

MARIA LUÍZA CANÊDO DOMINGOS FERREIRA

**PERSISTÊNCIA INFLACIONÁRIA E FAIXAS DE RENDA:
Uma Análise Quantílica para o Período de 2006 a 2021**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada da Universidade Federal de Ouro Preto, como requisito parcial à obtenção do título de Mestre em Economia Aplicada.

Área de concentração: Economia Aplicada
Linha de pesquisa: Teoria Econômica

Orientador: Prof. Dr. Michel Cândido de Souza

Mariana
2023

UNIVERSIDADE FEDERAL DE OURO PRETO
Instituto de Ciências Sociais Aplicadas
Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada

Maria Luíza Canêdo Domingos Ferreira

**PERSISTÊNCIA INFLACIONÁRIA E FAIXAS DE RENDA:
Uma Análise Quantílica para o Período de 2006 a 2021**

Mariana
2023

SISBIN - SISTEMA DE BIBLIOTECAS E INFORMAÇÃO

F383p Ferreira, Maria Luiza Canedo Domingos.

Persistência inflacionária e faixas de renda [manuscrito]: uma análise quantílica para o período de 2006 a 2021. / Maria Luiza Canedo Domingos Ferreira. - 2023.

34 f.

Orientador: Prof. Dr. MICHEL CANDIDO DE SOUZA.

Dissertação (Mestrado Acadêmico). Universidade Federal de Ouro Preto. Instituto de Ciências Sociais Aplicadas. Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada.

Área de Concentração: Economia Aplicada.

1. Inflação. 2. Inflação - Brasil. 3. Persistência. 4. Renda - Distribuição.
I. SOUZA, MICHEL CANDIDO DE. II. Universidade Federal de Ouro Preto.
III. Título.

CDU 330.101.8



MINISTÉRIO DA EDUCAÇÃO
UNIVERSIDADE FEDERAL DE OURO PRETO
REITORIA
INSTITUTO DE CIÊNCIAS SOCIAIS E APLICADAS
PROGRAMA DE POS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA
APLICADA



FOLHA DE APROVAÇÃO

Maria Luíza Canêdo Domingos Ferreira

Persistência inflacionária e faixas de renda: uma análise quantílica para o período de 2006 a 2021

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada da Universidade Federal de Ouro Preto como requisito parcial para obtenção do título de mestra em Economia Aplicada

Aprovada em 14 de julho de 2023

Membros da banca

Prof. Dr. Michel Cândido de Souza - Orientador - Universidade Federal dos Vales do Jequitinhonha e Mucuri
Profa. Dra. Fernanda Faria Silva - Universidade Federal de Ouro Preto
Profa. Dra. Nathália Sbarai - Universidade Federal dos Vales do Jequitinhonha e Mucuri
Prof. Dr. Roberto Salvador Santolin - Universidade Federal Rural do Rio de Janeiro

Prof. Dr. Michel Cândido de Souza, orientador do trabalho, aprovou a versão final e autorizou seu depósito no Repositório Institucional da UFOP em 13/09/2023



Documento assinado eletronicamente por **Fernanda Faria Silva, COORDENADOR(A) DE CURSO DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA APLICADA**, em 18/09/2023, às 09:20, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 6º, § 1º, do [Decreto nº 8.539, de 8 de outubro de 2015](#).



A autenticidade deste documento pode ser conferida no site http://sei.ufop.br/sei/controlador_externo.php?acao=documento_conferir&id_orgao_acesso_externo=0, informando o código verificador **0589978** e o código CRC **599BAA69**.

Referência: Caso responda este documento, indicar expressamente o Processo nº 23109.012404/2023-38

SEI nº 0589978

R. Diogo de Vasconcelos, 122, - Bairro Pilar Ouro Preto/MG, CEP 35402-163

Telefone: (31)3557-3555 - www.ufop.br

AGRADECIMENTOS

Agradeço a Deus por ter me dado fé e forças para enfrentar os desafios impostos por cursar um mestrado em meio a uma pandemia.

Quero agradecer também ao meu pai e a minha mãe que me deram suporte emocional e incentivos quando desespero batia.

Agradeço ao meu orientador por todo apoio e parceria.

Agradeço aos professores do PPEA por todo conhecimento compartilhado.

Por último, mas não menos importante, agradeço a UFOP pelo apoio financeiro por meio da bolsa concedida.

RESUMO

As alterações nos preços são socialmente relevantes devido ao impacto na economia. Após o Plano Real controlar a hiperinflação há trinta anos, os aumentos nos preços chamaram atenção novamente devido à crise sanitária da COVID-19, instabilidade nas contas públicas e pressão cambial. Investigamos a dinâmica e persistência inflacionária por índices de preços por nível de renda. Utilizamos dados de julho de 2006 a julho de 2021 e um método de regressão quantílica, encontramos que a persistência de choques negativos é mais intensa nos grupos de menor renda e que a dinâmica inflacionária brasileira apresenta significativa heterogeneidade. Os resultados mostraram que a inflação afeta as classes sociais de forma diferente, não sendo refletida pelo IPCA, e que a persistência de choques negativos é mais intensa nos grupos de menor renda, revelando heterogeneidade na dinâmica inflacionária brasileira. Esses resultados são importantes para os formuladores de políticas, permitindo compreender os efeitos heterogêneos da inflação nas faixas de renda e buscar trajetórias socialmente desejáveis.

Palavras-chaves: Persistência; Nível de Renda; Inflação.

ABSTRACT

Price changes are socially relevant due to their impact on the economy. After the success of the Real Plan in controlling hyperinflation thirty years ago, price increases have once again attracted attention due to the COVID-19 sanitary crisis, public account instability, and exchange rate pressure. We investigated the dynamics and persistence of inflation by income level price indices. Using data from July 2006 to July 2021 and a quantile regression method, we found that the persistence of negative shocks is more intense among lower income groups and that Brazilian inflation dynamics exhibit significant heterogeneity. The results showed that inflation affects social classes differently, not being reflected by the IPCA, and that the persistence of negative shocks is stronger among lower income groups, revealing heterogeneity in Brazilian inflation dynamics. These findings are important for policymakers, enabling them to understand the heterogeneous effects of inflation across income groups and pursue socially desirable trajectories.

Keywords: Persistence; Income Level; Inflation.

Lista de tabelas

Tabela 1 – Estatísticas descritivas para os índices de preços	25
Tabela 2 - Teste de raiz unitária baseado em processo QAR: Renda muito baixa	27
Tabela 3 - Teste de raiz unitária baseado em processo QAR: Renda baixa	27
Tabela 4 - Teste de raiz unitária baseado em processo QAR: Renda média-baixa	28
Tabela 5 - Teste de raiz unitária baseado em processo QAR: Renda média	28
Tabela 6 - Teste de raiz unitária baseado em processo QAR: Renda média-alta	28
Tabela 7 - Teste de raiz unitária baseado em processo QAR: Renda alta	29

Lista de gráficos

Gráfico 1 - Função densidade sobreposta.....	26
--	----

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	9
2. FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA.....	10
2.1 <i>EXPERIÊNCIA INFLACIONÁRIA BRASILEIRA</i>	11
2.2 <i>INFLAÇÃO E NÍVEIS DE RENDA</i>	15
2.3. <i>EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS</i>	16
3. METODOLOGIA E BASE DE DADOS	21
3.1 <i>REGRESSÃO QUANTÍLICA.....</i>	21
3.2 <i>BASE DE DADOS.....</i>	23
4. RESULTADOS E DISCUSSÃO	27
4.1. <i>RESULTADOS EMPÍRICOS</i>	27
5. CONCLUSÕES	30
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	32

1. Introdução

A inflação é uma variável econômica fundamental para a análise de conjuntura dos países. Compreender como ela se comporta e quais fatores são capazes de afetá-la é relevante não apenas para os estudiosos da área, mas também para os formuladores de políticas econômicas. O caso brasileiro chama a atenção pelos diversos períodos nos quais os preços atingiram patamares elevados, caracterizando um período de hiperinflação no final dos anos 80 e início dos anos 90, até a estabilização com o Plano Real, em 1994 (FIGUEIREDO e MARQUES, 2011).

Diante desse cenário, muitos autores defendem que a persistência da inflação, ou seja, a memória inflacionária continua sendo projetada no índice de preços atual, mesmo após a implementação de planos monetários com o objetivo de controlar esse índice (CATI, GARCIA e PERRON, 1999; FIGUEIREDO e MARQUES, 2011; DA SILVA e VIEIRA, 2013). Por outro lado, há teóricos que argumentam que o histórico inflacionário brasileiro não se configura como inercial, pois o índice de preços retorna para média mesmo que, em alguns casos, esse processo seja caracterizado como de memória longa (REISEN, CRIBARI-NETO e JENSEN, 2003).

Outro aspecto importante ao se analisar a inflação diz respeito aos efeitos que esta exerce sobre as diferentes faixas de renda. Segundo autores como Romer e Romer (1998), Easterly e Fischer (2001) e Albanesi (2007) o aumento da inflação possui uma correlação positiva com as medidas de crescimento da desigualdade, afetando principalmente as classes sociais de renda mais baixas.

