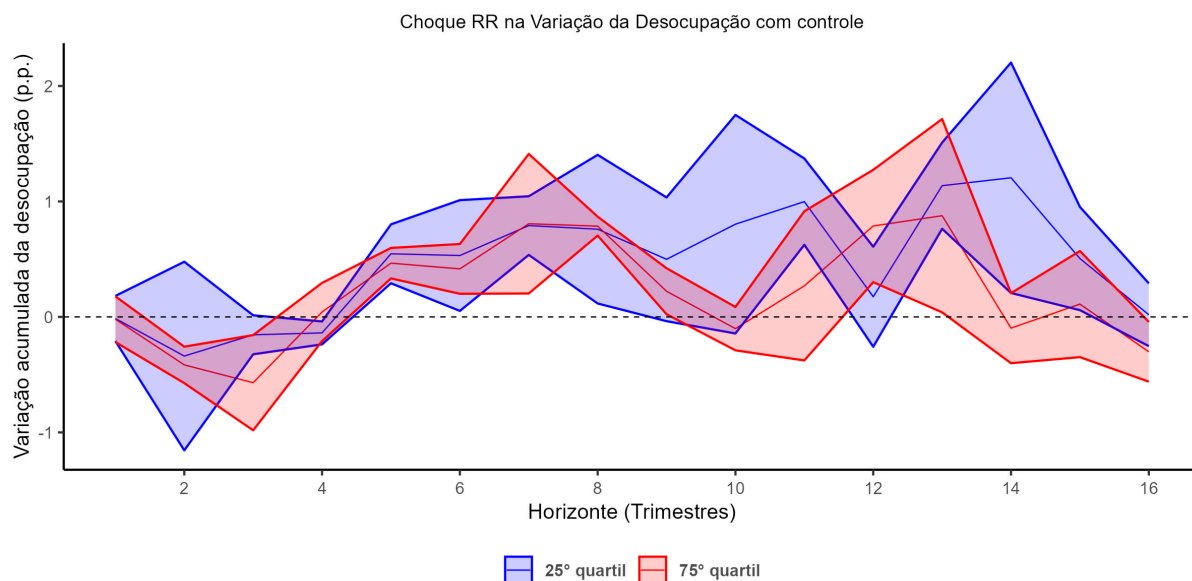
Fonte: Dados do IBGE e PNADc e BCB. Elaboração: Próprio autor.

Como na análise por percentis, a partir do terceiro ano (gráfico inferior à esquerda), todos os municípios apresentam efeito acumulado contracionista e resposta à medida de surpresa monetária. Entretanto, há pouca correlação entre a renda e o tipo de resposta acumulada no resultado líquido final.

4.3.3 Atividade Econômica:

Já para a variação da taxa de desemprego acumulada, a especificação para o 25º percentil não é estatisticamente significativa na maioria dos períodos (figura 19). Já os municípios do percentil 75º apresentam inicialmente uma redução de até 1 p.p. na taxa de desemprego, com alguns momentos em tendência positiva. O resultado difere das especificações com toda a amostra, quando foi encontrada uma variação positiva da taxa até o fim do horizonte estimado (14).

Figura 19 – Impulso Resposta com Heterogeneidade - Choques Romer & Romer na variação da desocupação - 2012 a 2020:

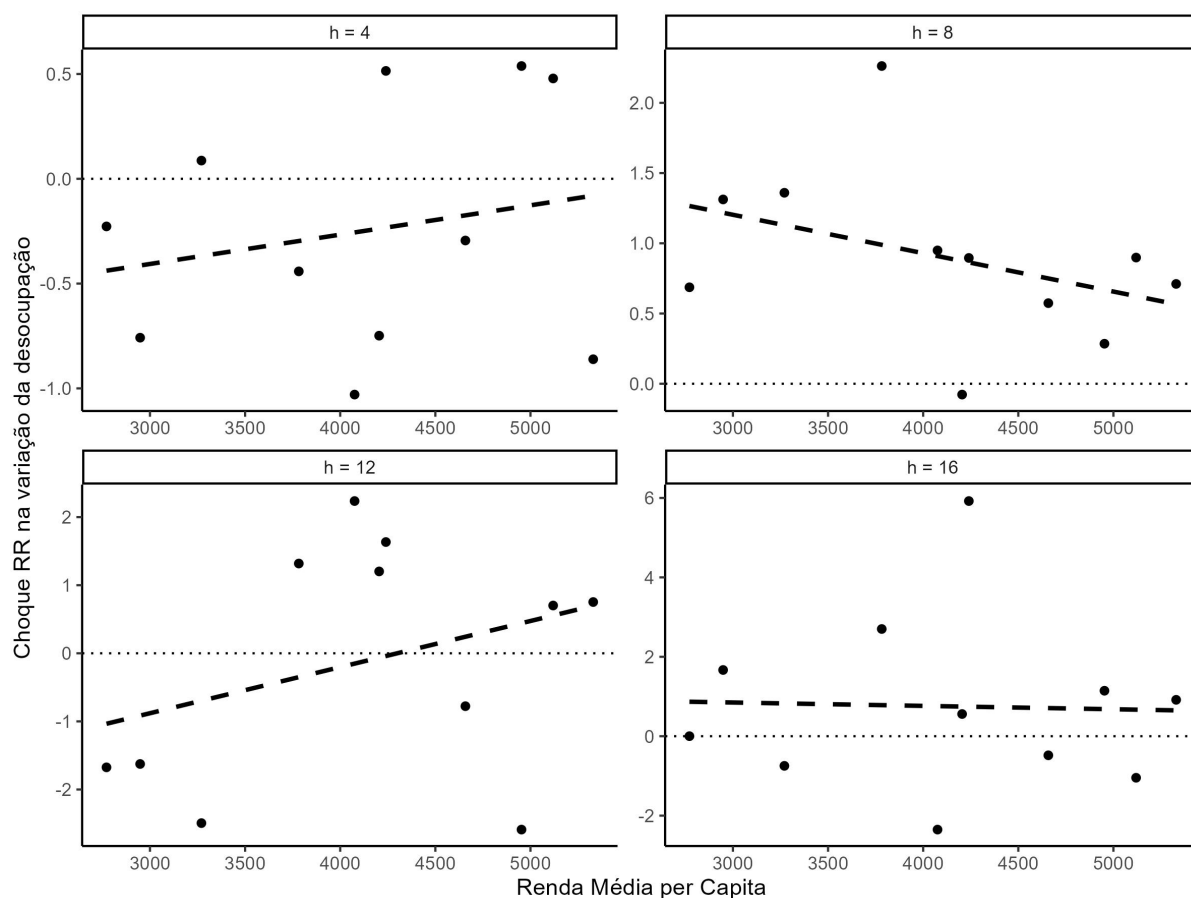


Fonte: Dados do IBGE e PNADc e BCB. Elaboração: Próprio autor.

