

**UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA**

GUSTAVO DOS SANTOS FERNANDES

**ACHATAMENTO DA CURVA DE PHILLIPS NO BRASIL APÓS A ADOÇÃO DO
REGIME DE METAS DE INFLAÇÃO: EVIDÊNCIAS A PARTIR DE UM MODELO
MULTIRREGIONAL COM PARÂMETROS VARIANTES NO TEMPO**

Porto Alegre

2022

GUSTAVO DOS SANTOS FERNANDES

**ACHATAMENTO DA CURVA DE PHILLIPS NO BRASIL APÓS A ADOÇÃO DO
REGIME DE METAS DE INFLAÇÃO: EVIDÊNCIAS A PARTIR DE UM MODELO
MULTIRREGIONAL COM PARÂMETROS VARIANTES NO TEMPO**

Dissertação submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Marcelo Savino Portugal

Porto Alegre

2022

CIP - Catalogação na Publicação

Fernandes, Gustavo dos Santos

Achatamento da curva de phillips no Brasil após a adoção do regime de metas de inflação: evidências a partir de um modelo multirregional com parâmetros variantes no tempo / Gustavo dos Santos Fernandes. -- 2022.

50 f.

Orientador: Marcelo Savino Portugal.

Dissertação (Mestrado) -- Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Faculdade de Ciências Econômicas, Programa de Pós-Graduação em Economia, Porto Alegre, BR-RS, 2022.

1. Curva de Phillips. 2. Ancoragem de expectativas. 3. Metas de inflação. I. Portugal, Marcelo Savino, orient. II. Título.

GUSTAVO DOS SANTOS FERNANDES

**ACHATAMENTO DA CURVA DE PHILLIPS NO BRASIL APÓS A ADOÇÃO DO
REGIME DE METAS DE INFLAÇÃO: EVIDÊNCIAS A PARTIR DE UM MODELO
MULTIRREGIONAL COM PARÂMETROS VARIANTES NO TEMPO**

Dissertação submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia.

Aprovada em: Porto Alegre, 9 de setembro de 2022.

BANCA EXAMINADORA:

Prof. Dr. Marcelo Savino Portugal – Orientador
UFRGS

Prof. Dr. Elcyon Caiado Rocha Lima
UERJ

Prof. Dr. Ronald Otto Hillbrecht
UFRGS

Prof. Dr. Edilean Kleber da Silva Bejarano Aragón
UFPB

AGRADECIMENTOS

Ao meu orientador, Prof. Marcelo Portugal, pelo aprendizado, e ao CNPq, pela bolsa concedida durante o mestrado.

RESUMO

A literatura tem creditado o enfraquecimento da relação entre inflação e desemprego nas últimas três décadas a dois fatores: a) a melhor ancoragem das expectativas de longo prazo após a adoção de metas de inflação; e b) a perda do poder de mercado de firmas e trabalhadores como consequência da abertura comercial promovida no mesmo período. O presente trabalho estende o modelo multirregional proposto por Hazell *et al.* (2020) de maneira a contemplar parâmetros variantes no tempo e resolve esse problema de identificação para o Brasil no período 1996-2019. Montaram-se séries regionais de desemprego e de inflação de itens não-comercializáveis. Constatou-se que a curva de Phillips brasileira existiu durante a maior parte do período, mas perdeu inclinação durante a transição de regime monetário, principalmente pela melhor ancoragem das expectativas, mas também por fatores estruturais, como a abertura comercial.

Palavras-chave: Curva de Phillips. Ancoragem de expectativas. Metas de inflação.

ABSTRACT

The literature has credited the weakening of the relationship between inflation and unemployment in the last three decades to two factors: a) better anchoring of long-term expectations after the adoption of inflation targets; and b) loss of market power of firms and workers as a result of trade liberalization promoted in the same period. The present work extends the multiregional model proposed by Hazell *et al.* (2020) in order to contemplate parameters that vary over time and solve this identification problem for Brazil in the period 1996-2019. Regional series of unemployment and inflation of non-tradable items were assembled. It was found that the Brazilian Phillips curve existed during most of the period, but lost its inclination during the monetary regime transition, mainly due to better anchoring of expectations, but also due to structural factors, such as trade liberalization.

Key-words: Phillips curve. Anchoring of expectations. Inflation targets.

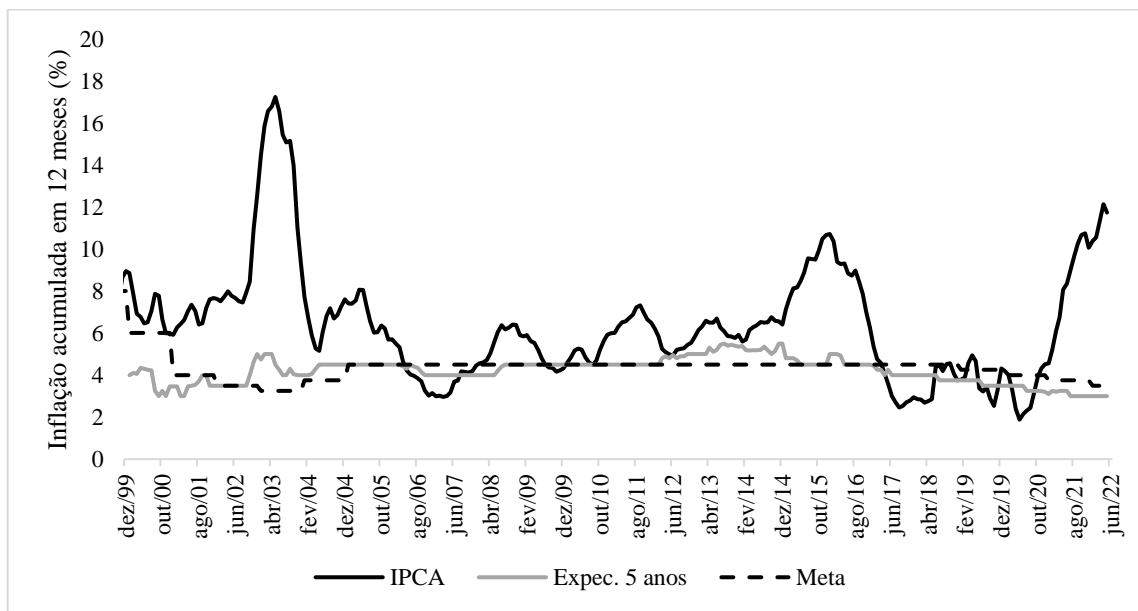
SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	7
2 ACHATAMENTO DA CURVA DE PHILLIPS: A LITERATURA RELEVANTE....	12
3 METODOLOGIA.....	17
4 DADOS	20
4.1 DESEMPREGO	20
4.2 INFLAÇÃO	24
4.3 PRODUTO	26
4.4 INSTRUMENTO	26
5 RESULTADOS	29
5.1 INCLINAÇÃO DA CURVA DE PHILLIPS NOS ESTADOS UNIDOS	29
5.2 INCLINAÇÃO DA CURVA DE PHILLIPS NO BRASIL	31
5.3 TESTE DE ROBUSTEZ	34
6 CONCLUSÃO.....	38
REFERÊNCIAS	39
APÊNDICE A – SÉRIES DE DESEMPREGO REGIONAIS	43
APÊNDICE B – COMPOSIÇÃO DO IPCA DE ITENS NÃO-COMERCIALIZÁVEIS	44
APÊNDICE C – SÉRIES DE INFLAÇÃO REGIONAIS	46
APÊNDICE D – RESULTADO DO MODELO COM COEFICIENTES VARIÁVEIS.	47
APÊNDICE E – COEFICIENTE DA CURVA DE PHILLIPS E OUTRAS VARIÁVEIS	48
APÊNDICE F – ESTIMAÇÃO DE UMA NAIRU PARA O BRASIL.....	49