Mesmo diante da complexidade e importância da análise do processo inflacionário sobre os estratos de renda no Brasil, ainda pode-se considerar que, faltam estudos empíricos que investiguem de forma mais o impacto da inflação entre faixas de renda.

A hipótese aviltada nesta dissertação é a de que a percepção da inflação pela população é distinta daquela evidenciada pelo IPCA (índice de preço referencial para o regime de metas de inflação), indicando possíveis assimetrias na dinâmica da persistência inflacionária para diferentes faixas de renda, o que afeta distintamente o poder de compra e a distribuição de renda.

Logo, o objetivo principal desta pesquisa foi investigar padrões de persistência de alta dos preços no Brasil. Adicionalmente, analisamos a dinâmica inflacionária em seis faixas de renda, de acordo com o Instituto de Pesquisa e Economia Aplicada (IPEA) para o IPCA. Para tanto, estatísticas descritivas foram analisadas e regressões quantílicas foram estimadas para o

período entre julho de 2006 e julho de 2021. O período foi determinado pela disponibilidade de dados.

Utilizamos o modelo auto-regressivos quantílico de raiz unitária, com a finalidade de fornecer uma alternativa aos modelos dos testes padrão para o estudo da dinâmica inflacionária nas faixas de renda e dos padrões de persistência inflacionária. Esse método apresenta uma vantagem notável ao não se limitar a depender apenas de uma única medida de tendência central. Esse modelo permite a análise de quantis condicionais, possibilitando, assim, a exploração de toda a distribuição condicional da variável de interesse. A razão subjacente para adotar os modelos QAR reside na capacidade de caracterizar a dinâmica da inflação em diferentes quantis da distribuição condicional da taxa de inflação. Isso, por sua vez, possibilita uma investigação mais completa da presença de raiz unitária.

Os modelos auto-regressivos quantílico (QAR), proposto por Koenker e Xiao (2004), vêm sendo bastante utilizados em estudos de séries temporais econômicas, porém o emprego para análise da inflação no Brasil é incipiente e ainda não há estudos que apliquem esse método para inflação por faixa de renda.

Além dessa introdução, o trabalho está organizado em mais quatro seções: Na seção 2 exploramos a literatura sobre a experiência inflacionária do Brasil e discutimos evidências empíricas relacionadas à dinâmica inflacionária brasileira. Em seguida, na seção 3, detalhamos a metodologia, a base de dados e apresentamos as estatísticas descritivas. Na seção 4, expomos os primeiros resultados das estimativas. Por fim, na seção 5 concluímos discutindo algumas implicações dos resultados.

2. Fundamentação teórica

Inicialmente, será apresentada uma revisão de literatura sobre a experiência inflacionária Brasileira, especialmente a partir dos anos 1980. Em seguida, investigaremos a conexão entre a inflação e os níveis de renda, explorando a dinâmica em distintos segmentos da sociedade. Por fim, serão apresentados estudos que evidenciaram empiricamente a dinâmica inflacionária, contribuindo para a compreensão dos fatores que influenciam a inflação e seus efeitos na economia brasileira.

2.1 Experiência Inflacionária Brasileira

Os anos 1980 seriam aqueles mais paradigmáticos para os índices econômicos, especialmente para a inflação que atingiu patamares altos. Porém, como ressalta Segundo Franco (2018), foi em 1967 o início da implantação de medidas que culminariam na hiperinflação na década de 80. E as políticas adotadas a partir de 1967 influenciam o modo como o Brasil lida com a inflação atualmente.

A estratégia de desenvolvimento econômico aplicada pelo governo militar, que combinava investimento público e apoio ao investimento privado, entre as décadas de 1960 e 1970 resultaram em uma taxa média do crescimento do PIB de 7,5% ao ano, com inflação média de 20% a.a. (FRANCO, 2018). Em contraste com o período anterior o início de 1980 e os anos seguintes, foram marcados por decréscimo do PIB e altas taxas de inflação (média de 16% ao mês entre maio/80 e julho/94) (FRANCO, 2018). A tentativa inicial de estabilização da economia foi realizada por uma política econômica de orientação ortodoxa que combinava desvalorização cambial, desindexação dos salários e manutenção dos juros em patamares elevados como principal ancora. Cati, Garcia e Perron (1999) destaca que apesar da robustez das medidas implementadas as taxas de inflação permaneceram estáveis em torno de 150% ao ano e acima dos dois dígitos mensais, porém o país não apresentou crescimento econômico e esse período foi qualificado como estagflação.

Em 1985, após o fim da ditadura e a mudança de governo em 1985, havia expectativa de instauração de uma nova ordem econômica. No entanto, a inflação alta e instabilidade econômica persistiram. Após uma recessão profunda com altos custos socioeconômicos para o governo anterior, o novo governo conduziu as políticas econômicas de modo a minimizar os custos sociais. Desse modo, debates acerca da inflação e de propostas alternativas da maneira de lidar com ela eclodiram dentre os macroeconomistas. Nesse cenário, houve certa convergência para ideia de que a principal causa da inflação era a presença de um componente inercial, realimentado pela inflação passada. No entanto, não houve concordância sobre a forma de lidar com a inflação, o que eclodiu em uma série de possibilidades que seriam testadas (ABREU, 2014).

Em 1986 o Plano Cruzado foi instituído. Considerado o primeiro plano heterodoxo de estabilização, por prever o congelamento de preços entre suas medidas, tal plano era composto por medidas como: aumento de impostos, congelamento de preços, salários e aposentadorias, fixação da taxa de juros abaixo do nível internacional e a criação de uma nova moeda,

denominada como Cruzado Novo (ABREU, 2014). Toda via, houve uma pressão de demanda e em julho de 1986, alguns bens como gasolina tiveram o racionamento determinado. Embora o Plano Cruzado tenha alcançado algum sucesso, ele fracassou em estabilizar a economia e controlar a inflação de forma sustentável. Além disso, as medidas restritivas implementadas afetaram negativamente a vida dos cidadãos mais pobres e contribuíram para a desaceleração do crescimento econômico e aumento da desigualdade.

Devido aos preços relativos desequilibrados e a inflação novamente fora de controle, em 12 de junho de 1987 o Plano Bresser foi implementado. Esse plano tinha como objetivo evitar erros cometidos pelo plano anterior, porém recorreu novamente ao congelamento de preços, não solucionou o problema do déficit público e enfrentou elevada pressão política. Como resultado, o plano fracassou e novamente a inflação saiu do controle (CATI, GARCIA e PERRON, 1999). Já em janeiro de 1988, houve a substituição do ministro da Fazenda e um novo plano de estabilização seria testado: o Plano Verão. Segundo Cati, Garcia e Perron (1999), esse plano teve como base: altas taxas de juros (acima dos níveis históricos), política monetária rígida e mudança na composição da dívida interna. Porém, novamente a situação fiscal não foi adequadamente tratada e a taxa de inflação disparou, alcançando 85% ao mês no fim de 1989 e início de 1990.

Já em março de 1990, Fernando Collor assume a presidência e executa o confisco de ativos financeiros como parte de uma reforma monetária. Como consequência, a taxa de inflação e a atividade econômica registraram forte contração. Após dois meses, a taxa de inflação estava em um nível baixo e, aparentemente, estável. Contudo, as questões da dívida total do governo e dos gastos governamentais não foram reestruturadas, e em dezembro de 1990 a inflação já alcançava o patamar de 20% ao mês (CATI, GARCIA e PERRON, 1999). Posteriormente, em dezembro de 1992, quando Itamar Franco assumiu a presidência, a inflação já se aproximava dos 30% ao mês.

A real estabilização da economia e controle dos preços só obteve sucesso com a implementação do Plano Real, cuja última fase se deu em julho de 1994.

Para Figueiredo e Marques (2011), a estabilidade da inflação proporcionada pelo Plano Real é advinda da desindexação da economia, permitindo a eliminação da memória inflacionária. No entanto, os mesmos autores defendem que uma parte da inércia ainda persiste, visto que há vários preços que são ajustados por contratos indexados.

Segundo Silva e Vieira (2013), o histórico brasileiro de altas taxas de inflação impôs a população uma taxa de sacrifício imensa, ou seja, o descontrole inflacionário afetou negativamente as finanças pessoais, o planejamento econômico familiar e a qualidade de vida.

Esse cenário muda em 1994, quando o imposto inflacionário e o índice de preço ao consumidor apresentam redução. O autor ainda destaca que a adoção do sistema de metas de inflação foi um elemento central para o controle dos preços.

Maia e Cribari-Neto (2006) atribuem à existência de inércia inflacionária ao alto grau de indexação dos contratos. Desse modo, o Brasil, a partir de 1986, experimentou sucessivos planos de estabilização que fracassaram, pois não foram capazes de reduzir e manter a taxa nos patamares almejados. Após essas tentativas, na sua maioria heterodoxas, o Plano Real, em 1994, conseguiu conter o descontrole dos preços de forma duradoura. Os autores apontam que vigorava a ideia de inflação explosiva e uma alta inércia, antes da mudança estrutural advinda do Plano Real.

De forma um pouco mais detalhada, o Plano Real foi desenvolvido em três grandes fases, sendo a primeira o ajuste fiscal, seguido pela desindexação da economia e finalmente pela âncora cambial. Assim, mesmo contemplando a desindexação, o Plano Real atribuía ao desajuste das contas públicas a responsabilidade do descontrole nos preços.