Quando estimadas as funções impulso-resposta para cada município separadamente, o resultado é similar ao observado para o núcleo de inflação (figura 20). Até o primeiro ano, há pouca relação entre a resposta e a renda média dos municípios (gráfico superior à esquerda). Já no segundo ano (gráfico superior à direita), há uma relação suavemente negativa entre a resposta e a renda média dos municípios, com todos os municípios apresentando uma resposta positiva acumulada da taxa de desemprego, na faixa de um acréscimo de 0,5 a 1,5 p.p. na maioria dos casos.

Nos demais horizontes, a relação é pouco evidente, ao final do quarto ano verifica-se uma linha de correlação próxima aos 180° , ilustrando pouca relação no ajuste com a renda ao final do ciclo estimado. A estimação corrobora com o pico do efeito da surpresa monetária na atividade econômica - apresentando redução acumulada no desemprego - ocorrendo no segundo ano após o choque ($h = 8$).

Figura 20 – Choques Romer & Romer na Variação da desocupação Vs Renda Média por Município - horizontes 4 a 16:



Fonte: Dados do IBGE e PNADc e BCB. Elaboração: Próprio autor.

Assim, as estimações apresentam resultados convergentes no pico da transmissão da política. Por outro lado, questões como a presença de *price-puzzle* permanecem em aberto. A literatura sugere que a inclusão do índice de preços de commodities pode auxiliar no controle do puzzle de preços (Costa Filho, 2017), mas a estimação com a economia aberta escapa do escopo deste trabalho.

Em suma, os resultados encontrados estão de acordo com outros trabalhos que estimam a transmissão da política monetária em variáveis como nível de preços e variação da taxa de desemprego. Há evidência de que a transmissão de fato ocorre de maneira heterogênea entre os municípios de menor e maior renda, em especial no médio prazo ($h = 4$ a $h = 8$), mas o resultado final é similar entre as observações. Ainda assim, não é possível atribuir as dinâmicas de ajuste exclusivamente à renda, devido às limitações do escopo do estudo e da quantidade de observações e variáveis disponíveis.

5 Estimação do modelo por Mínimos em 2 estágios e Método Generalizado dos Momentos

A estimação por projeções locais permite a identificação do choque utilizando variáveis instrumentais. Para endereçar a possibilidade de endogeneidade na variável de surpresa monetária, foram reestimadas as equações utilizando a variável *choque_acumulado* defasada como instrumento para a surpresa contemporânea. A escolha de defasagens seguiu o critério de informação *lags* BIC e o teste IPS, como na tabela 1. Assim, foram adicionados 8 *lags* da variável choque como instrumento e estimadas por Mínimos Quadrados em 2 estágios (SLS). Em seguida, para fins de exercício em outra especificação, estima-se os modelos utilizando Método Generalizado dos Momentos (GMM), na modalidade em painel (PGMM).

5.1 Testes para relevância e validade dos instrumentos:

Para a realização do teste, estimou-se o primeiro estágio conforme a equação para verificação da relação entre o instrumento e a variável instrumentalizada: 5.1:

$$\widehat{\text{choque_acumulado}} = \beta_0 + \sum_{j=1}^8 \beta_j \text{choque_acumulado_lag}_j + \varepsilon \quad (5.1)$$

Verificamos na tabela 4 do anexo D que o teste F de primeiro estágio possui valor de 79.03, ou seja, há alta relação e poder explicativo entre o instrumento e a variável de surpresa monetária do modelo. Depois de estimada a equação 5.1, inclui-se no modelo final:

$$Y_{i,q+h,q}^n = \beta_i^h + \sum_{j=0}^J \alpha^{h,j} \widehat{\text{choque_acumulado}}_{t-j} + \sum_{k=0}^K \gamma^{h,k} Y_{i,t,t-k}^n + \epsilon_{i,t+H}^h \quad (5.2)$$

A variável dependente Y representa a inflação ou variação do desemprego como nos modelos originais.

Aqui, substituiu-se apenas a variável original dos choques RR pela estimada no primeiro estágio, $\widehat{\text{choque_acumulado}}$, para a utilização do 2SLS.

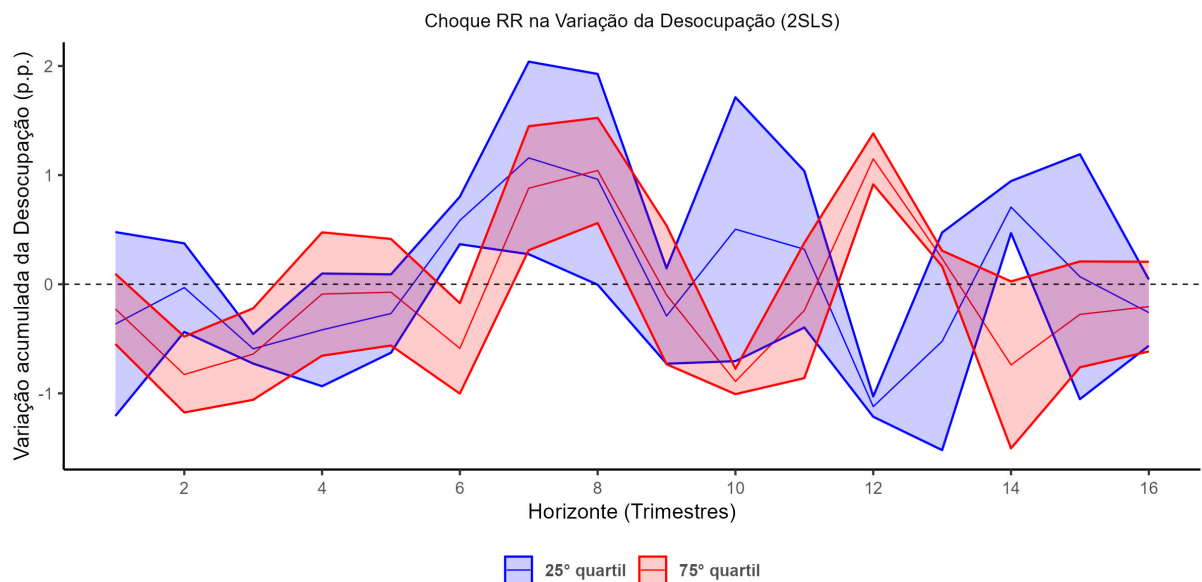
As estatísticas foram obtidas pela especificação do 2SLS por painel para efeitos de realização de testes com os instrumentos e especificação. Dito isto, relembra-se que a

estimação das IRFs é realizada por projeções locais [Jordà \(2005\)](#). Obtêm-se os resultados gerais visualizados na próxima seção.