1 INTRODUÇÃO

Do ponto de vista da ancoragem das expectativas de longo prazo o regime de metas de inflação foi um sucesso. No Gráfico 1 é possível observar que as expectativas de inflação de longo prazo ficaram abaixo da meta definida para o ano mesmo quando a inflação corrente estava acima da meta. Esse padrão se repete mesmo nos picos inflacionários, como ocorre atualmente em 2021-2022. Os únicos momentos em que se observou descolamento das expectativas de longo prazo ocorreram nos períodos em que houve incerteza quanto à manutenção do regime de metas de inflação, como nos meses que antecederam as eleições de 2002 e na vigência da chamada “Nova Matriz Econômica”, entre 2011 e 2014. De acordo com Bernanke (2007), o fato de as expectativas de longo prazo permanecerem constantes mesmo quando a inflação corrente está acima da meta evidencia que as expectativas de inflação estão bem ancoradas.

Gráfico 1 – Inflação, expectativas de curto e longo prazo e meta para a inflação

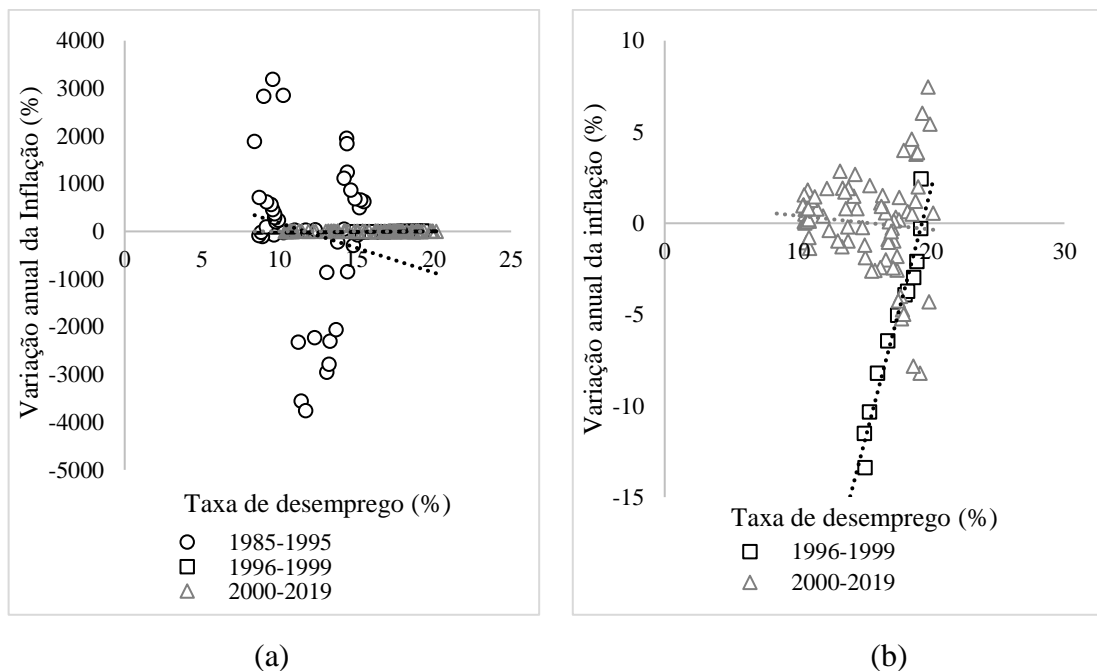


Nota: a linha preta cheia é a inflação medida pelo IPCA acumulada em 12 meses no mês corrente. A linha cinza é a mediana das expectativas calculadas no mês corrente para a inflação acumulada em 12 meses em dezembro do ano t+5. A linha preta tracejada é a meta para a inflação acumulada em 12 meses no final do ano corrente. Fonte: IBGE, Boletim Focus do BCB. Gráfico elaborado pelo autor.

Dito isso, é importante mencionar que a ancoragem das expectativas é tida como um fator importante para o aparente achatamento da curva de Phillips no Brasil. Choques de oferta passaram a ter menor poder de deslocar as expectativas de inflação futura, dificultando que o aumento de preços se espalhasse na economia (BEVILAQUA; MESQUITA;

MINELLA, 2008). O Gráfico 2 mostra a curva de Phillips aceleracionista estimada para três períodos diferentes: antes do Plano Real (1985-1995), depois do Plano Real e antes do Regime de Metas de Inflação (1996-1999) e depois do Regime de Metas de Inflação (2000-2019). Nota-se que antes do Plano Real o coeficiente de inclinação da curva de Phillips tinha magnitude bastante elevada (-103,84), entre a implementação do Plano Real e do Regime de Metas de Inflação ele diminuiu de tamanho e se tornou positivo¹ (2,77) e durante a vigência do Regime de Metas de Inflação (2000-2019) voltou a ser negativo (-0,075), porém com magnitude quatro ordens de grandeza menor que antes do Plano Real, o que caracteriza um achatamento da curva de Phillips aceleracionista.