O ajuste fiscal envolve um conjunto de medidas adotadas pelo governo com o objetivo de controlar déficits orçamentários, reduzir o endividamento público e manter a sustentabilidade financeira. Quando as finanças públicas se encontram em desequilíbrio, é comum o governo optar pela emissão de moeda como forma de financiar seus gastos, uma vez que essa medida não é impopular como o aumento de impostos e cortes de despesas, além de ser relativamente mais fácil de ser implementada. No entanto, o aumento na quantidade de moeda em circulação devido à emissão governamental acarreta, conseqüentemente, em pressões inflacionárias.

Então a primeira fase, que buscava o equilíbrio das contas do governo, se apoiava em dois programas: o Programa de Ação Imediata (PAI) e o Fundo Social de Emergência (FSE)¹. Já a segunda fase do Plano se apoia na premissa de que extinguir o componente inercial era importante para a estabilização dos preços. Todavia, diferente dos planos que o antecederam, o Plano Real não utilizou o congelamento de preços, e sim uma promoção a desindexação de forma voluntária, por meio de uma unidade de conta: a Unidade Real de Valor (URV). A URV começou a valer em 1º de março de 1994 e foi extinta em 30 de junho do mesmo ano, dando lugar ao Real (CARRA, FARO e CARVALHO, 2022).

1 O PAI era um programa focado em reorganização do setor público e das relações da União com estados, municípios e setor privado, além de um plano de combate à sonegação. Enquanto o FSE visava resolver a demanda de financiamento de programas sociais, tidos como prioritários, por meio da desvinculação de receitas da União.

A implementação do Plano Real conseguiu lidar com o problema da indexação e embora não tivesse eliminado integralmente a memória inflacionária, conseguiu diminuir substancialmente o componente inercial. Como ressaltado por Giambiagi *et al.* (2011), a desindexação promovida pela URV teve papel fundamental para o enfrentamento da inflação, ao passo que o ajuste fiscal não se comprovou pré-condição para estabilidade.

Já a criação da âncora cambial, que inicialmente pareava R\$1 a US\$ 1, tipifica a terceira fase do plano. O lastreamento da oferta monetária doméstica, em reservas cambiais, direcionou as expectativas e devolveu credibilidade a autoridade monetária. Sequencialmente, houve valorização cambial em conjunto a altas taxas de juros, as quais obtiveram êxito sobre a inflação, mas impuseram grandes custos a economia brasileira, relacionados a déficits na balança de pagamentos, desaceleração do crescimento e expansão da dívida pública (GIAMBIAGI *et al.*, 2011). Esse sistema foi interrompido no início de 1999, dando lugar (em julho do mesmo ano) ao Regime de Metas para Inflação (RMI) como guia para as expectativas dos agentes econômicos.

Basicamente, o RMI consiste no estabelecimento, pelo Conselho Monetário Nacional (CMN), de uma meta para a inflação acumulada, de forma que o Banco Central adote e desenvolva medidas para alcançá-la. O índice de preços utilizado para medir e acompanhar a inflação é o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), calculado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Por fim, a meta é divulgada publicamente e funciona como um balizador para as expectativas dos agentes sobre os preços, contribuindo diretamente para diminuição da incerteza na economia (BANCO CENTRAL, 2023).

O regime de metas inflacionárias tem se mostrado efetivo no controle da inflação brasileira. Entretanto, desde o estabelecimento do sistema de metas em 1999 por sete vezes a inflação efetiva ultrapassou a meta e atingiu valores fora do intervalo de confiança². No intervalo usado por esse trabalho, de 2006 a 2021, a meta não foi cumprida em 2015, 2017, 2021 e sendo que a inflação ficou acima do limite superior nos anos de 2015 e 2021, e em 2017, excepcionalmente, a inflação ficou ligeiramente abaixo do limite inferior. Nesses casos, quando o valor da inflação ultrapassa o limite (banda) superior ou inferior, o presidente Banco Central deve publicar abertamente uma carta contendo: o motivo do descumprimento, a descrição detalhada das causas, a estratégia para assegurar o retorno da inflação aos limites

² É definido um valor alvo para a inflação acumulada anual, todavia há tolerância para desvios da meta. Ou seja, há um intervalo tolerável para que valores variem para baixo e para cima da meta. Desde 2017, o intervalo é de 1,5 ponto percentual para cima e para baixo. Por exemplo, em 2022 a meta era 3,5% sendo permitido flutuações entre 2 e 5 por cento.

estabelecidos e o prazo no qual se espera-se que as providências produzam efeito (BANCO CENTRAL, 2023). Em 2015 as causas do descumprimento da meta deveram-se aos reajustes de preços administrados por contratos e o realimento dos preços domésticos em relação aos internacionais, enquanto em 2017, a razão do descumprimento foi a deflação dos preços de alimentos no domicílio. Já em 2021 os fatores que levaram a inflação a ultrapassar o limite superior de tolerância foram as seguintes: i. forte elevação dos preços de bens transacionáveis em moeda local; ii. bandeira de energia elétrica de escassez hídrica (que eleva o preço da energia elétrica); e iii. desequilíbrios entre demanda e oferta de insumos, e gargalos nas cadeias produtivas globais ocasionados, principalmente, pela crise sanitária da COVID-19 (BANCO CENTRAL, 2023).

2.2 Inflação e Níveis de Renda

A inflação afeta as classes sociais de forma diferente, dependendo do perfil de consumo de cada uma. Quando os preços sobem muito, a alocação dos recursos e o bem-estar da sociedade são prejudicados, principalmente para as famílias de baixa renda. Isso acontece porque essas famílias têm menos flexibilidade no orçamento e poupança limitada para lidar com o aumento dos preços.

De acordo com a Lei de Engel, as famílias de menor renda comprometem uma proporção maior dos seus ganhos com alimentação. Quanto mais cresce a renda familiar decai a participação com alimentação no orçamento familiar, ou seja, a elasticidade da procura por bens básicos declina à medida que aumenta a renda. Segundo IPEA (2020), 23% era o gasto das famílias mais pobres com alimentação no domicílio frente a 9,1% das famílias de renda alta. Quando comparado o gasto total com alimentação (alimentação em casa e fora de casa) a diferença aumenta entre os níveis de renda, sendo 31% e 16,2% o dispêndio da baixa renda e da alta renda, respectivamente. A POF 2017/2018 revela que, mesmo com a mudança no padrão de consumo, as famílias de menor poder aquisitivo ainda continuam gastando proporcionalmente mais com alimentos e bebidas, enquanto os mais abastados da população desembolsam um parcela maior com transportes, despesas pessoais e educação (IPEA, 2020).

Ao longo do tempo, as despesas familiares sofrem alterações tanto dentro de uma faixa de renda quanto na transição entre faixas. Isso fica mais evidente ao comparar os dados da POF 2002/2003 com a POF 2008/2009 e verificar que a distribuição dos gastos com bens e serviços no decorrer do tempo é mais estável quanto maior a renda (IPEA, 2017).

Ao olhar pontualmente para os dados da inflação, as famílias de renda muito baixa e renda baixa apresentarem taxas menores de inflação que outros níveis de renda. No entanto, em uma perspectiva de longo prazo a tendência é que a inflação acumulada dos mais pobres supere as dos mais ricos. Entre julho de 2006 a outubro de 2017, a inflação da renda muito baixa superou em 16% a observada na faixa de renda alta (IPEA, 2017).

Carra, Faro e Carvalho (2022), ao analisarem o indicador de inflação por faixa de renda divulgado pelo IPEA no segundo trimestre de 2020, afirmam que apesar da deflação afetar todos os grupos as famílias de menor renda foram as menos beneficiadas. A queda nos preços foi três vezes menor para esse grupo, uma vez que os itens que apresentaram decaimento de preços são aqueles que tem menor participação na cesta de bens dos mais pobres, como as passagens aéreas e combustíveis.

Ao tratar com dados de julho 2021, a variação acumulada da inflação da renda muito baixa supera a inflação acumulada de todos os outros grupos e atinge 10,05% enquanto no outro extremo com variação acumulada em 7,11% está a faixa de renda alta. Como divulgado em agosto pelo IPEA (2021) a variação mensal da inflação medida em maio, junho e julho de 2021 para renda baixa foi, respectivamente, 0,92%, 0,62% e 1,12%, enquanto para renda alta foi, respectivamente, 0,49%, 0,36% e 0,88%.

2.3. Evidências Empíricas

Cati, Garcia e Perron (1999), utilizam uma série mensal da taxa de inflação no Brasil, entre janeiro de 1974 e junho de 1993 (data de implantação do plano real) para investigar a não estacionariedade dos dados. Em síntese, os autores relacionam a dinâmica da série aos efeitos de sucessivas intervenções governamentais, também conhecidas como ‘planos de estabilização’ para controle dos preços. Ademais, a série é marcada por uma tendência crescente, que culminou na hiperinflação observada no final da década de 1980 e perdurou até a implementação do Plano Real.