5.2 Resultados do exercício:

Procedeu-se diretamente aos exercícios finais da seção de resultados. Os resultados são majoritariamente similares aos obtidos na seção anterior. Como veremos na sequência, a estimação por 2SLS apresenta maior volatilidade no choque acumulado, dificultando a interpretação econômica dos resultados, como nas figuras [21](#) e [22](#):

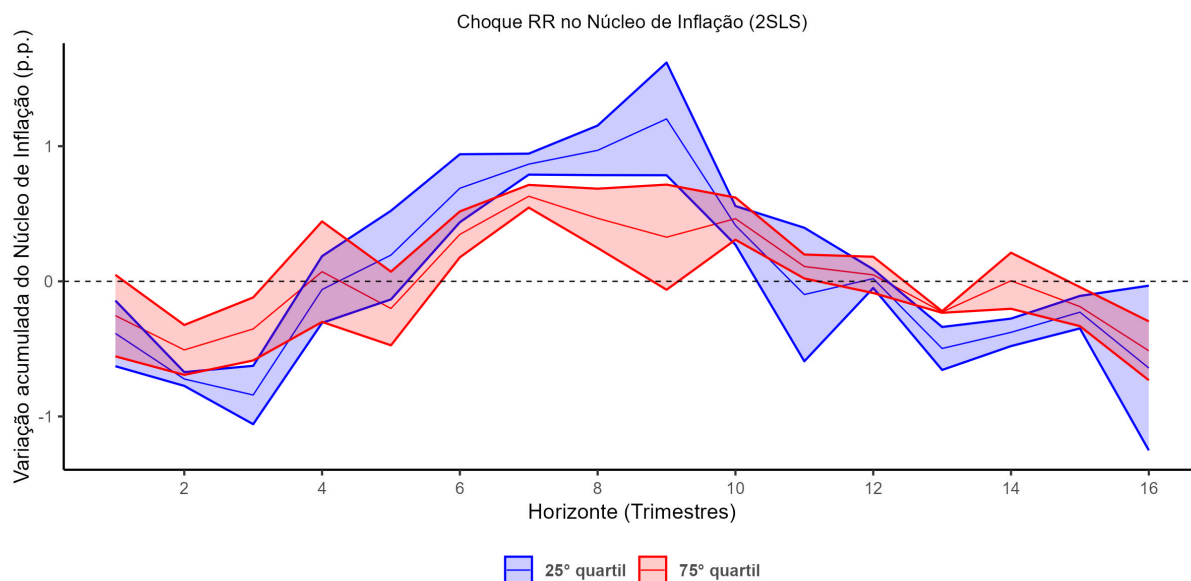
Figura 21 – Heterogeneidade - 2SLS - Choques Romer & Romer na Variação do Desemprego - 2012 a 2020:



Fonte: Dados do IBGE e PNADc e BCB. Elaboração: Próprio autor.

O choque no desemprego varia entre crescimentos e decrescimentos no horizonte de 16 trimestres.

Figura 22 – Heterogeneidade - 2SLS - Choques Romer & Romer no Núcleo de Inflação - 2012 a 2020:



Fonte: Dados do IBGE e PNADc e BCB. Elaboração: Próprio autor.

Por outro lado, a estimação do efeito do choque no núcleo possui efeito inicial negativo, seguindo para um *price-puzzle* no médio prazo e, ao final, não obteve resultados significativos.

Além destes, foram estimados os efeitos por município, presentes no anexo E. De forma geral, os resultados não se alteram, mas são intensificados e com efeitos acumulados divergentes entre os municípios. Ou seja, o período de ajuste possui inclinação negativa e com valores acumulados maiores. Ao final, em especial no desemprego, o choque acumulado chega a 5 p.p. em alguns municípios.

5.3 Estimação por GMM e limitações:

A estrutura do PGMM permite-nos obter as estatísticas relevantes, como o teste de Sargan. As estatísticas do teste e as tabelas com a significância das variáveis dos modelos encontram-se no anexo F.

Os resultados mostram alteração da significância do choque quando há a inclusão das variáveis de renda, em especial da inflação. O resultado corrobora a hipótese de que a renda pode ser relevante quando se trata da transmissão da política monetária.

Ainda assim, a base de dados é limitada e dificulta a obtenção da estrutura necessária para a estimação por GMM, impedindo análises de heterogeneidade mais desagregada, como nos modelos anteriores.

6 Conclusão

6.1 Principais resultados

Os resultados das estimativas indicam a presença do *price-puzzle* na dinâmica da inflação quando a variável de controle não é considerada. No entanto, ao introduzir o controle de renda, observa-se uma atenuação desse efeito, sugerindo que parte do *price-puzzle* pode ser atribuído a fatores relacionados à renda.

A função impulso-resposta (IRF) baseada no núcleo da inflação (EX0) tem uma resposta estatisticamente significativa e predominantemente negativa ao longo da maioria dos períodos analisados, embora ainda apresente um *price-puzzle* entre o 6º e o 10º trimestres após o choque. Com a inclusão do controle, o efeito líquido da política monetária sobre a inflação, após 16 trimestres (ou quatro anos), resulta em uma redução de até 0,5 ponto percentual. Além disso, a trajetória do EX0 se assemelha, tanto em padrão quanto em magnitude, ao comportamento do IPCA quando a amostra é expandida até 2006.

No que se refere à variação da taxa de desocupação, os resultados do modelo sem controle apontam para uma queda inicial estatisticamente significativa no desemprego, seguida de um aumento que, entretanto, não é estatisticamente significativa. Com a introdução da renda relativa como controle, a resposta inicial permanece não significativa até o 4º trimestre, seguido por um aumento acumulado de até 1 ponto percentual no 10º trimestre. Neste contexto, independentemente da especificação adotada, o efeito líquido ao longo do horizonte de quatro anos é nulo, indicando um período de ajuste nos primeiros anos que se dissipa ao final do horizonte de 16 trimestres.

A análise da heterogeneidade regional sugere que municípios com menor renda média real tendem a reagir de forma mais significativa ao choque sobre o núcleo da inflação quando agrupados por quartil. Entretanto, essa relação não se mantém de maneira robusta em outras especificações baseadas em quartis. No que concerne à variação do desemprego, não foram encontradas diferenças estatisticamente significantes entre os grupos de renda.

Quando as respostas de cada município são estimadas isoladamente, apresentam correlação com a renda em todos os casos analisados, em especial no horizonte de oito trimestres (ou dois anos), dissipando-se ao final de quatro anos. Nesse contexto, os resultados indicam que o desemprego responde mais fortemente nos municípios de menor renda média, enquanto o ciclo do *price-puzzle* na inflação responde com menor intensidade nas localidades de maior renda.

6.2 Limitações e estudos futuros

O exercício realizado nesta pesquisa sugere uma evidência de que o nível de renda é relevante na transmissão da política monetária. Evidentemente, existem algumas limitações na sua interpretação: a não resolução do *price-puzzle* na transmissão da política monetária, o período limitado ao horizonte de 8 anos, cujos dados estão disponíveis, e a menor granularidade dos dados para interpretação dos resultados, quando comparado, por exemplo, ao estudo de [Pedemonte and Herreño \(2022\)](#), que utiliza 28 municípios. O mesmo ocorre quando a amostra é expandida; há evidência de heterogeneidade entre um e dois anos após a medida de surpresa monetária.

Assim, sugere-se que estudos subsequentes busquem explorar os *drivers* do *price-puzzle* encontrados em todas as especificações. Além disso, pesquisas futuras podem incluir mais variáveis controle e a utilização de outras variáveis instrumentais, ambas comportadas pela estimação por projeções locais ([Jordà; Taylor, 2024](#)).