Gráfico 2 – Curvas de Phillips aceleracionistas para o Brasil no período 1985-2019



Nota: os gráficos de dispersão trazem a variação interanual da inflação acumulada em 12 meses na frequência trimestral para o Brasil contra a média móvel de três meses da taxa de desemprego para a região metropolitana de São Paulo no último mês do mesmo trimestre, tomada como *proxy* para o desemprego do Brasil. No Gráfico 2a os dados são divididos em três períodos: antes do Plano Real (1985-1995), depois do Plano Real e antes do Regime de Metas de Inflação (1996-1999) e depois do Regime de Metas de Inflação (2000-2019). Os coeficientes de inclinação das retas que melhor se ajustaram aos dados para os três períodos são, respectivamente, -103,84, 2,77 e -0,075. O Gráfico 2b ilustra somente o período após o Plano Real, a fim de melhor apresentar a diferença de inclinação das retas antes e depois do Regime de Metas de Inflação. Fonte: IBGE, DIEESE. Gráfico elaborado pelo autor.

¹ Na curva de Phillips aceleracionista as expectativas são adaptativas, i.e., os agentes esperam que a inflação do período futuro seja igual à última inflação observada (a do período anterior). Não são levados em conta choques de oferta. No período após o Plano Real e antes do Regime de Metas de Inflação, os agentes dotados de expectativas adaptativas foram surpreendidos sistematicamente para baixo, enquanto a taxa de desemprego cresceu. Como a variação da inflação e a taxa de desemprego se moveram na mesma direção, o coeficiente de inclinação estimado é positivo.

A curva de Phillips formaliza a ideia de que quando o desemprego está baixo os trabalhadores têm maior poder de barganha na negociação salarial e, com isso, conseguem ganhos acima da inflação prevista para o período. Este movimento leva as firmas, que também detém poder de mercado, a repassarem o aumento de custo para os preços de seus produtos, elevando o nível geral de preços. O papel das expectativas é fundamental neste processo. Se os trabalhadores e firmas esperarem que a inflação do período seguinte será mais alta, terão incentivos a barganhar ganhos maiores ou aumentar mais os preços no período atual. Portanto, a boa ancoragem das expectativas leva a contenção de espirais inflacionárias. Recordar-se que a ideia de curva de Phillips sempre se adaptou melhor a países de economia avançada, pois países em desenvolvimento, como o Brasil, costumam sofrer com problemas de indexação dos preços, hiperinflação e alto desemprego crônico, o que mascara o mecanismo da curva de Phillips.

A literatura recente vem apresentando duas explicações alternativas para o aparente achatamento da curva de Phillips observado nas economias desenvolvidas que podem ser aplicadas ao Brasil. A primeira delas está relacionada à melhoria na ancoragem das expectativas. À medida que as expectativas de inflação futura se tornam melhor ancoradas, os trabalhadores têm menor incentivo a demandar reajustes acima da inflação e as firmas a remarcar preços. Desse modo, a confiança de que a autoridade monetária atuará para conter a inflação evita o desencadeamento de uma espiral inflacionária na economia. A segunda diz respeito à perda do poder de barganha dos trabalhadores na negociação salarial e do poder de mercado das firmas para definir preço, como consequência de abertura econômica, ocorrida durante os anos 1990, e do *outsourcing* da mão de obra, que afeta também o setor de serviços. À medida que os mercados de bens e serviços e de trabalho tendem para um nível de maior concorrência, elimina-se o poder dos agentes de definir preços e, com isso, desencadear uma espiral inflacionária quando as expectativas se desancoram.

De toda forma, os dois fenômenos – abertura comercial e adoção do regime de metas de inflação – ocorreram simultaneamente em muitas economias desenvolvidas. Um dos principais problemas na estimação da curva de Phillips é identificar separadamente o efeito da variação das expectativas de inflação futura e do desemprego sobre a inflação corrente, uma vez que é difícil encontrar uma variação exógena para as variáveis (MAVROEIDIS; PLAGBORG-MØLLER; STOCK, 2014). Como solução, Hazell *et al.* (2020) propuseram um modelo com o uso de dados em corte transversal e aplicaram-no para a economia dos Estados Unidos. Smith (2021) fez o mesmo modelo para a Zona do Euro. O uso de dados em painel

permite que se abstraíam do modelo as expectativas de inflação no longo prazo (através dos efeitos fixos de tempo), que variam uniformemente entre as regiões, e controlam para a ancoragem das expectativas. Assim, pode-se assumir que variações residuais no coeficiente de inclinação se devem a mudanças estruturais que afetam o poder de mercado de firmas e trabalhadores.

O caso do Brasil é mais complicado, pois além do problema de identificação também envolve o fim de uma hiperinflação. De acordo com Sargent (1982), o fim das hiperinflações é um processo de queda abrupta nas expectativas. A queda da inflação é muito grande para creditá-la ao efeito do desemprego sobre a inflação. Dessa maneira, não se tem dúvida de que a desinflação ocorrida com o Plano Real se deveu a um choque de expectativas, e não à ação do mecanismo da curva de Phillips. Além disso, entende-se que o mecanismo da curva de Phillips não faz sentido num contexto de hiperinflação, pois ainda que uma inflação de dois dígitos mude o comportamento dos agentes com relação a uma inflação baixa de um dígito, as mudanças são menos intensas do que no caso hiperinflacionário (ARIDA; LARA-RESENDE, 1986). Neste último, ocorre tamanho encurtamento do horizonte de expectativas que a noção de longo prazo desaparece.

Assim, este trabalho busca investigar se a curva de Phillips de fato se achatou no Brasil nos anos subsequentes ao Plano Real, em especial se a adoção do regime de metas de inflação teve alguma influência para esse fenômeno. Visto que os modelos do Banco Central levam em conta uma curva de Phillips, essa resposta tem implicações diretas para a condução da política monetária.