Cati, Garcia e Perron (1999) sugerem que quando há uma trajetória crescente e altamente volátil da inflação, espera-se que a série seja persistente e não estacionária. No entanto, a aplicação dos testes padrão de raiz unitária (sem ponderação devida dos *outliers*³) sugere estacionariedade no período analisado e, conseqüentemente, que os choques identificados afetaram os preços de forma temporária. Este comportamento seria uma

³ São considerados *outliers* aqueles valores discrepantes em relação às observações da amostra.

consequência do fato de que muitos planos de estabilização se comportavam como choques aleatórios transitórios, ligados ao nível real da série e não a características da dinâmica econômica e falhariam na interrupção da tendência dos preços, que rapidamente retorna à trajetória anterior. Ou seja, os planos atuavam como uma espécie de “aspecto espúrio” de reversão à média.

Por outro lado, os autores destacam que as observações correspondentes aos meses em que a inflação foi artificialmente baixa (e logo em seguida retornou ao nível anterior - períodos classificados como *inliers* - podem distorcer o poder dos testes. Neste caso, os resultados médios são largamente afetados, distorcendo o coeficiente autorregressivo, e guardando semelhanças com um passeio aleatório. Como estratégia de solução, Cati, Garcia e Perron (1999) sugerem a implementação de um teste ajustado, que considere pesos distintos a períodos “*inliers*”⁴, comprovando a hipótese descrita acima.

Na mesma linha, Campelo *et al.* (2003) analisam o componente inercial da série de preços para o Brasil. Utilizando dados para duas séries de referência: o IGP-DI (índice geral de preços-disponibilidade interna) calculado pela Fundação Getúlio Vargas (FGV) entre fevereiro de 1944 a fevereiro de 2000, e o IPCA oficial, disponíveis para o período que vai de janeiro de 1974 a junho de 1993, os autores tentam isolar os choques/planos de estabilização através de um ajuste metodológico.

Preliminarmente, os resultados indicam que a inflação brasileira apresentava comportamento estacionário, majoritariamente até o momento em que o primeiro plano foi introduzido (Cruzado). Em contrapartida, os resultados para o grau de inércia divergem de Cati, Garcia e Perron (1999). As estimativas obtidas sugerem baixa persistência e razão de variância, para ambas as séries trabalhadas. Assim, mesmo com a exclusão dos sub-período *inliers*, há evidências de baixa memória nos processos. Finalmente, os autores sugerem que os resultados obtidos fortalecem a visão de que a parte inercial é secundária na determinação da inflação brasileira.

Yoon (2003) aplica o procedimento de Ng e Perron (2001) para dados da inflação brasileira entre janeiro de 1974 e junho de 1993. O procedimento proposto considera uma classe de Critérios de Informação Modificados (MIC), como fatores de penalidade que dependem da amostra utilizada, conforme proposto por Elliott *et al.* (1996). Basicamente, os testes de raiz unitária tradicionais indicam que a inflação é estacionária quando o critério BIC é utilizado, mas com a aplicação do critério modificado, não há evidências suficientes para sustentar que a

⁴ *Inliers*: são os planos de choque que influenciam as séries e provocam, temporariamente, quedas nos níveis da inflação.

taxa de inflação brasileira seja estacionária. Sinteticamente, Yoon (2003) reporta que o procedimento proposto por Ng e Perron (2001) fornecem conclusões semelhantes as que foram demonstradas em Cati, Garcia e Perron (1999): de que a inflação brasileira seria melhor classificada como não estacionária.

Reisen *et al.* (2003) propõe investigar a dinâmica inflacionária brasileira utilizando um modelo de memória longa, ARFIMA. O principal diferencial da abordagem se dá pelo parâmetro de integração do modelo: valores superiores a zero podem indicar memória longa ou persistente, mas quando estes estão localizados dentro do intervalo de -0,5 até 0,5, diferentemente dos modelos comuns, as conclusões indicam uma possível estacionariedade e invertibilidade do processo. Essa flexibilidade do parâmetro é tida como útil para discussão da inércia inflacionária, já que a duração dos choques pode levar muito ou pouco tempo para se dissipar. Ademais, conforme ressaltado por Reisen *et al.* (2003) e Lee e Amsler (1997), a utilização de testes que possuem baixa consistência eleva o risco de uma especificação incorreta do modelo. Utilizando dados do IGP-DI de fevereiro de 1944 e fevereiro de 2000, o autor trabalha cinco alternativas para a definição da ordem de memória/integração, sendo três procedimentos semi-paramétricos e dois com estimador de máxima verossimilhança. Os resultados apontam para ordem de integração menor que um, em favor do comportamento não estacionário. Assim, a principal conclusão do artigo é que não há inércia inflacionária no Brasil, o que também vai de encontro as evidências apresentadas por Cati, Garcia e Perron (1999).

Figueiredo e Marques (2011) destacam a importância de um diagnóstico preciso acerca da natureza do processo inflacionário. Nesse sentido, reconhecem a relevância de modelos fracionários como o ARFIMA, utilizado por Reisen *et al.* (2003), e a sua robustez frente aos testes padrões de raiz unitária. No entanto, os autores destacam que nessas opções, ocorre certa negligência do impacto que cada regime teve na evolução dos índices. Os autores apontam que mudanças de regime devem ser consideradas na investigação de comportamento fracionário, visto que padrões espúrios podem ser gerados frente a existência de mudanças na política monetária. Desse modo, os autores investigam a memória de longo prazo da inflação brasileira utilizando o modelo um modelo MS-ARFIMA, que tratando endogenamente (por meio de cadeias de Markov) os choques de política monetária em cada período. Figueiredo e Marques (2011) trabalham dados do IGP-DI com frequência mensal, entre fevereiro de 1944 e agosto de 2009. Ao estimar os parâmetros do modelo, os autores encontraram evidências da vigência de dois regimes distintos: O primeiro, em que há indexação plena e presença de raiz unitária para taxa de inflação (hiperinflação); E o segundo, no qual o processo inflacionário apresenta certa inércia, mas mantém uma trajetória não explosiva. Dessa forma os resultados apontam que a

regime vigente influi na sensibilidade do grau de indexação da economia e que os impactos que as políticas econômicas provocaram entre os regimes foram redução na volatilidade da taxa de inflação, no grau de indexação e no patamar médio mensal da inflação. Por fim, Figueiredo e Marques (2011) indicam que a inflação corrente carrega memória de longo prazo (em grande parte, causada pelos preços administrados) mas havia solidez na estabilidade de preços que vigorava desde o Plano Real.

Da Silva e Leme (2011) utilizaram Modelos Auto-Regressivos de Integração Fracionada, o mesmo de Reisen *et al.* (2003), com dados atualizados do IPCA (entre julho de 1999 e dezembro de 2010) para investigar a persistência de preços no Brasil. Ademais, também aplicam testes de raiz unitária com quebras estruturais para identificar mudanças proeminentes nas séries temporais. Os testes convencionais de raiz unitária apresentaram resultados inconclusivos para o IPCA. Já os testes quebras estruturais indicam rejeição da hipótese nula em que alfa é igual a um. Os autores chegam à conclusão de que há um pequeno grau de persistência na inflação brasileira, no mais ela é caracterizada pela estacionariedade com reversão à média e que as quebras estruturais na série analisada são responsáveis por parte da persistência encontrada.

Da Silva e Vieira (2013) analisaram a persistência da inflação para nove regiões metropolitanas, além de Brasília e Goiânia. Os autores aplicaram testes convencionais de raiz unitária, testes de raízes unitárias com quebras estruturais, modelos ARFIMA e o procedimento de Granger e Hyung para integração fracionária e quebras estruturais. O período coberto vai de agosto de 1999 a dezembro de 2011. Da Silva e Vieira (2013) chegam a resultados próximos aos de Da Silva e Leme (2011), indicando que os valores regionais da inflação possuem vínculos com o grau de persistência nacional e quase todas as séries analisadas são caracterizadas como estacionárias e com reversão a média no longo prazo.

Machado e Portugal (2014) constroem uma crítica a literatura que analisa a persistência inflacionária com base em modelos univariados, destacando as limitações naturais quando somente os dados da própria variável são considerados. Desse modo, a proposta de análise é direcionada aos modelos multivariados com componentes não-observados. Assim, as fontes de persistência trabalhadas são: desvios da meta de inflação (expectativas); persistência dos fatores que causam inflação (extrínsecos) e a medida usual de persistência (intrínseca). Dos fatores extra, os autores utilizam dados sobre: produto (PIB trimestral com ajuste sazonal) e taxa de juros (taxa SELIC vigente no trimestre), considerando dois intervalos: de 1995 a 2007 e de 1999 a 2011. Os resultados sugerem que a persistência intrínseca e a persistência baseada em expectativas têm maior poder de explicação na persistência agregada do que na persistência

extrínseca. Ademais, ao longo do tempo, a persistência baseada em expectativas permaneceu estável enquanto a persistência intrínseca teve queda. Sendo assim, Machado e Portugal (2014) concluem que os resultados do modelo multivariado são muito diferentes dos resultados obtidos a partir de abordagens uni variadas, e indicam que é necessário cautela na interpretação da persistência inflacionária, uma vez que as fontes podem divergir em comportamento.