Também neste âmbito, fatores como a composição do PIB e outros são frequentemente utilizados como medida ou catalisadores de respostas heterogêneas à política monetária, como verificado na pesquisa de [Hauptmeier et al. \(2020\)](#), podendo ser utilizados como controle alternativo na estimação por projeções locais.

Além das possibilidades de especificações alternativas ao modelo, pesquisas futuras podem incluir e comparar métodos alternativos de identificação de surpresas monetárias, na linha do artigo de [Costa Filho \(2017\)](#). Assim, pode-se verificar se a proposta de identificação utilizada para países avançados é compatível com os países emergentes.

Também dentro da estimação de econométricos, para maior aproximação com a modelagem Novo-Keynesiana com Agentes Heterogêneos, a distribuição de poupança nas populações destes municípios é relevante para a compatibilização dos resultados do modelo. Assim, a compreensão do canal distributivo da política poderia ser melhor estimada empiricamente.

Entretanto, conforme exposto na seção 3, tais dados são sigilosos e de difícil acesso. Ainda assim, estudos futuros que possam estimar uma *proxy* ou instrumentos para a poupança e diferenciação destes ativos poupados por grau de liquidez, aproximariam a avaliação da transmissão da política monetária ao nível mais desagregado, como a modelagem dos HANKs o faz.

Em linha similar, a estimação de um modelo HANK com as fricções específicas e calibradas aos países emergentes pode ajudar a explicar - ou propor melhores estratégias - os eventos encontrados: sugere-se que a dinâmica de ajuste é heterogênea entre os municípios de maior e menor renda, mas têm resultados finais similares na inflação e desemprego. Neste contexto, uma possibilidade alternativa da expansão deste estudo é a aplicação deste modelo empírico com parâmetros aplicados à economia brasileira.

Referências

Alves, P. R. d. S. et al. *Preços Administrados: projeção e repasse cambial*. Brasília, 2013. (Working Papers Series, 305). Cited on page 24.

Ampudia, M. et al. SSRN Scholarly Paper, *Monetary Policy and Household Inequality*. Rochester, NY: , 2018. Available on: <<https://papers.ssrn.com/abstract=3223542>>. Cited 2 times on pages 13 e 17.

Andersen, A. L. et al. SSRN Scholarly Paper, *Monetary Policy and Inequality*. Rochester, NY: , 2022. Available on: <<https://papers.ssrn.com/abstract=4188872>>. Cited 3 times on pages 16, 18 e 19.

Banco Central do Brasil. *Atualizações da estrutura de ponderação do IPCA e repercussão nas suas classificações*. 2019. Estudo Especial nº 69/2019 – Divulgado originalmente como boxe do Relatório de Inflação (dezembro/2019). Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/conteudo/relatorioinflacao/EstudosEspeciais/EE069_Atualizacoes_da_estrutura_de_ponderacao_do_IPCA_e_repercussao_nas_suas_classificacoes.pdf>. Acesso em: 01 julho. 2024. Cited 2 times on pages 24 e 59.

Banco Central do Brasil. *Relatório de Inflação de junho: Atualização do conjunto de núcleos de inflação comumente considerados pelo BCB para análise de conjuntura econômica*. Brasília, 2020. Acesso em: 29 dez. 2024. Available on: <<https://www.bcb.gov.br>>. Cited on page 24.

Barakchian, S. M.; Crowe, C. Monetary policy matters: Evidence from new shocks data. *Journal of Monetary Economics*, v. 60, n. 8, p. 950–966, 2013. Available on: <<https://EconPapers.repec.org/RePEc:eee:moneco:v:60:y:2013:i:8:p:950-966>>. Cited on page 33.

Bertanha, M.; Haddad, E. A. Efeitos regionais da política monetária no brasil: impactos e transbordamentos espaciais. *Revista Brasileira de Economia*, v. 62, n. 1, p. 3–29, jan./mar. 2008. Available on: <<https://doi.org/10.1590/S0034-71402008000100001>>. Cited on page 21.

Coibion, O. et al. Innocent bystanders? monetary policy and inequality. *Journal of Monetary Economics*, Elsevier, v. 88, p. 70–89, 2017. ISSN 0304-3932. Available on: <<https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0304393217300466>>. Cited on page 19.

Costa Filho, A. E. D. Monetary policy in brazil: Evidence from new measures of monetary shocks. v. 47, n. 2, p. 295–328, 2017. ISSN 0101-4161. Available on: <http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0101-41612017000200295&lng=en&tlng=en>. Cited 6 times on pages 22, 32, 33, 40, 49 e 54.

Europeu, P. *Nomenclatura Comum das Unidades Territoriais Estatísticas (NUTS)*. 2024. Available on: <<https://www.europarl.europa.eu/factsheets/pt/sheet/99/nomenclatura-comum-das-unidades-territoriais-estatisticas-nuts>>. Cited on page 19.

Federal Reserve Bank of Philadelphia. *Greenbook Data Set*. 2024. <<https://www.philadelphiafed.org/surveys-and-data/real-time-data-research/greenbook>>. Disponível em: <https://www.philadelphiafed.org/surveys-and-data/real-time-data-research/greenbook>. Acesso em: 18 out. 2024. Cited on page 32.

Ha, J. et al. *Resolving Puzzles of Monetary Policy Transmission in Emerging Markets*. Washington, D.C., 2022. (Policy Research Working Paper; PROSPERITY). Available on: <<http://documents.worldbank.org/curated/en/09931731142419883/IDU1d7b333aa1eaa814b0a196ff194e85018982d>>. Cited on page 21.

Hauptmeier, S.; Holm-Hadulla, F.; Nikalexi, K. SSRN Scholarly Paper, *Monetary Policy and Regional Inequality*. Rochester, NY: , 2020. Available on: <<https://papers.ssrn.com/abstract=3564206>>. Cited 8 times on pages 13, 14, 19, 20, 21, 31, 35 e 54.

Hazell, J. et al. The slope of the phillips curve: Evidence from u.s. states. *The Quarterly Journal of Economics*, Oxford University Press on behalf of the President and Fellows of Harvard College, v. 137, n. 3, p. 1299–1344, 2022. Advance Access publication on February 16, 2022. Available on: <<https://doi.org/10.1093/qje/qjac010>>. Cited on page 21.

Im, K. S.; Pesaran, M. H.; Shin, Y. Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, v. 115, n. 1, p. 53–74, 2003. Available on: <<https://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0304407603000927>>. Cited on page 31.

Inoue, A.; Jordà, ; Kuersteiner, G. M. *Inference for Local Projections*. 2024. Available on: <<https://doi.org/10.24148/wp2024-29>>. Cited on page 35.

Jordà, Estimation and inference of impulse responses by local projections. *American Economic Review*, v. 95, n. 1, p. 161–182, 2005. Cited 4 times on pages 13, 19, 34 e 51.