No que diz respeito ao debate acerca das mudanças na inclinação na curva de Phillips, o presente trabalho visa contribuir com a literatura a partir da estimação da curva de Phillips com dados em corte transversal (regiões metropolitanas) seguindo o modelo proposto por Hazell *et al.* (2020) adaptado para contemplar parâmetros variáveis no tempo, em que são considerados os efeitos fixos de região, efeitos fixos de tempo e somente com a inflação dos itens não-comercializáveis. Essa restrição é importante, pois no caso das inflações regionais os itens comercializáveis têm seu preço definido nacionalmente e, portanto, não sofrem o efeito do nível de desemprego local. Logo, a sua presença no índice de preços envia o coeficiente de inclinação para zero. O uso de parâmetros variantes no tempo traz a vantagem de conhecer a trajetória dos coeficientes da curva de Phillips ao longo do tempo, em especial a sua inclinação. E, com isso, verificar se as mudanças estão associadas a algum evento

conhecido da literatura. Trata-se de uma ferramenta importante para a formulação de hipóteses a serem exploradas em trabalhos futuros.

A fim de realizar as regressões, foi necessário construir séries regionais para o IPCA dos itens não-comercializáveis a partir dos dados do IBGE e estender as séries da PNAD Contínua com dados das outras pesquisas de desemprego realizadas pelo IBGE (as PMEs e a PNAD anual) e pelo DIEESE (a PED). O fato de não haver séries longas para o desemprego sem quebras ou mudanças de metodologia em todo o período do estudo dificulta a estimação da curva de Phillips, mesmo em nível nacional. Como solução, alguns autores, numa perspectiva novo-keynesiana, optam por utilizar o hiato do PIB como *proxy* para o custo marginal das firmas, o que, por razões de comparação com a literatura, também foi realizado neste estudo.

Como resultado, constatou-se que a curva de Phillips perdeu inclinação na passagem do regime de câmbio fixo para o regime de metas de inflação, e que isso pode estar associado a mudanças estruturais, como a abertura comercial, e à própria redução da inflação, que tende a diminuir a flexibilidade dos preços. Assim, o custo para o Banco Central reduzir a inflação via contração da demanda agregada aumentou, enquanto o canal das expectativas ficou mais forte. Com isso, pode-se inferir que garantir que as expectativas de longo prazo permaneçam ancoradas é a maneira mais eficiente de manter a inflação sobre controle.

O restante do trabalho segue organizado na seguinte forma. Na seção 2 apresenta-se uma revisão de literatura do aparente achatamento da curva de Phillips para o mundo desenvolvido e para o Brasil. Na seção 3 é desenvolvida a metodologia deste trabalho, que consiste numa adaptação do modelo proposto por Hazell *et al.* (2020) para o caso em que os coeficientes da curva de Phillips podem variar no tempo. Na seção 4 são detalhados os dados utilizados e detalha-se o processo de construção das séries de desemprego regional e de inflação para itens-não-comercializáveis, necessárias para a aplicação do modelo multirregional. Na seção 5 são apresentados os resultados da aplicação do modelo com parâmetros variantes no tempo para os Estados Unidos e para o Brasil. A seção 6 conclui.

2 ACHATAMENTO DA CURVA DE PHILLIPS: A LITERATURA RELEVANTE

Desde que proposta por Phillips (1958), a curva que define a relação entre inflação e desemprego é objeto de debate entre economistas. Friedman (1968) e Phelps (1967) enfatizaram a necessidade de levar em conta as expectativas, enquanto Gordon (1982) tratou da importância dos choques de oferta. A rigidez de preços proposta por Calvo (1983) aparece na formulação novo-keynesiana, em que o desemprego é usado como uma *proxy* para o custo marginal das firmas e, portanto, pode ser substituído, por exemplo, pelo hiato do produto ou pela utilização da capacidade industrial. Gali e Gertler (1999) microfundamentaram a inércia inflacionária, culminando na curva de Phillips novo-keynesiana híbrida, que contempla tanto as expectativas da inflação futura quanto valores já observados da inflação.

No Brasil, o interesse pelo *trade-off* entre inflação e desemprego surgiu após a consolidação do Plano Real, quando a inflação se estabilizou. Os primeiros trabalhos realizados para o período após o Plano Real foram os de Portugal, Madalozzo e Hillbrecht (1999), Portugal e Madalozzo (2000) e Lima (2003). Nesses estudos, os autores dedicaram-se a estimar a NAIRU (*Non Accelerating Inflation Rate of Unemployment*) - a taxa de desemprego que não acelera a inflação - para a economia brasileira. Após a implantação do regime de metas de inflação, quando a inflação passa a desempenhar um papel central na formulação da política monetária, mais trabalhos foram realizados, como os de Schwartzman (2006), Tombini e Alves (2006), Sachsida (2009) e Machado e Portugal (2014), que diferem, principalmente, quanto ao período amostral contemplado, às *proxies* utilizadas para o custo marginal das empresas e aos métodos econométricos para a identificação dos parâmetros.

Parte da literatura empírica relacionada à curva de Phillips verificou que, ao longo das décadas, houve um enfraquecimento da relação entre inflação e desemprego em diversas economias. No caso dos Estados Unidos, Mishkin (2007) arrola evidências de que esse fenômeno se deu com o processo de desinflação da era Volcker a partir dos anos 1980, com o início da chamada Grande Moderação. Kutter e Robinson (2010) verificam que, no caso australiano, o mesmo aconteceu após a adoção do regime de metas de inflação, enquanto que, para o Brasil no período 2002-2011, Machado e Portugal (2014) também documentam que tal enfraquecimento ocorreu após a mudança do regime de política monetária.

Esses pesquisadores argumentam que o enfraquecimento, ou mesmo o desaparecimento, do *trade-off* entre inflação e desemprego aconteceu principalmente devido a mudanças nas expectativas de longo prazo. Os autores apontam que a curva de Phillips sempre foi achatada, mas em regimes monetários anteriores, como nos Estados Unidos antes

do processo de desinflação da era Volker, ou na Austrália e no Brasil antes da adoção do regime de metas de inflação, as expectativas de longo prazo estavam ancoradas de maneira menos eficiente, o que contribuía para deslocar a inflação e confundir o efeito das variações da taxa de desemprego (choque de demanda) com choques de oferta.

Outros autores, como Stock e Watson (2020), atribuem o enfraquecimento observado na relação entre inflação e desemprego a mudanças na forma estrutural (microfundamentos) da curva de Phillips, que se reflete na forma reduzida - a equação que pode ser estimada econometricamente com a abordagem de séries temporais, por exemplo. Fatores como globalização, abertura comercial e enfraquecimento dos sindicatos são apontados pelos autores como explicativos para a mudança observada nos parâmetros estruturais (Smith *et al.*, 2021).