Borges e da Silva (2019) comparam a taxa de inflação medida pelo IPCA com a inflação de serviços e desagregada por bens (duráveis, semiduráveis e não duráveis), na tentativa de identificar padrões de persistência em itens fora da atual composição do IPCA. Para tanto, trabalham com dados mensais entre agosto de 1999 e fevereiro de 2017, e utilizam testes de raiz unitária, modelos ARFIMA e modelos ARFIMA associados a quebras estruturais. Os principais resultados reforçam que os testes de raiz unitária não são robustos para a análise de persistência de inflação. Na aplicação do modelo ARFIMA, existem evidências de que a inflação de serviços é mais persistente quando comparada à de bens de consumo, porém observam que os resultados mudam de magnitude quando as quebras estruturais são consideradas, se tornando opostos ao relatado anteriormente.

Dentre as primeiras contribuições que utilizam as divisões quantílicas como estratégia de tratamento das estimativas, destacamos Maia e Cribari-Neto (2006). Os autores estudam a dinâmica inflacionária no Brasil pós-plano real, utilizando modelos autorregressivos quantílicos (QaR) para dados mensais (entre agosto de 1994 e abril de 2004) do IGP-DI e IPCA. A vantagem desta análise ocorre pela possibilidade de avaliação da distribuição condicional da variável resposta, o que permite uma análise mais ampla quanto o coeficiente autorregressivo. Ademais, os modelos apresentam maior robustez a valores extremos, que são adequadamente modelados pelos quantis. Os resultados obtidos indicaram que há uma maior persistência inflacionária nos quantis condicionais mais elevados (momentos de alta inflação e quebras de aumento) e que o comportamento da dinâmica inflacionária depende da sua localização na distribuição condicional. Sendo assim, a cauda superior da distribuição condicional apresenta não estacionariedade, o que vai de encontro às evidências relatadas sobre a estacionariedade global da série. Por fim, Maia e Cribari-Neto (2006) destacam que as inovações provocadas pelos choques possuem efeitos no curto prazo, no entanto o tempo de dissipação parece depender do comportamento local da dinâmica inflacionária.

Este mesmo resultado, referente a não estacionariedade na cauda superior da distribuição condicional também é obtido por Gaglianone *et al.* (2018). No entanto, o trabalho dos autores se diferencia daquele produzido por Maia e Cribari-Neto (2006), principalmente, por levar em consideração dois componentes da inflação plena: preços livres e preços administrados, além

da investigação padrão. Nesse sentido, com dados mensais de janeiro de 1995 a maio de 2017, Gaglianone *et al.* (2018) utiliza o modelo QAR para diagnosticar que a dinâmica inflacionária no Brasil apresenta uma heterogeneidade significativa, o que não é adequadamente capturado por estimadores focados na média.

Apesar de existirem trabalhos que utilizam regressões quantílicas para discutir a persistência da inflação no Brasil, nenhum dos autores desagregam a mesma em componentes relacionados as faixas de renda. Desse modo, reforçamos que a principal contribuição deste artigo ocorre ao explorarmos as consequências dessa persistência entre as faixas de renda.

3. Metodologia e Base de Dados

A seção de metodologia e base de dados deste estudo aborda os procedimentos adotados para realizarmos a análise empírica, voltada para os quantis condicionais da evolução dos preços por faixa de renda, e as fontes primarias dos dados utilizadas, fornecidos pelo Ipea.

3.1 Regressão Quantílica

Para que o modelo de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) forneça um bom ajuste (eficiente e consistente) é necessário que algumas hipóteses sejam respeitadas. Neste caso, pressupõe-se que a relação entre as variáveis é linear, que os erros têm distribuição normal, ausência de multicolinearidade e não há heterocedasticidade (BALTAGI, 2011 e GREENE, 2011). Caso haja heterocedasticidade, presença de valores extremos e distribuições distintas, os modelos de Regressão Quantílica (QR) se mostram como alternativa as estimativas médias.

Este método foi introduzido por Koenker e Bassett (1978), em uma tentativa de modelar series temporais econômicas que apresentassem dinâmica assimétrica ou persistência local nos parâmetros. Um quantil τ , definido como o valor q tal que $100 \tau \%$ dos valores amostrais são inferiores a ele, de forma que $0 < \tau < 1$. Conforme destacado por Souza, Zobot e Caetano (2019), é possível apresentar uma definição mais precisa por meio da distribuição acumulada de uma variável aleatória X , em que $F(x) = P(X \geq x)$. Sendo assim, ao utilizar a função inversa da distribuição acumulada no ponto τ , tem-se que o quantil da variável aleatória X é $F^{-1}(\tau) = \inf \{ x : F(x) \geq \tau \}$. Em outras palavras, a função distribuição acumulada inversa fornece o valor do quantil para probabilidade escolhida, selecionando o menor valor dentre aqueles com soma de probabilidade maior ou igual ao valor do quantil.

Esse método permite estimar como as variáveis explicativas, x , se relacionam com o quantil, τ , da variável dependente y . É diferente do método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), que só leva em conta a média da distribuição da variável resposta. Essa abordagem é útil porque os efeitos das variáveis explicativas podem depender do tamanho da resposta y , ou seja, de onde ela está localizada na distribuição, lidando diretamente com a heterocedasticidade (SOUZA, ZABOT E CAETANO, 2019).

Suponhamos um conjunto de variáveis respostas contínuas y e outro conjunto da mesma variável, também contínuo, porém defasada $x = (1, y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-p})$. Um modelo padrão de regressão linear é dado por $E(y|x) = x' \beta$, sendo β um vetor de $p + 1$ parâmetros incluindo o intercepto. Já um modelo de autorregressão quantílica, $QAR(p)$, pode ser compreendido como $Q_y(\tau | x) = x' \beta(\tau)$, onde $\beta(\tau)$ é uma matriz de $(p + 1)$ parâmetros por τ quantis. O valor do quantil τ é constante entre 0 e 1, e os parâmetros de regressão, por sua vez, variam de acordo com o τ escolhido, indicando os efeitos das variáveis em x sobre o quantil τ da distribuição de y :

$$\min_{\forall \beta \in R} \sum_{i=1}^t \rho_{\tau}(y - x' \beta(\tau)) \quad (1)$$

onde ρ_{τ} é uma função perda, tal que:

$$\rho_{\tau}(u) = \begin{cases} \tau u, & u \geq 0 \\ (\tau - 1)u, & u < 0 \end{cases} \quad (2)$$

Substituindo:

$$Q(\beta(\tau)) = \min \left[\tau \sum_{i: y \geq x' \beta(\tau)} |y - x' \beta(\tau)| + (1 - \tau) \sum_{i: y < x' \beta(\tau)} |y - x' \beta(\tau)| \right] \quad (3)$$

Para minimizar a função não-diferenciável da expressão, é necessário utilizarmos métodos de programação linear. Esses métodos permitem apresentá-la da seguinte forma:

$$\begin{aligned} & \min_{\beta(\tau) \in R} \tau U + (1 - \tau)V \\ \text{s. a. } & Y = \beta(\tau)X + U - V \end{aligned} \quad (4)$$

Na qual o vetor de erros u pode ser separado em U e V . O vetor U contém os valores positivos dos resíduos, enquanto o vetor V contém os valores negativos. Algumas abordagens comuns para resolver o problema incluem o método Simplex, que é adequado para amostras de

tamanho moderado, e o método de Pontos Interiores, que é mais apropriado para bancos de dados maiores. Ambos garantem uma solução em um número finito de repetições. Já na construção dos intervalos de confiança, é comum a utilização de estimativas *bootstrap*, que são mais adequadas mesmo quando os erros residuais apresentam distribuição normal.

Seguindo, ao aplicar a transformação de um processo autorregressivo baseado no teste de ADF (Augmented Dickey-Fuller) para testar a existência de raiz unitária, obtém-se o modelo com *drift* e tendência a seguir:

$$Q_{\tau}(y_t|y_{t-1}, \dots, y_{t-q}) = \alpha(\tau)y_{t-1} + \mu(\tau) + \gamma(\tau)t + \sum_i^{q-1} \phi_i(\tau)\Delta y_{t-i} + \epsilon_t \quad (5)$$

Em essência, é possível estimar uma equação em vários quantis diferentes, representados por, $\tau \in (0,1)$, para obter um conjunto de coeficientes de persistência de y_t , que são designados como $\alpha(\tau)$. Essa abordagem permite testar a hipótese nula $\alpha(\tau) = 1$ em pontos variados da distribuição, o que possibilita verificar se os choques na série de preços apresentam magnitudes distintas e se são de natureza persistente ou transitória. Por exemplo, $\alpha(\tau) = 1$ implica na presença de raiz unitária e choques permanentes. A rejeição da hipótese nula, $\alpha(\tau) < 1$, mostra tendência estacionária e choques temporários.

No presente trabalho, considera-se o nível de significância de 5% para os valores críticos e segue-se a regra padrão de rejeição: se a estatística t_n é numericamente menor que o valor crítico, então rejeita-se a hipótese nula de $\alpha(\tau) = 1$.

Os testes de raiz unitária quantílicos apresentam uma vantagem importante em relação aos testes padrão: eles permitem que os efeitos assimétricos de choques na variável de interesse sejam considerados. Além disso, a abordagem QAR tem um poder maior, como afirmado por Koenker e Xiao (2004), devido à inclusão de covariáveis quantílicas em todas as defasagens.