Jordà, Local Projections for Applied Economics. *Annual Review of Economics*, v. 15, n. Volume 15, 2023, p. 607–631, set. 2023. ISSN 1941-1383, 1941-1391. Publisher: Annual Reviews. Available on: <<https://www.annualreviews.org/content/journals/10.1146/annurev-economics-082222-065846>>. Cited 2 times on pages 34 e 35.

Jordà, ; Taylor, A. M. *Local Projections*. Cambridge, MA, 2024. Acesso em: 25 out. 2024. Available on: <<http://www.nber.org/papers/w32822>>. Cited 2 times on pages 34 e 54.

Kaplan, G.; Moll, B.; Violante, G. L. Monetary policy according to hank. *American Economic Review*, v. 108, n. 3, p. 697–743, March 2018. Available on: <<https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/aer.20160042>>. Cited 2 times on pages 16 e 17.

Levin, A.; Lin, C.-F.; Chu, C.-S. J. Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*, v. 108, n. 1, p. 1–24, 2002. ISSN 0304-4076. Available on: <<https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0304407601000987>>. Cited on page 31.

McKay, A.; Wolf, C. K. Monetary Policy and Inequality. *Journal of Economic Perspectives*, v. 37, n. 1, p. 121–144, fev. 2023. ISSN 0895-3309. Available on: <<https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/jep.37.1.121>>. Cited 3 times on pages 16, 17 e 18.

Olea, J. L. M.; Plagborg-Møller, M. Local projection inference is simpler and more robust than you think. *Econometrica*, Econometric Society, v. 89, n. 4, p. 1789–1823, July 2021. Available on: <<https://www.econometricsociety.org/>>. Cited 4 times on pages 14, 34, 35 e 38.

Pedemonte, M.; Herreño, J. The Geographic Effects of Monetary Policy. *Working Paper*, n. 22-15, maio 2022. Institution: Federal Reserve Bank of Cleveland. Available on: <<https://www.clevelandfed.org/publications/working-paper/2022/wp-2215-the-geographic-effects-of-monetary-policy>>. Cited 13 times on pages 13, 14, 20, 21, 23, 25, 31, 35, 36, 37, 40, 43 e 54.

Romer, C. D.; Romer, D. H. A new measure of monetary shocks: Derivation and implications. v. 94, n. 4, 2004. Cited 4 times on pages 13, 19, 20 e 32.

Serrano, F. M.; Nakane, M. I. Impacto regional da política monetária no brasil: uma abordagem bayesiana. In: *Anais do XLIII Encontro Nacional de Economia [Proceedings of the 43rd Brazilian Economics Meeting]*. ANPEC – Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia, 2016. Available on: <<https://ideas.repec.org/p/anp/en2006/038.html>>. Cited on page 21.

Tas, B. K. O. An explanation for the price puzzle: Asymmetric information and expectation dynamics. *Journal of Macroeconomics*, v. 33, n. 2, p. 259–275, 2011. ISSN 0164-0704. Available on: <<https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S016407041000087X>>. Cited on page 14.

Xavier, A. A. C. X.; Moura, F. R. d. Curva de phillips salarial novo-keynesiana para o brasil: novas evidências com dados regionais. *Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos*, v. 17, n. 2, p. 262–290, 2023. Available on: <<https://revistaaber.org.br/rberu/article/view/941>>. Cited on page 21.

A Classificação dos Subítem do IPCA - BCB

Classificação	Descrição
Livres	Calculado por exclusão de monitorados.
Alimentos	Alimentação no domicílio.
Alimentos in natura	Tubérculos, raízes e legumes; Hortaliças e verduras; Frutas; Ovo de galinha.
Alimentos semi-elaborados	Cereais, leguminosas e oleaginosas; Carnes; Pescados; Frango inteiro; Frango em pedaços; Leite longa vida.
Alimentos industrializados	Farinhas, féculas e massas; Açúcares e derivados; Carnes e peixes industrializados; Leite e derivados (exceto Leite longa vida); Panificados; Óleos e gorduras; Bebidas e infusões; Enlatados e conservas; Sal e condimentos.
Serviços	Alimentação fora do domicílio; Aluguel residencial; Condomínio; Mudança; Mão de obra (Reparos); Consertos e manutenção; Passagem aérea; Transporte escolar; Transporte por aplicativo; Seguro voluntário de veículo; Conserto de automóvel; Estacionamento; Pintura de veículo; Aluguel de veículo; Serviços médicos e dentários; Serviços laboratoriais e hospitalares; Serviços pessoais (exceto Cartório e Conselho de classe); Recreação (exceto Jogos de azar, Instrumento musical, Bicicleta, Alimento para animais, Brinquedo e Material de caça e pesca); Cursos regulares; Cursos diversos; Plano de telefonia móvel; TV por assinatura; Acesso à internet; Serviços de streaming; Combo de telefonia, internet e TV por assinatura.
Serviços - Subjacente	Alimentação fora do domicílio; Aluguel residencial; Condomínio; Mudança; Consertos e manutenção; Transporte escolar; Seguro voluntário de veículo; Conserto de automóvel; Estacionamento; Pintura de veículo; Aluguel de veículo; Serviços médicos e dentários; Serviços laboratoriais e hospitalares; Costureira; Manicure; Cabeleireiro e barbeiro; Depilação; Despachante; Serviço bancário; Sobrancelha; Clube; Tratamento de animais (clínica); Casa noturna; Serviço de higiene para animais; Cinema, teatro e concertos.
Serviços - Ex-	Calculado pela exclusão do grupo Serviços ex-subjacente.
Duráveis	Mobiliário; Artigos de iluminação; Tapete; Refrigerador; Ar-condicionado; Máquina de lavar roupa; Fogão; Chuveiro elétrico; Televisor; Aparelho de som; Computador pessoal; Joias e bijuterias; Automóvel novo; Automóvel usado; Motocicleta; Óculos de grau; Instrumento musical; Bicicleta e Aparelho telefônico.
Semi-duráveis	Cortina; Utensílios de metal; Utensílios de vidro e louça; Utensílios de plástico; Utensílios para bebê; Cama, mesa e banho; Ventilador; Videogame (console); Roupas; Calçados e acessórios; Tecidos e armarinhos; Acessórios e peças (Veículos); Pneu; Brinquedo; Material de caça e pesca; Livro didático; Livro não didático.
Não duráveis	Alimentação no domicílio; Reparos (habitação) exceto mão-de-obra; Artigos de limpeza; Carvão vegetal; Flores naturais; Óleo lubrificante; Etanol; Higiene pessoal; Alimento para animais; Cigarro; Jornal diário; Revista; Caderno; Artigos de papelaria.
Monitorados	Taxa de água e esgoto; Gás de botijão; Gás encanado; Energia elétrica residencial; Ônibus urbano; Táxi; Trem; Ônibus intermunicipal; Ônibus interestadual; Metrô; Integração transporte público; Emplacamento e licença; Multa; Pedágio; Gasolina; Óleo diesel; Gás veicular; Produtos farmacêuticos; Plano de saúde; Cartório; Conselho de classe; Jogos de azar; Correio; Plano de telefonia fixa.
Comercializáveis	Calculado por exclusão de Não comercializáveis e Monitorados.
Não comercializáveis	Todos os tipos de feijão; Flocos de milho; Farinha de mandioca; Tubérculos, raízes e legumes; Hortaliças e verduras; Pescados (exceto salmão); Leite e derivados (exceto leite em pó); Pão francês; Pão doce; Bolo; Cimento (Reparos); Tijolo; Areia; Carvão vegetal; Automóvel usado; Alimento para animais; Leitura; Serviços.
Núcleo EX0	Exclui Alimentação no domicílio e Monitorados.
Núcleo EX1	Exclui Cereais, leguminosas e oleaginosas; Tubérculos, raízes e legumes; Açúcares e derivados; Hortaliças e Verduras; Frutas; Carnes; Pescados; Aves e ovos; Leite e derivados; Óleos e gorduras; Combustíveis (domésticos); Combustíveis (veículos).
Núcleo EX2	Exclui Cereais, leguminosas e oleaginosas; Farinhas, féculas e massas; Tubérculos, raízes e legumes; Açúcares e derivados; Hortaliças e Verduras; Frutas; Carnes; Pescados; Aves e ovos; Leite e derivados; Óleos e gorduras; Sal e condimentos; Aparelhos eletroeletrônicos; Automóvel novo; Automóvel usado; Etanol; Fumo; Serviços Ex-Subjacente; Monitorados.
Núcleo EX3	Exclui Alimentação no domicílio; Aparelhos eletroeletrônicos; Automóvel novo; Automóvel usado; Etanol; Fumo; Serviços Ex-Subjacente; Monitorados.