A fim de atribuir pesos a interpretações divergentes, Hazell *et al.* (2020) desenvolvem um modelo que permite identificar as contribuições do achatamento da curva (i.e., redução do coeficiente associado ao desemprego) e da ancoragem das expectativas (valor esperado da inflação no longo prazo). Para isso, partem da curva de Phillips novo-keynesiana:

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} - \kappa (u_t - u_t^n) + v_t, \quad (1)$$

onde a inflação π_t é explicada pela expectativa de inflação futura $E_t \pi_{t+1}$, pelo desemprego u_t e por choques de oferta $u_t^n + v_t$. O termo que leva em conta as expectativas de inflação para o período faz o papel de controle para as expectativas de curto-prazo. Resolvendo a curva de Phillips novo-keynesiana para frente, pode-se obter a expressão com as expectativas de longo prazo:

$$\pi_t = E_t \pi_{t+\infty} - \psi \tilde{u}_t + \omega_t, \quad (2)$$

onde $\tilde{u}_t = u_t - E_t u_{t+\infty}$ é o desvio do nível de emprego em t para o valor de steady-state do emprego; $\omega_t = E_t \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j (\kappa u_{t+j}^n + v_{t+j})$ é um termo que representa os choques de oferta, com média zero; e $\psi = \frac{\kappa}{1-\beta\rho_u}$ é o coeficiente angular proporcional a κ , assumindo que \tilde{u}_t siga um AR(1), $\tilde{u}_t = \rho_u \tilde{u}_{t-1} + \epsilon_{u,t}$, com $\epsilon_{u,t} \sim N(0, \sigma^2)$.

A equação (2) explicita que mudanças nas crenças quanto ao regime monetário no longo prazo alimentam diretamente a inflação, pois seu coeficiente é igual a 1. Além disso, sob fortes variações das expectativas (e choques de oferta), a relação entre inflação e hiato do

desemprego pode não ser informativa para o coeficiente de inclinação da curva de Phillips. Visto que as expectativas podem covariar com o desemprego, uma maneira de identificar o modelo é controlar a regressão para as expectativas de inflação. No entanto, esse tipo de formulação pode ser muito sensível ao período amostral e às séries escolhidas como *proxy* para inflação, desemprego e cálculo das expectativas, de maneira que autores como Mavroeidis, Plagborg-Møller e Stock (2014) consideram que variações em nível agregado não provém informações suficientes para estimar corretamente os efeitos do desemprego na inflação. Além disso, Fitzgerald e Nicolini (2014) e McLey e Terejo (2020) chamam a atenção para a endogeneidade da política monetária no regime de metas de inflação, o que também contribui para reduzir a inclinação da curva de Phillips.

A solução proposta por Hazell *et al.* (2020) é a aplicação de uma estratégia de identificação com dados desagregados por região, fazendo uso de painel, ao invés de séries temporais. Dados em painel permitem levar em conta variáveis não-observáveis (ou difíceis de mensurar) que são constantes ao longo do corte transversal, como as expectativas de longo prazo para a inflação. Hazell *et al.* (2020) microfundamentam um modelo multirregional para economias que fazem parte de uma união monetária e aplicam-no à economia dos Estados Unidos no período 1978-2018. Os autores concluem que durante o período a curva de Phillips se achatou muito menos do que o reportado pela literatura e que a redução da inflação observada no início dos anos 1980 aconteceu mais pela ancoragem das expectativas de longo prazo (peso 2/3) do que pelo trade-off entre inflação e desemprego (peso 1/3).

Smith (2021) faz exercício semelhante para os países que compõem atualmente a União Europeia (que não é exatamente uma união monetária, ainda que boa parte dos países compartilhem o Euro desde 1999), no período 1986-2019, região em que também se observou achatamento da curva de Phillips. Tal fato ocorre com maior intensidade para os países do sul e do leste da Europa (ou que aderiram à União Europeia após 2004), visto que puderam se integrar melhor aos mercados das economias avançadas da Europa ocidental.

No caso brasileiro, Sachsida (2009) estima a curva de Phillips com dados em painel para as 6 regiões metropolitanas (São Paulo, Rio de Janeiro, Belo Horizonte, Porto Alegre, Recife e Salvador) contempladas na antiga Pesquisa Mensal do Emprego do IBGE, com o IPCA cheio e sem levar em conta os choques cambiais. O autor não encontra o coeficiente de inclinação estatisticamente diferente de zero para os dados em painel. Além disso, o autor estima curvas de Phillips regionais para cada uma das regiões metropolitanas e encontra o

coeficiente de inclinação associado ao desemprego estatisticamente diferente de zero somente para as regiões metropolitanas de São Paulo e do Rio de Janeiro.

O presente trabalho difere-se de Sachsida (2009) pois além de propor a estimação das regressões somente com os produtos não-comercializáveis também usa os efeitos fixos de tempo para capturar as expectativas de longo prazo. É fundamental destacar que a abordagem proposta por Hazell *et al.* (2020) não é uma simples regressão de painel, e sim um modelo de curva de Phillips multirregional que faz uso da estrutura de painel para capturar os efeitos desejados. Logo, cada elemento da estrutura de regressão em painel assume interpretação própria quando analisado à luz da curva de Phillips desagregada.

Schwartzman (2006) estima a curva de Phillips para o Brasil com o IPCA desagregado em comercializáveis, não-comercializáveis e preços administrados. O autor considera a utilização da capacidade industrial como *proxy* para os custos marginais das empresas e controla para os efeitos das variações cambiais. O autor não encontra efeitos do câmbio sobre os preços dos bens não-comercializáveis nem da utilização da capacidade instalada sobre os preços dos bens comercializáveis. Este trabalho inova com relação a Schwartzman (2006) por conceder um papel relevante à curva de Phillips dos produtos não-comercializáveis estimada com dados regionais, visto que é através da inclinação dela que o modelo de Hazell *et al.* (2020) obtém a inclinação da curva de Phillips agregada.

Alves e Correa (2013) realizam trabalho semelhante ao de Schwartzman (2006). Os autores estimam curvas de Phillips usando o IPCA para itens comercializáveis, não-comercializáveis e com os hiatos do desemprego, da capacidade instalada da indústria e do produto como *proxy* para o custo marginal das firmas. Eles concluem que o hiato do desemprego é a variável de demanda relevante para explicar a inflação dos itens-comercializáveis, enquanto o hiato da capacidade instalada é importante para a inflação dos bens comercializáveis.