3.2 Base de Dados

O foco de um índice de preços ao consumidor é a quantificação do poder de compra de uma determinada população. Desse modo, ao desenvolver e usar um índice para cada faixa de renda é possível identificar as trajetórias dos custos de vida de famílias com rendas distintas e, conseqüentemente, como a mudanças nos preços afetam diferentemente o consumo das famílias. Para isso é necessário desenvolver estruturas de pesos para dimensionar a fração da renda gasta com cada bem e serviço por certa parcela da população, tendo em vista as diferenças

na composição das cestas de bens e obter coletas sistemáticas de preços. Dependendo dos pesos dados a cada item de acordo com a população objetivo do índice uma mesma coleta pode gerar taxas de inflação totalmente distintas (IPEA, 2017). Uma vez que as flutuações dos custos de uma determinada cesta de bens e serviços tem potencial de afetar mais ou menos uma certa faixa de renda.

Serão utilizados os índices de preços ao consumidor (IPC) por faixa de renda que são oriundos do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. O IPEA (2017) calcula os IPCs por faixa de renda por meio do índice de Laspeyres. As ponderações são atualizadas de forma a refletir as mudanças relativas de preços de um item, nos períodos subsequentes ao período base. Desse modo, os subitens que registram variações de preço abaixo do índice total ou acima do índice total terão, respectivamente, seus pesos reduzidos ou aumentados em relação ao período inicial e terão pesos constantes aqueles subitens que a variação do preço acompanha a variação da média.

Então para calcular a inflação no período $t + 1$ usando relativos de preços em $t + 1$ e pesos no período t , considera que:

$$(1 + \pi_{t+1}) = \frac{\sum_i q_0^i p_{t+1}^i}{\sum_i q_0^i p_t^i} = \frac{\sum_i q_0^i p_t^i \left(\frac{p_{t+1}^i}{p_t^i} \right)}{\sum_i q_0^i p_t^i} = \sum \frac{q_0^i p_t^i}{\sum q_0^i p_t^i} \left(\frac{p_{t+1}^i}{p_t^i} \right) \quad (6)$$

Dividindo o numerador da equação por $\sum q_0^i p_{t-1}^i$ tem-se:

$$\frac{q_0^i p_t^i}{\sum q_0^i p_{t-1}^i} = \frac{q_0^i p_{t-1}^i \left(\frac{p_t^i}{p_{t-1}^i} \right)}{\sum q_0^i p_{t-1}^i} = \alpha_{t-1}^i \left(\frac{p_t^i}{p_{t-1}^i} \right) \quad (7)$$

Agora dividindo o denominador, também, por $\sum q_0^i p_{t-1}^i$ tem-se:

$$\frac{\sum q_0^i p_t^i}{\sum q_0^i p_{t-1}^i} = 1 + \pi_t \quad (8)$$

Por fim tem o peso de i no período base t

$$\alpha_t^i = \frac{\alpha_{t-1}^i \left(\frac{p_t^i}{p_{t-1}^i} \right)}{1 + \pi_t} = \frac{\alpha_{t-1}^i (1 + \pi_t^i)}{1 + \pi_t} \quad (9)$$

Tendo em vista que:

$$\frac{q_0^i p_t^i}{\sum q_0^i p_t^i} = \text{peso do item } i \text{ no período } t;$$

$$\frac{p_{t+1}^i}{p_t^i} = \text{relativo de preços do item } i \text{ entre } t \text{ e } t + 1; \text{ e}$$

$$\alpha_{t-1}^i = \text{peso do item } i \text{ em } t-1$$

Ademais, a construção dos vetores de pessoas iniciais tem como base as proporções dos gastos que cada faixa de renda tem com os itens pesquisado pelo Sistema Nacional de Índices de Preços ao Consumidor (SNIPC). O cálculo do gasto total em cada subitem do SNIPC foi obtido por meio de um sistema de equivalências entre os itens pesquisados pelo SNIPC e os presentes na Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) de 2008/2009.

A POF 2008/2009 também é utilizada pelo IPEA (2017) para definir as faixas de renda a serem: Muito Baixo (inferior a R\$900), Baixo (entre R\$900 e R\$1350), Médio-Baixo (entre R\$1350 e R\$ 2250), Médio (entre R\$2250 e R\$4500), Médio-Alto (entre R\$4500 e R\$9000) e Alto (acima de R\$9000). As classificações de renda, derivadas do modelo utilizado pelo IBGE (2010), inicialmente consistiam em sete faixas. No entanto, a fim de obter estimativas mais consistentes, as três faixas mais altas foram combinadas em duas.

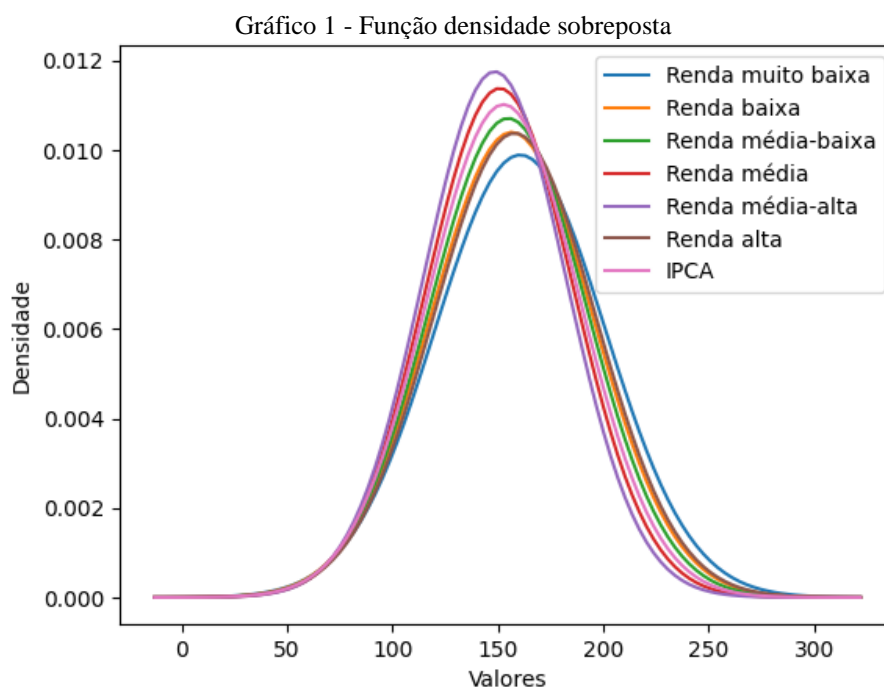
A tabela 1 reporta a estatística descritiva dos dados. São utilizados dados mensais disponíveis (junho de 2006 a julho de 2021) para nível de preços por faixa de renda e para nível de preços para o consumidor amplo (IPCA). As variáveis tiveram base ajustadas para junho de 2006 = 100.

Tabela 1 – Estatísticas descritivas para os índices de preços

Descrição	Mínimo	1Q	Mediana	Média	3Q	Máximo	Desvio padrão	Assimetria
Renda muito baixa	100,060	123,626	153,252	160,526	201,182	233,244	40,337	0,145
Renda baixa	100,1	121,453	149,062	156,499	195,098	224,906	38,365	0,159
Renda média-baixa	100,120	120,816	147,474	154,783	191,902	220,634	37,252	0,164
Renda média	100,150	118,775	143,958	150,820	185,213	212,093	35,061	0,174
Renda média-alta	100,16	117,563	141,301	148,398	181,309	207,194	33,943	0,200
Renda alta	99,970	123,394	152,511	157,885	194,605	221,546	38,447	0,091
IPCA	100,240	119,325	146,066	152,628	187,922	216,536	36,208	0,163

Ao observarmos os preços de acordo com a renda, notamos que quanto maior a renda, menor é a variação dos preços, do nível muito baixo até o médio-alto. Porém, no nível de renda

alta, a variação dos preços aumenta novamente. Já o índice de preços ao consumidor amplo (IPCA) assume uma posição intermediária, tendo suas estatísticas entre a renda média-baixa e renda média. Isso revela que o IPCA não reflete a inflação que grande parte da população vivência, e como ele é usado como base para as políticas públicas, essas podem não atingir os objetivos desejados.



As diferenças significativas das estatísticas descritivas (tabela 1) entre os grupos mostram que a inflação afeta as classes sociais de forma diferente. Essas diferenças se justificam, principalmente, pelo fato de que a cesta de consumo de cada grupo é bastante distinta uma da outra, tendo os alimentos proporcionalmente maior peso para as famílias de menor poder aquisitivo de acordo com a POF 2017/2018 (IPEA, 2020).

Além disso, o índice de preços da renda muito baixa apresenta valores mais altos, uma tendência central superior, uma maior variabilidade e um valor extremo mais alto quando comparado ao grupo de renda alta. Isso significa que é possível que uma variação positiva nos preços afete negativamente mais as famílias de renda muito baixa visto que essas famílias têm menor flexibilidade de orçamento e bens básicos como alimentação e habitação tem maior peso no orçamento familiar, ou seja, quando os preços sobem, tendo em vista que eles praticamente não possuem poupança, deixam de consumir bens básicos. Já para as famílias de renda alta, que possuem a segunda maior média e mediana, o maior peso no orçamento é do grupo transportes e os alimentos têm peso menor. Ademais, esse grupo tende a ter maior poupança e maior

flexibilidade na alocação dos recursos, ou seja, conseguem se adaptar melhor ao aumento de preços e não deixam de consumir bens básicos.