Fonte: (Banco Central do Brasil, 2019). Elaboração: Próprio autor.

B Teste Levin-Lin-Chun de raiz unitária

Tabela 2 – Levin-Lin-Chu Unit-Root Test

Variable	Lags	Obs	Rho	t-Rho	p-value	ST Var.	LT Var.
ipca_trim	7	355	-0.59	-6.44	2.52×10^{-7}	0.62	0.07
choque_acumulado	8	354	-0.56	-8.20	2.45×10^{-11}	0.12	0.06
renda_media_real	0	362	-0.05	-3.21	0.08	71685.7	44247.5
cresc_renda	1	361	-0.13	-4.40	0.002	1.87	0.51
desocupacao	4	358	-0.11	-4.53	0.001	2.25	1.02
var_desocupacao	3	348	-1.52	-8.54		2.59×10^{-14}	1.33
1.16							
renda_ajustada	1	361	-1.18	-16.52	1.18×10^{-22}	49145.3	4579.7
controle	1	361	-1.24	-18.21	8.10×10^{-22}	23208.0	2655.0

C Tabela de resultados - Choques Romer & Romer

Tabela 3 – Resultados das Regressões - Choques Romer & Romer

Modelos regressão Romer & Romer		
	Modelo 1	Modelo 2
(Intercept)	-0.258 (0.376)	-0.069 (0.261)
selic_ant	-0.098 (0.014)	-0.094 (0.009)
inf1y	0.830 (0.097)	0.681 (0.049)
inf2y	-0.851 (0.235)	-0.564 (0.087)
inf3y	0.216 (0.192)	-
growth1y	0.026 (0.035)	0.037 (0.024)
growth2y	0.390 (0.208)	-
growth3y	-0.416 (0.276)	-
varinf1y	-0.143 (0.146)	-
varinf2y	-0.208 (0.361)	-
varinf3y	-0.158 (0.284)	-
vargrowth1y	0.024 (0.053)	-
vargrowth2y	-0.247 (0.254)	-
vargrowth3y	-0.213 (0.389)	-
Num.Obs.	78	79
R2	0.831	0.803
R2 Adj.	0.797	0.792
AIC	19.7	13.0
BIC	55.1	27.3
RMSE	0.23	0.24