Tombini e Alves (2006) estimam a curva de Phillips novo-keynesiana híbrida para o Brasil com coeficientes variantes no tempo, hiato do produto como *proxy* para o custo marginal das empresas e com o IPCA desagregado por preços livres e administrados. Os autores verificam que a simples percepção de que pode haver uma ruptura na política monetária já é capaz de fazer os agentes econômicos mudarem o padrão de formação de expectativas. Eles também encontram uma tendência de queda no coeficiente associado ao hiato do produto a partir da metade de 2002. Além da perspectiva adotada pelos dados regionais, o presente trabalho inova com relação a Tombini e Alves (2006) pelo fato de levar

em conta as expectativas de longo prazo para a inflação, capturada pelos efeitos fixos de tempo, o que permite mensurar as crenças do público relacionadas à política monetária de forma mais adequada do que as expectativas de inflação para os 12 meses seguintes (curto-prazo).

Machado e Portugal (2014) estimam a curva de Phillips para o Brasil com componentes não-observados e testam diferentes *proxies* para o custo marginal das empresas, como o hiato do produto e o índice IBC-Br, calculado pelo Banco Central do Brasil. Dentre as diferentes formulações usadas, os autores estimam a curva de Phillips deixando o coeficiente de inclinação variar seguindo um passeio aleatório. Os autores encontram uma tendência de queda desse coeficiente no período 2001M4-2011M5. O estudo proposto inova com relação a Machado e Portugal (2014) por realizar a estimação para um período mais longo e levar em conta as expectativas de longo prazo para a inflação, *proxy* mais adequada para a ancoragem das crenças relacionadas à política monetária. A variável é de difícil obtenção, mas pode ser capturada pelos efeitos fixos de tempo em uma regressão em painel com dados multirregionais.

A combinação da desagregação regional (seis regiões metropolitanas) e por índice de preços (comercializáveis, não-comercializáveis e administrados) é importante porque o modelo multirregional proposto por Hazell *et al.* (2020) enfatiza a necessidade de se estimar os dados em painel com os preços dos bens não-comercializáveis ao invés do índice cheio, pois, caso contrário, a curva de Phillips obtida com dados regionais terá coeficiente de inclinação menor do que a obtida com dados agregados, podendo, inclusive, não ser estaticamente diferente de zero, como observado no trabalho de Sachsida (2009). Isso acontece porque as curvas de Phillips regionais apresentam coeficiente zero para preços definidos nacionalmente (i.e., itens comercializáveis ou com preços administrados), conclusão que emerge da microfundamentação do modelo multirregional proposto pelos autores². No caso do Brasil, essa observação é ainda mais importante, pois bens comercializáveis ou com preços administrados têm maior peso na formação do índice de inflação em comparação com o índice de inflação dos Estados Unidos, por exemplo. Além disso, este trabalho também levará em conta os efeitos fixos de tempo, que controlam pelas expectativas de longo prazo, e de região, que controlam pelos choques de oferta.

² Para o caso dos Estados Unidos, DellaVigna e Gentzkow (2019) apresentam evidência empírica de que redes de supermercados, farmácias e lojas de departamento marcam os preços de seus produtos de maneira aproximadamente uniforme entre as lojas, apesar da ampla variação demográfica dos consumidores e de competição em diferentes regiões.

3 METODOLOGIA

Neste trabalho aplicou-se o modelo proposto por Hazell *et al.* (2020) estendido para o caso em que o coeficiente da curva de Phillips pode variar no tempo, o que permite conhecer a trajetória do valor assumido pelo coeficiente ao longo do tempo. A fim de validar a nova metodologia, replicou-se o modelo para os dados americanos, cujas séries foram disponibilizadas pelos autores. Por fim, aplicaram-se os dados brasileiros ao modelo, foco deste trabalho.

O modelo proposto pode ser estimado por regressão de painel com efeitos fixos de tempo e de região:

$$\pi_{i,t}^{NC} = \alpha_i + \gamma_t - \psi u_{i,t-4} + \delta \hat{p}_{i,t-4}^{NC} + \epsilon_{i,t} \quad (3)$$

onde $\alpha_i + \gamma_t$ são os efeitos fixos de região e de tempo, respectivamente; $u_{i,t-4}$ é o desemprego, defasado 4 trimestres³; $\hat{p}_{i,t-4}^{NC} = \frac{p_{i,t-4}^{NC}}{p_{i,t-4}}$ é o preço relativo dos itens não-comercializáveis, necessário para compensar o fato de que a curva de Phillips novo keynesiana original é definida sobre o índice de inflação cheio, não apenas dos itens não-comercializáveis; e $\epsilon_{i,t}$ o erro idiossincrático, que modela os choques de oferta associados a cada região.

Os efeitos fixos de tempo capturam fatores comuns à todas as regiões, como as expectativas de longo prazo para a inflação, para o desemprego, choques agregados e ação da política monetária. Os efeitos fixos de região capturam diferenças constantes entre as regiões metropolitanas. Ressalta-se que os efeitos fixos de tempo incluem as expectativas de longo prazo para a inflação, mas não se restringem a elas. Portanto, não é possível fazer inferências para o seu comportamento (como ancoragem e desancorarem em determinados períodos, como se poderia sugerir) a partir de sua trajetória, pois neles estão contidas também as expectativas para a trajetória do desemprego e os choques agregados de oferta, como desvalorizações cambiais.

Assim, o modelo proposto por Hazell *et al.* (2020) permite que se tenha uma estimativa da curva de Phillips livre da influência dos efeitos das expectativas sobre os coeficientes, mas não que se tenha uma estimativa para as expectativas de longo prazo especificamente. Desse

³ Optou-se por trabalhar com as variáveis explicativas defasadas de 4 trimestres pois dentre as configurações testadas foi a que melhor se ajustou aos dados na regressão de painel.

modo, qualquer que seja o comportamento observado na trajetória da inclinação, não poderá ser creditado às expectativas, mas a fatores que alterem estruturalmente o coeficiente, como a abertura comercial, enfraquecimento dos sindicatos e aumento da concorrência.