4. Resultados e Discussão

A seção de resultados e discussão deste estudo apresenta as principais descobertas e análises da pesquisa empírica realizada, destacando as relações entre as variáveis de interesse. Primeiro, exploramos os resultados empíricos destacando a relação de cada faixa de renda com a dinâmica inflacionária. Já a discussão envolve uma análise crítica dos resultados, considerando suas limitações e possíveis explicações.

4.1. Resultados Empíricos

Para entender o comportamento da inflação em cada um dos seis níveis de renda foi aplicado teste de raiz unitária quantílico a fim de explorar as diferenças existentes. Analisamos se há persistência de choques aleatórios sejam positivos ou negativos nos índices de preços por nível de renda. As tabelas 2 a 6 apresentam as estimativas pontuais, as estatísticas t e os valores críticos.

Tabela 2 - Teste de raiz unitária baseado em processo QAR: Renda muito baixa

Quantil	$\alpha(\tau)$	Estatística t	Valor Crítico
0,05	0,993	-0,812	-2,437
0,15	0,963	*-2,987	-2,712
0,25	0,971	-2,416	-2,855
0,35	0,975	-2,264	-3,024
0,45	0,975	-1,964	-2,895
0,55	0,986	-1,086	-2,96
0,65	0,992	-0,612	-3,12
0,75	0,996	-0,25	-2,912
0,85	0,999	-0,035	-2,931
0,95	0,976	-1,186	-2,31

Tabela 3 - Teste de raiz unitária baseado em processo QAR: Renda baixa

Quantil	$\alpha(\tau)$	Estatística t	Valor Crítico
0,05	1,007	0,569	-2,51
0,15	0,969	*-2,934	-2,549
0,25	0,97	*-3,055	-2,847
0,35	0,974	-2,53	-2,78
0,45	0,982	-1,422	-2,931
0,55	0,989	-0,926	-3,039
0,65	0,989	-0,958	-2,941
0,75	0,996	-0,253	-2,89
0,85	0,997	-0,167	-3,073
0,95	0,976	-1,257	-2,31

(*) indica rejeição de $H_0 : \alpha(\tau) = 1$

A tabela 2 apresenta os dados para a faixa de renda muito baixa. No quantil 15 verifica-se a rejeição da hipótese nula. Assim, temos evidências de que os coeficientes desses quantis representam um choque transitório e retornam ao valor inicial. A partir do quantil 0,15, $\alpha(\tau)$

apresenta tendência crescente e apesar disso a dinâmica inflacionária da renda muito baixa tem propensão a ser estacionária.

Para a faixa de renda baixa pode-se verificar a rejeição da hipótese nula nos quantis 15 e 25. Ou seja, temos evidências de que os coeficientes desses quantis representam um choque transitório e tende a voltar para o valor observado antes do choque. Porém, apesar de não apresentar raiz unitária há resultados em que $\alpha(\tau) > 1$ ($\alpha(\tau) = 1,007$ no quantil 5). Desse modo, nesses quantis em que a raiz unitária é maior que 1, tende a não retornar a um nível médio estável. E a partir do quantil 15 a série apresentam tendência crescente das estimativas com o aumento do quantil condicional, decaindo novamente no último quantil.

Tabela 4 - Teste de raiz unitária baseado em processo QAR: Renda média-baixa

Quantil	$\alpha(\tau)$	Estatística t	Valor Crítico
0,05	1,0101	0,8496	-2,326
0,15	0,9768	-2,4883	-2,712
0,25	0,971	*-3,092	-3,049
0,35	0,978	-2,122	-3,076
0,45	0,983	-1,454	-3,058
0,55	0,985	-1,467	-3,215
0,65	0,994	-0,519	-3,094
0,75	1	-0,041	-2,963
0,85	1	-0,02	-2,61
0,95	0,977	-1,503	-2,31

(*) indica rejeição de $H_0 : \alpha(\tau) = 1$

Tabela 5 - Teste de raiz unitária baseado em processo QAR: Renda média

Quantil	$\alpha(\tau)$	Estatística t	Valor Crítico
0,05	0,991	-1,046	-2,505
0,15	0,987	-1,23	-2,8957
0,25	0,993	-0,658	-2,975
0,35	0,986	-1,413	-2,876
0,45	0,988	-1,232	-2,95
0,55	0,99	-1,079	-3,132
0,65	0,987	-1,311	-3,152
0,75	0,989	-0,85	-2,966
0,85	1	-0,031	-2,975
0,95	0,999	-0,131	-2,531

Tabela 6 - Teste de raiz unitária baseado em processo QAR: Renda média-alta

Quantil	$\alpha(\tau)$	Estatística t	Valor Crítico
0,05	0,9837	*-5,788	-2,888
0,15	0,9861	-1,79	-2,8909
0,25	0,992	-0,763	-2,941
0,35	0,993	-0,668	-3,035
0,45	0,994	-0,62	-2,93
0,55	0,993	-0,695	-3,045
0,65	0,993	-0,713	-2,889
0,75	0,996	-0,347	-2,699
0,85	0,985	-1,082	-2,535
0,95	0,996	-0,435	-2,31

(*) indica rejeição de $H_0 : \alpha(\tau) = 1$

Ao analisar a série de preços do nível de renda médio é perceptível uma maior tendência estacionária nos quantis que as séries apresentadas anteriormente. Porém, há três quantis onde

há a presença da raiz unitária e não há rejeição da hipótese nula, ou seja, temos as evidências de que para o quantil 75 e 85 os choques de preços se comportam como choques permanentes.

Quando olhamos para a série da renda média não há rejeição da hipótese nula em nenhum quantil. Portanto, no quantil 85 onde há presença de $\alpha(\tau) = 1$ dispomos de indícios de que os choques são permanentes, isto é, a série não tende a retornar a seu valor médio. Além disso, o quantil 95 apresentam $\alpha(\tau)$ igual a 0,999, o que indica que a série é altamente persistente e exibe uma reversão rápida. Isto indica, com exceção do quantil 85, que nesta série após um choque, seja ele positivo ou negativo, os preços tendem a retornar rapidamente a média. Ou seja, vai ao encontro do resultado obtido por Maia e Cribari-Neto (2006) em que a característica global da dinâmica inflacionária é ser estacionária e o tempo de dissipação parece depender do comportamento local.

No primeiro quantil da série de preços do nível de renda média-alta na tabela 6, a estatística t apresenta valor menor que o valor crítico o que significa que há a rejeição da hipótese nula nesse quantil. Entre os 10 quantis, 7 apresentam valores de $\alpha(\tau)$ maiores que 0,99 o que indica que grande parte da série tem tendência mais forte de reversão à média e ajuste rápido após flutuações.

Tabela 7 - Teste de raiz unitária baseado em processo QAR: Renda alta

Quantil	$\alpha(\tau)$	estatística t	Valor Crítico
0,05	0,9376	*-3,4269	-2,493
0,15	0,9676	-1,4972	-3,11
0,25	0,981	-1,207	-2,97
0,35	0,983	-1,104	-3,028
0,45	0,991	-0,629	-2,941
0,55	1,001	0,071	-2,995
0,65	1,005	0,313	-2,805
0,75	0,998	-0,132	-2,758
0,85	0,996	-0,158	-2,534
0,95	0,99	-0,371	-2,424

(*) indica rejeição de $H_0 : \alpha(\tau) = 1$

Ao explorar a série de inflação para renda alta não há rejeição da hipótese nula em toda série com exceção do quantil 5 em que a estatística t apresenta valor menor que o valor crítico. Além disso é a série não apresenta nenhuma raiz unitária, porém há dois quantis nos quais $\alpha(\tau)$ é maior que 1, ou seja, tem uma tendência de longo prazo que não se dissipa com o tempo e cresce indefinidamente.

Em princípio, constata-se que a taxa de inflação brasileira tende a apresentar maior grau de persistência nos quantis condicionais mais elevados das séries de preços. Os resultados

apresentados até o momento indicam que a dinâmica inflacionária brasileira apresenta comportamento distinto da dinâmica inflacionária nas diferentes faixas de renda e dentro de cada série, nos diferentes quantis condicionais, ou seja, seu comportamento depende da localização da taxa de inflação na distribuição condicional e qual série está analisando. Estes resultados eram esperados e este resultado aproxima do resultado de Gaglianone *et al.* (2018), que encontraram evidências de que a dinâmica inflacionária brasileira apresenta significativa heterogeneidade.

Da série de renda alta, 20% dos quantis apresentam $\alpha(\tau) \geq 1$. Todavia, as séries da renda muito baixa e baixa, apresentam uma maior quantidade de valor de $\alpha(\tau)$ mais baixos, isto significa que apesar do valor tender a reverter a média, a taxa de ajuste é mais lenta, ou seja, os resultados indicam que a persistência de choques negativos de preços é mais intensa em grupos de renda mais baixa.