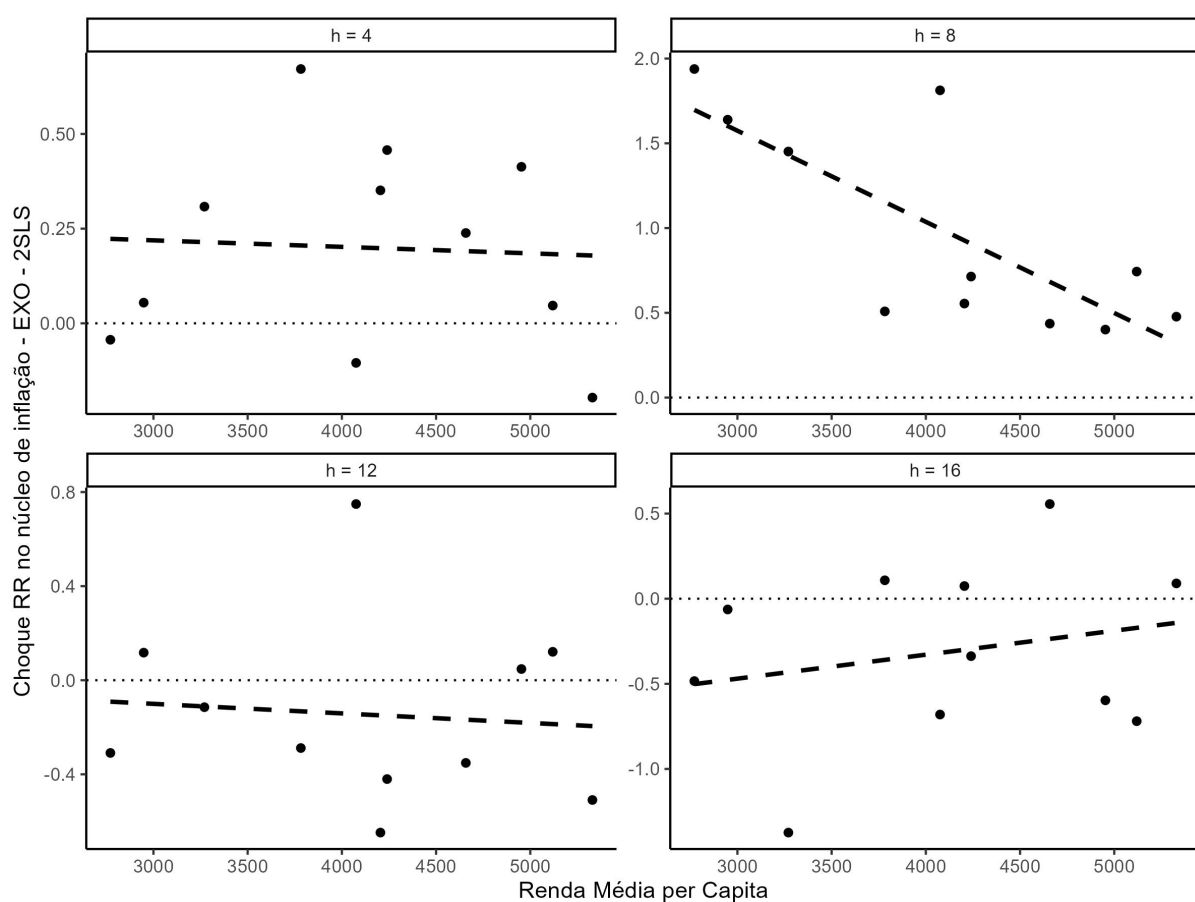
D Teste Montiel Pflueger

Tabela 4 – Resultados da Regressão com Variáveis Instrumentais - 1º Estágio

Estatística	Valor			
Tamanho da amostra	275			
Estatística F (1º estágio)	79.03	df1=7	df2=267	p < 2.22e-16
R-quadrado ajustado	0.6659			
Erro padrão residual	0.3094			
Método	Estimativa	Erro Padrão	t-valor	p-valor
OLS	0.62770	0.04383	14.320	< 2e-16 ***
TSLs	0.53963	0.05377	10.036	< 2e-16 ***
Fuller	0.44728	0.06371	7.021	1.75e-11 ***
LIML	0.44640	0.06380	6.997	2.03e-11 ***

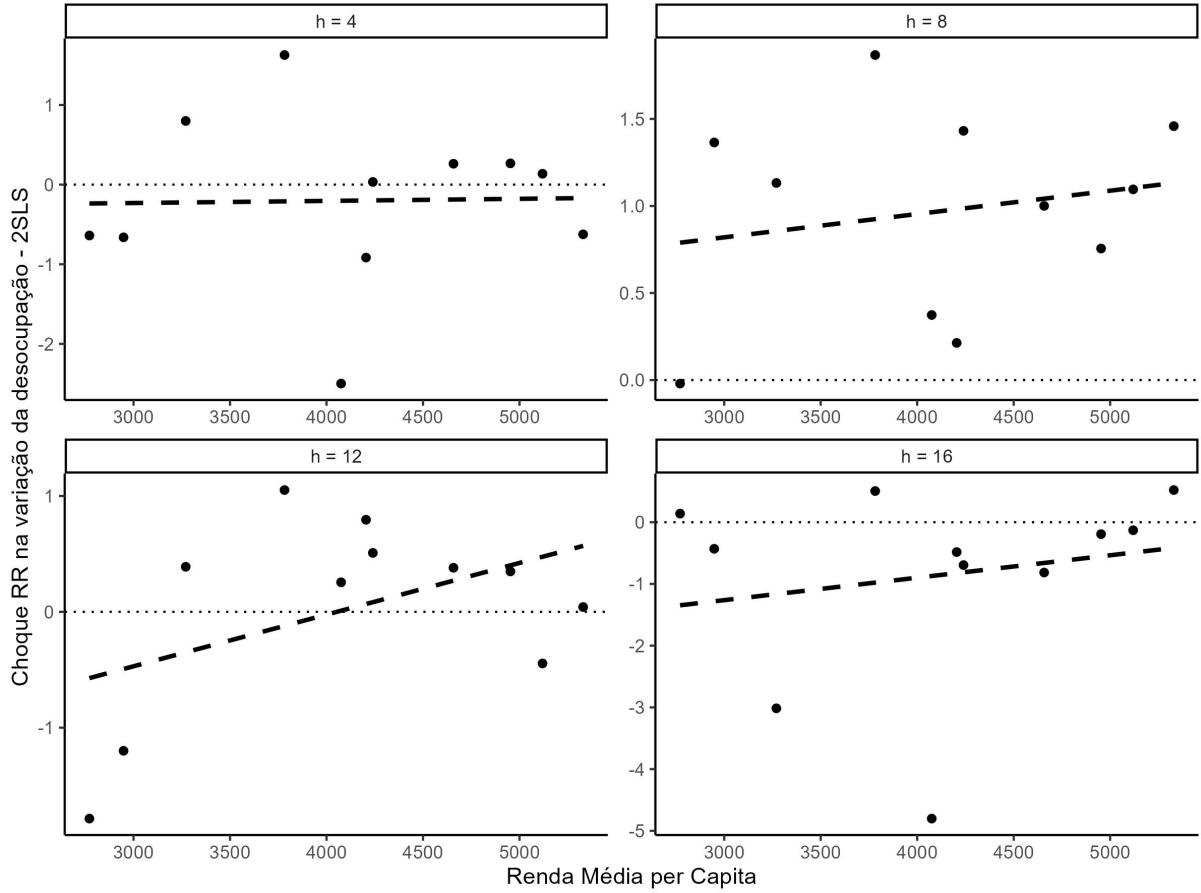
E Impulso Resposta por Município Utilizando Mínimos Quadrados em 2 Estágios:

Figura 23 – Heterogeneidade - 2SLS - Choques Romer & Romer no núcleo de inflação por município - 2012 a 2020:



Fonte: Dados do IBGE e PNADc e BCB. Elaboração: Próprio autor.

Figura 24 – Heterogeneidade - 2SLS - Choques Romer & Romer na Variação do Desemprego por município - 2012 a 2020:



Fonte: Dados do IBGE e PNADc e BCB. Elaboração: Próprio autor.

F Estimação por GMM

Tabela 5 – Resultados dos Modelos GMM - Variação da Desocupação

	Modelo Desemprego 1	Modelo Desemprego 2
Lag Choque	−0.28** (0.11)	−0.33** (0.15)
Lag Var_Desocupação 1	−0.63*** (0.06)	−0.76*** (0.04)
Lag Var_Desocupação 2	−0.29** (0.13)	−0.47*** (0.08)
Lag Var_Desocupação 3	−0.29*** (0.08)	−0.43*** (0.05)
Renda Ajustada		−0.00 (0.00)
Lag Renda Ajustada		0.00 (0.00)
n	11	11
T	33	33
Num. obs.	363	363
Num. obs. used	308	308
Sargan Test: chisq	11.00	11.00
Sargan Test: df	221.00	221.00
Sargan Test: p-value	1.00	1.00
Wald Test Coefficients: chisq	415.43	1577.91
Wald Test Coefficients: df	4	6
Wald Test Coefficients: p-value	0.00	0.00

*** $p < 0.01$; ** $p < 0.05$; * $p < 0.1$

Tabela 6 – Resultados dos Modelos GMM - IPCA Trimestral

	Modelo IPCA 1	Modelo IPCA 2
Lag Choque	−0.41*** (0.06)	0.22*** (0.03)
Lag IPCA 1	−0.24*** (0.05)	0.14*** (0.04)
Lag IPCA 2	−0.21*** (0.03)	0.04 (0.05)
Lag IPCA 3	0.12*** (0.03)	0.35*** (0.03)
Lag IPCA 4	0.13*** (0.05)	0.21*** (0.05)
Lag IPCA 5	−0.08*** (0.03)	−0.02 (0.03)
Lag IPCA 6	−0.27*** (0.02)	−0.16*** (0.03)
Lag IPCA 7	−0.42*** (0.03)	−0.24*** (0.03)
Renda Ajustada	−0.00 (0.00)	
Lag Renda Ajustada	−0.00** (0.00)	
n	11	11
T	33	33
Num. obs.	363	363
Num. obs. used	275	275
Sargan Test: chisq	11.00	11.00
Sargan Test: df	199.00	199.00
Sargan Test: p-value	1.00	1.00
Wald Test Coefficients: chisq	7316.48	1288.28
Wald Test Coefficients: df	10	8
Wald Test Coefficients: p-value	0.00	0.00