Harvey (1978) explorou modelos de painel com parâmetros variantes no tempo. A metodologia consiste num modelo no formato de espaço de estados com uma equação de medida multivariável com coeficientes comuns. É necessário escrever uma equação de medida para cada região metropolitana, com a restrição que os coeficientes de inclinação sejam compartilhados por todas as regiões. Já as equações de estado são escritas conforme no modelo univariado, pois elas não dependem das regiões.

$$\pi_{i,t}^{NC} = \alpha_i + \gamma_t - \psi_t u_{i,t-4} + \delta \hat{p}_{i,t-4}^{NC} + \epsilon_{i,t} \quad (4)$$

$$\begin{cases} \gamma_t = \gamma_{t-1} + \eta_{\gamma,t} \\ \psi_t = \psi_{t-1} + \eta_{\psi,t} \end{cases}, \text{ com } \begin{cases} \eta_{\gamma,t} \sim N(0, \sigma_{\gamma}^2) \\ \eta_{\psi,t} \sim N(0, \sigma_{\psi}^2) \end{cases} \quad (5)$$

Para tornar um parâmetro constante, basta definir a sua variância igual a zero. Assim, em todas as regressões apresentadas neste trabalho, apenas o coeficiente da curva de Phillips ψ_t e os efeitos fixos de tempo γ_t puderam variar.

Na forma matricial, o sistema de equações apresenta-se da seguinte maneira⁴:

$$\begin{bmatrix} \pi_{PE,t}^{NC} \\ \pi_{BA,t}^{NC} \\ \pi_{MG,t}^{NC} \\ \pi_{RJ,t}^{NC} \\ \pi_{SP,t}^{NC} \\ \pi_{RS,t}^{NC} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & -u_{PE,t-4} & \hat{p}_{PE,t-4}^{NC} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & -u_{BA,t-4} & \hat{p}_{BA,t-4}^{NC} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & -u_{MG,t-4} & \hat{p}_{MG,t-4}^{NC} & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & -u_{RJ,t-4} & \hat{p}_{RJ,t-4}^{NC} & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 1 & -u_{SP,t-4} & \hat{p}_{SP,t-4}^{NC} & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 1 & -u_{RS,t-4} & \hat{p}_{RS,t-4}^{NC} & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \gamma_t \\ \psi_t \\ \delta_t \\ \alpha_{BA} \\ \alpha_{MG} \\ \alpha_{RJ} \\ \alpha_{SP} \\ \alpha_{RS} \end{bmatrix} + I_6 \begin{bmatrix} \epsilon_{PE,t} \\ \epsilon_{BA,t} \\ \epsilon_{MG,t} \\ \epsilon_{RJ,t} \\ \epsilon_{SP,t} \\ \epsilon_{RS,t} \end{bmatrix}, \quad (6)$$

$$\text{com } \begin{bmatrix} \epsilon_{PE,t} \\ \epsilon_{BA,t} \\ \epsilon_{MG,t} \\ \epsilon_{RJ,t} \\ \epsilon_{SP,t} \\ \epsilon_{RS,t} \end{bmatrix} \sim N \left(\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \sigma_{\epsilon,11}^2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_{\epsilon,22}^2 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_{\epsilon,33}^2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \sigma_{\epsilon,44}^2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \sigma_{\epsilon,55}^2 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \sigma_{\epsilon,66}^2 \end{bmatrix} \right)$$

⁴ Neste caso, tomou-se a Região Metropolitana do Recife (PE) como referência. Logo, não foi necessário modelar α_{PE} .

$$\begin{bmatrix} \gamma_t \\ \psi_t \\ \delta_t \\ \alpha_{BA} \\ \alpha_{MG} \\ \alpha_{RJ} \\ \alpha_{SP} \\ \alpha_{RS} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \gamma_{t-1} \\ \psi_{t-1} \\ \delta_{t-1} \\ \alpha_{BA,t-1} \\ \alpha_{MG,t-1} \\ \alpha_{RJ,t-1} \\ \alpha_{SP,t-1} \\ \alpha_{RS,t-1} \end{bmatrix} + I_8 \begin{bmatrix} \eta_{\gamma,t} \\ \eta_{\psi,t} \\ \eta_{\delta,t} \\ \eta_{\alpha_{BA,t}} \\ \eta_{\alpha_{MG,t}} \\ \eta_{\alpha_{RJ,t}} \\ \eta_{\alpha_{SP,t}} \\ \eta_{\alpha_{RS,t}} \end{bmatrix},$$

$$\text{com } \begin{bmatrix} \eta_{\gamma,t} \\ \eta_{\psi,t} \\ \eta_{\delta,t} \\ \eta_{\alpha_{BA,t}} \\ \eta_{\alpha_{MG,t}} \\ \eta_{\alpha_{RJ,t}} \\ \eta_{\alpha_{SP,t}} \\ \eta_{\alpha_{RS,t}} \end{bmatrix} \sim N \left(\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \sigma_\gamma^2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_\psi^2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \right) \quad (7)$$

A partir deste modelo, implementaram-se dois grupos de regressão em painel: um com o desemprego como *proxy* para os choques na demanda agregada e outro com o hiato do produto para a mesma função. No primeiro caso, os dados estão limitados pela disponibilidade das séries de desemprego por região. A abrangência foi de 6 regiões metropolitanas (São Paulo, Rio de Janeiro, Belo Horizonte, Porto Alegre, Recife e Salvador). No segundo caso, os dados estão limitados pela disponibilidade das séries do IPCA. A abrangência foi de 11 regiões metropolitanas e capitais (São Paulo, Rio de Janeiro, Belo Horizonte, Porto Alegre, Recife, Salvador, Brasília, Curitiba, Fortaleza, Belém e Goiânia).