Essas informações são relevantes para a formulação de políticas econômicas, pois mostra que ações de controle de preços têm um impacto mais significativo nos grupos de renda mais baixa. Isso implica que direcionar atenção e recursos para esses grupos específicos pode aumentar a eficácia das medidas adotadas. Além disso, essa análise destaca a importância de considerar a desigualdade de renda ao elaborar políticas, uma vez que os grupos de menor renda são mais vulneráveis aos efeitos dos choques negativos de preços.

A pesquisa apresenta limitações importantes. Primeiramente, não realizamos análises detalhadas sobre a composição da cesta de consumo e peso de cada item nas diferentes faixas de renda, perdendo nuances importantes das disparidades econômicas. Além disso, o modelo não considerou a análise dos preços de cada item na cesta de consumo e como a variação dos preços desses bens afetam a inflação dos diferentes níveis de renda, limitando a compreensão das dinâmicas de preços. Estas limitações indicam a necessidade de futuras pesquisas e refinamentos para abordar questões mais específicas.

5. Conclusões

Alterações positivas nos preços é um tema de alta relevância social. Isso ocorre porque, há apenas trinta anos, o país obteve sucesso no controle da hiperinflação com a implementação do Plano Real. No entanto, o nível de preços voltou a chamar a atenção, com aumentos decorrentes da crise sanitária instalada pelo COVID-19 no início de 2020, da instabilidade das contas públicas e da pressão sobre a taxa de câmbio.

Desse modo, o presente trabalho buscou entender as diferenças presentes entre a inflação por faixa de renda e as assimetrias a dinâmica da persistência inflacionária no Brasil. Para isso, analisamos estatísticas descritivas e aplicamos o método de regressão quantílica (QR) por Koenker e Bassett (2004). Em nosso estudo, utilizamos as séries dos índices de preços ao consumidor por faixa de renda que são oriundos do IPEA.

Encontramos que as diferenças significativas das estatísticas descritivas entre os grupos mostram que a inflação afeta as classes sociais de forma diferente e que IPCA não reflete a inflação que grande parte da população vivência. E analisar os resultados dos testes de raiz unitária por quantil, temos que a persistência de choques negativos é mais intensa nos grupos de menor renda e que a dinâmica inflacionária brasileira apresenta significativa heterogeneidade.

Levando em consideração que o nível de preços desempenha um papel crucial na tomada de decisões dos responsáveis pela formulação de políticas econômicas, esses resultados são de importância prática para esses formuladores de políticas e agentes econômicos. Primeiro, eles permitem que o governo compreenda os efeitos heterogêneos da inflação nas faixas de renda. Segundo, como os choques monetários nos níveis de renda desagregados, pode contribuir para a busca por trajetórias socialmente desejáveis.

No entanto, a pesquisa possui limitações significativas, incluindo a falta de análises detalhadas sobre a composição da cesta de consumo em diferentes faixas de renda e a ausência de consideração dos preços individuais dos itens na cesta em relação à inflação das várias faixas de renda. Essas limitações destacam a necessidade de pesquisas futuras para abordar essas questões específicas e aprimorar a compreensão das dinâmicas de preços.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ABREU, M.P.(Org.) A Ordem do Progresso: dois séculos de política econômica no Brasil. Campus, 2014.

ALBANESI, S. (2007). Inflation and inequality. *Journal of monetary Economics*, 54(4), 1088-1114.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Metas para a Inflação. 2023. Disponível em: <<https://www.bcb.gov.br/controleinflacao/metainflacao>>. Acesso em: 01 mar. 2023.

BANCO CENTRAL DO BRASIL O que é inflação. 2023. Disponível em: <<https://www.bcb.gov.br/controleinflacao/oqueinflacao>>. Acesso em: 01 mar. 2023.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Metas para a Inflação. 2023. Disponível em: <<https://www.bcb.gov.br/controleinflacao/historicometas>>. Acesso em: 01 mar. 2023.

BALTAGI, B. H. *Econometrics*, 5. ed., New York: Springer, 2011.

BOIVIN, J., GIANNONI, M. P., & MIHOV, I. Sticky prices and monetary policy: Evidence from disaggregated us data. *American Economic Review*, 99(1), 2009

BORGES, G.M. & DA SILVA, C.G. Um a análise do dilema da persistência da inflação de serviços no Brasil, *Nova Economia*, 29, 2, 2019.

CAMPÊLO, A.K. & CRIBARI-NETO, F. Inflation Inertia and Inliers: The Case of Brazil. *Revista Brasileira de Economia*, 57(4), p. 713-739, 2003.

CATI, R. C.; GARCIA, M.G.P. & PERRON, P. Unit Roots in the Presence of Abrupt Governmental Interventions with an Application to Brazilian Data. *Journal of Applied Econometrics*, 14 (1), p. 27-56, 1999.

CARRA, A., FARO.K.C., CARVALHO. M.V. de O. O comportamento da inflação por faixa de renda no ambiente macroeconômico brasileiro: uma análise para o período de 2000 a 2021. *A Economia em Revista*. v.30, n.1, p. 89-105, 2022.

COIBION, O., GORODNICHENKO, Y., KUENG, L., & SILVIA, J. Innocent bystanders? Monetary policy and inequality. *Journal of Monetary Economics*, 88:70–89, 2017.

CRAVINO, J., LAN, T., LEVCHENKO, A.A. Price stickiness along the income distribution and the effects of monetary policy. *Journal of Monetary Economics*, 110:19–32, 2018.

DA SILVA, C.G. & LEME, M.C.S. An Analysis of the Degrees of Persistence of Inflation, Inflation Expectations and Real Interest Rate in Brazil. *Revista Brasileira de Economia*, 65, p.289-302, 2011.

DA SILVA, C. G. & VIEIRA, F. V. Persistência Inflacionária Regional Brasileira: Uma Aplicação dos Modelos ARFIMA. *Economia Aplicada* 17, 117-136, 2013.

- EASTERLY, W., & FISCHER, S. Inflation and the Poor. *Journal of money, credit and banking*, 160-178, 2001.
- ELLIOTT, G., ROTHENBERG, T. J. & STOCK, J. H. Efficient tests for an autoregressive unit root, *Econometrica*, 64, 813-36, 1996.
- FRANCO, G. H. B. A moeda e a lei: uma história monetária brasileira (1933-2013). 2ªed. Rio de Janeiro: Zahar, 2018.
- FIGUEIREDO, E. A. & MARQUES, A. M. Inflação inercial sob mudanças de regime: análise a partir de um modelo MS-ARFIMA, 1944-2009, *Economia Aplicada* 15(3), 443-457, 2011.
- GAGLIANONE, W. P., GUILLÉN, O.T.C & FIGUEIREDO, F.M.R. Estimating inflation persistence by quantile autoregression with quantile-specific unit roots, *Economic Modelling*, Volume 73,2018.
- GALVÃO, A. F. Unit root quantile autoregression testing using covariates. *Journal of Econometrics* 152(2), 165-178, 2009.
- GIAMBIAGI et. al. (org.) **Economia Brasileira Contemporânea: 1945-2010**. 2. ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2011.
- GREENE, William H. **Econometric Analysis**. 8. ed. London: Pearson, 2017. KOENKER, R., & ZHIJIE, X. Unit root quantile autoregression inference. *Journal of the American Statistical Association* 99, 775-787, 2004.
- KOENKER, R., BASSETT, G. Regression quantiles. *Econometrica* 46, 33-49, 1978.
- INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. Inflação por faixa de renda – Novembro/2017. Brasília: IPEA, 2017. (Carta de Conjuntura, n.37).
- INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. Inflação por faixa de renda – Junho/2020. Brasília: Ipea, 2020. (Carta de Conjuntura, n. 47).
- INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. Inflação por faixa de renda – Julho/2021. Brasília: Ipea, 2021. (Carta de Conjuntura, n. 52).
- LEE, H.S. & AMSLER, C. Consistency of the KPSS unit root test against fractionally integrated alternative, *Economics letters*, 55, 151-160, 1997.
- MACHADO, V.G. & PORTUGAL, M.S. Measuring inflation persistence in Brazil using a multivariate model, *Revista Brasileira de Economia*, 68, 225-241, 2014.
- MAIA, A.L.S & F. CRIBARI-NETO. Dinâmica inflacionária brasileira: resultados de auto-regressão quantílica. *Rev. Bras. Econ.*, 60 (2), 2006.
- NG, S. & PERRON, P. Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power, *Econometrica*, 69, 1519-54, 2001.

REISEN, V. A., CRIBARI-NETO, F. & JENSEN, M. Long memory inflationary dynamics: the case of Brazil, *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics* 7, 1157–1173, 2003.

SOUZA, M.C. de, ZABOT, C.U., CAETANO., M.S. Dinâmica e Transição da Incerteza no Brasil: uma investigação de autoregressão quantílica. *Estudos Econômicos*, v.49 n.2, p. 305-335, São Paulo, 2009.

ROMER, C. D., & Romer, D. H. (1998). Monetary policy and the well-being of the poor.

YOON, G. The Time Series Behaviour of Brazilian Inflation Rate: New Evidence from Unit Root Tests with Good Size and Power. *Applied Economics Letters*, 10, p. 627-631, 2003.