*** $p < 0.01$; ** $p < 0.05$; * $p < 0.1$

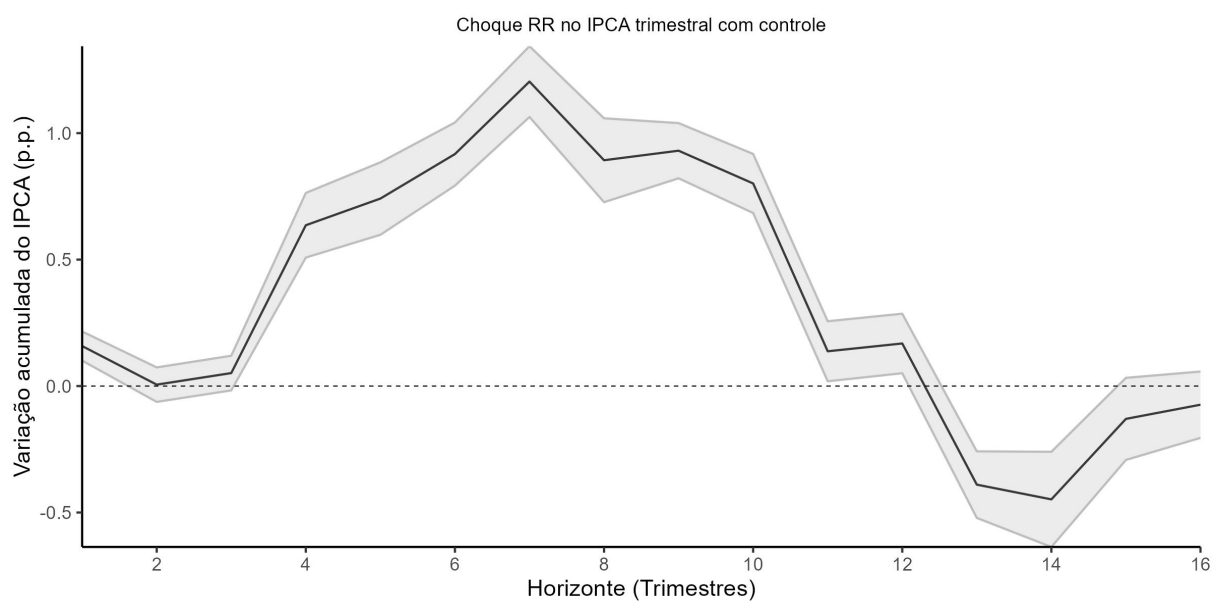
Tabela 7 – Resultados dos Modelos GMM - Núcleo de Inflação

	Modelo Núcleo 1	Modelo Núcleo 2
Lag Choque	−0.34*** (0.04)	−0.02 (0.04)
Lag Núcleo 1	−0.22*** (0.04)	0.23*** (0.04)
Lag Núcleo 2	−0.16*** (0.03)	0.07* (0.04)
Lag Núcleo 3	−0.08*** (0.03)	0.14*** (0.03)
Lag Núcleo 4	0.22*** (0.02)	0.40*** (0.03)
Lag Núcleo 5	−0.22*** (0.03)	−0.14*** (0.03)
Lag Núcleo 6	−0.39*** (0.02)	−0.21*** (0.03)
Lag Núcleo 7	−0.34*** (0.05)	−0.02 (0.04)
Renda Ajustada	0.00 (0.00)	
Lag Renda Ajustada	−0.00*** (0.00)	
n	11	11
T	33	33
Num. obs.	363	363
Num. obs. used	275	275
Sargan Test: chisq	11.00	11.00
Sargan Test: df	199.00	199.00
Sargan Test: p-value	1.00	1.00
Wald Test Coefficients: chisq	50542.46	4675.08
Wald Test Coefficients: df	10	8
Wald Test Coefficients: p-value	0.00	0.00

*** $p < 0.01$; ** $p < 0.05$; * $p < 0.1$

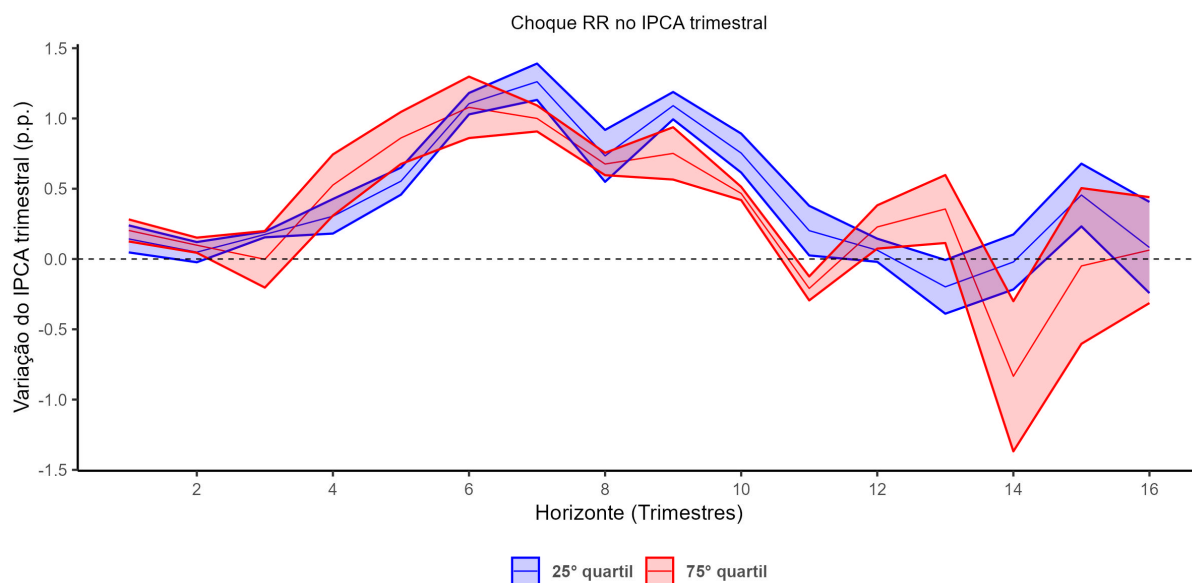
G Impulso Resposta Alternativas

Figura 25 – Impulso Resposta com controles - Choques Romer & Romer acumulados no IPCA - 2012 a 2020:



Fonte: Dados do IBGE e PNADc e BCB. Elaboração: Próprio autor.

Figura 26 – Impulso Resposta com Heterogeneidade - Choques Romer & Romer no IPCA - 2012 a 2020:



Fonte: Dados do IBGE e PNADc e BCB. Elaboração: Próprio autor.