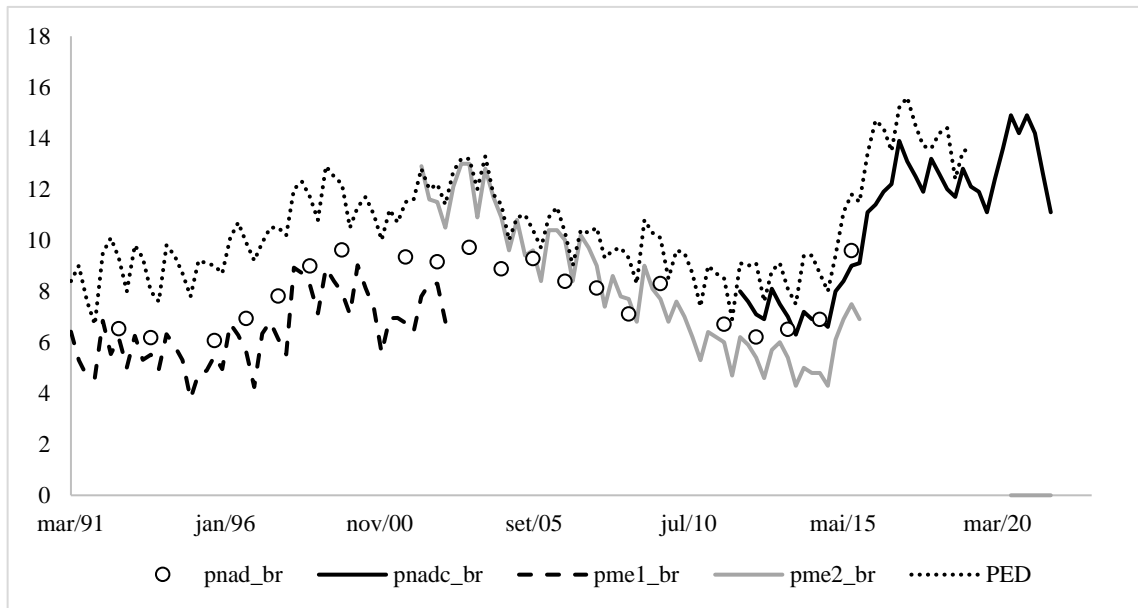
4 DADOS

Para realizar este estudo, foi necessário construir séries de desemprego e inflação a partir dos dados disponibilizados pelo IBGE. No caso das séries de desemprego, o trabalho consistiu em combinar as diferentes séries disponíveis para o período do estudo, visto que elas foram descontinuadas e têm metodologia distinta para cada período. Em relação às séries de inflação, foi necessário criar um índice com a inflação apenas dos itens não-comercializáveis, pois são para esses que a curva de Phillips pode existir. Para as demais variáveis (PIB, estoque de empregos, etc.) foram utilizadas as próprias bases de dados disponibilizadas pelas fontes.

4.1 DESEMPREGO

A literatura de retopolação de séries temporais é ampla. Harvey, Koopman e Penzer (1998) mostram que os modelos de componentes não-observados podem ser usados para retopolar séries “bagunçadas” (*messy*), i.e., que contém dados faltantes, que possam ser reconstruídas a partir de outras séries com frequências diferentes, etc. Esse é exatamente o caso da retopolação das séries de desemprego. Foi necessário combinar as séries da PNAD (anual, de 1992 a 2015, exceto em 1994, 2000 e 2010), PME 1 (mensal, 1991.1-2002.12), PME 2 (2002.1-2016.4) e PNAD Contínua (trimestral, 2012.1-2019.4) com frequências diferentes, sobreposição e dados faltantes. Para efeitos de comparação, no caso da retopolação da série nacional, a qual é modelo para as séries regionais, utilizou-se também a pesquisa PED, do DIEESE, para a região metropolitana de São Paulo (mensal, 1984.12-2019.6). O Gráfico 3 apresenta as séries disponíveis para a realização do trabalho.

Gráfico 3 - Séries de desemprego disponíveis nacionalmente



Nota: a linha preta cheia é a taxa de desemprego medida pela PNAD Contínua, do IBGE, disponível a partir de mar/2012. A linha preta tracejada e a linha cinza são, respectivamente, as versões antiga e nova da PME, também do IBGE, disponíveis de jan/1991 a dez/2002 e de jan/2002 a abr/2016. A linha preta pontilhada é a taxa de desemprego da região metropolitana de São Paulo, medida pela PED do DIEESE, disponível de dez/1984 a jun/2019. As circunferências pretas representam a pesquisa PNAD anual, do IBGE, disponível de 1992 a 2015, exceto em 1994, 2000 e 2010. Fonte: IBGE e DIEESE. Gráfico elaborado pelo autor.

O modelo usado para produzir as séries de desemprego é um modelo de componentes não-observados no formato de espaço de estado com tendência e sazonalidade multivariável, conforme apresentado em Harvey (1989) ou Koopman (2006):

$$\begin{cases} y_t = F_t \Theta_t + v_t, & v_t \sim N(0, V_t) \\ \Theta_t = G_t \Theta_{t-1} + w_t, & w_t \sim N(0, W_t) \end{cases} \quad (8)$$

onde $y_t = [PNAD, PME1, PME2, PNADC]$ ou $y_t = [PNAD, PED, PNADC]$ são os vetores

das observações e $V = \begin{bmatrix} v_{11} & 0 & a \\ 0 & v_{22} & b \\ a & b & v_{33} \end{bmatrix}$ e $W = \begin{bmatrix} w_{11} & 0 & c \\ 0 & w_{22} & d \\ c & d & w_{33} \end{bmatrix}$ são as matrizes de

covariâncias das equações de medida e de estado. Através das constantes a, b, c e d , é possível controlar a interdependência entre os componentes tendência, sazonalidade e irregular das séries. A série da PNAD anual foi modelada apenas com tendência e componente irregular. No caso das demais séries, foi usado o modelo básico estrutural clássico, que contém além do componente de tendência outro de sazonalidade.

Bacciotti e Marçal (2020), o trabalho cuja metodologia é replicada aqui, utilizam um modelo SUTSE (*Seeming Unrelated Time Series*) com componentes não observados

multivariável, estimado com uso do filtro de Kalman para retroplar a série de desemprego da PNAD contínua de 2012 até 1976. Outros trabalhos, como Vaz e Barreira (2016), Carvalho (2016) e Alves e Fasolo (2016) usam a PNAD anual como referência para o nível da série no mês de setembro, no caso das séries mensais, ou no 3º trimestre, no caso das séries trimestrais, e as variações da PME para construir as variações mais tempestivas.

Inicialmente, retroplou-se a série de desemprego nacional usando metodologia semelhante à de Bacciotti e Marçal (2020), i.e., um modelo básico estrutural contemplando as séries da PNAD Contínua, PNAD anual, PME ou PED, a fim de validar a metodologia de retroplação. Esse exercício foi necessário pois não se conhece na literatura outros autores que tenham retroplado as séries de desemprego regionais a fim de comparar os resultados obtidos.

Foram testados 5 modelos alternando as séries usadas para retroplação e componentes de cada série usadas para retroplar a PNAD continuar, conforme a descrição da Tabela 1.

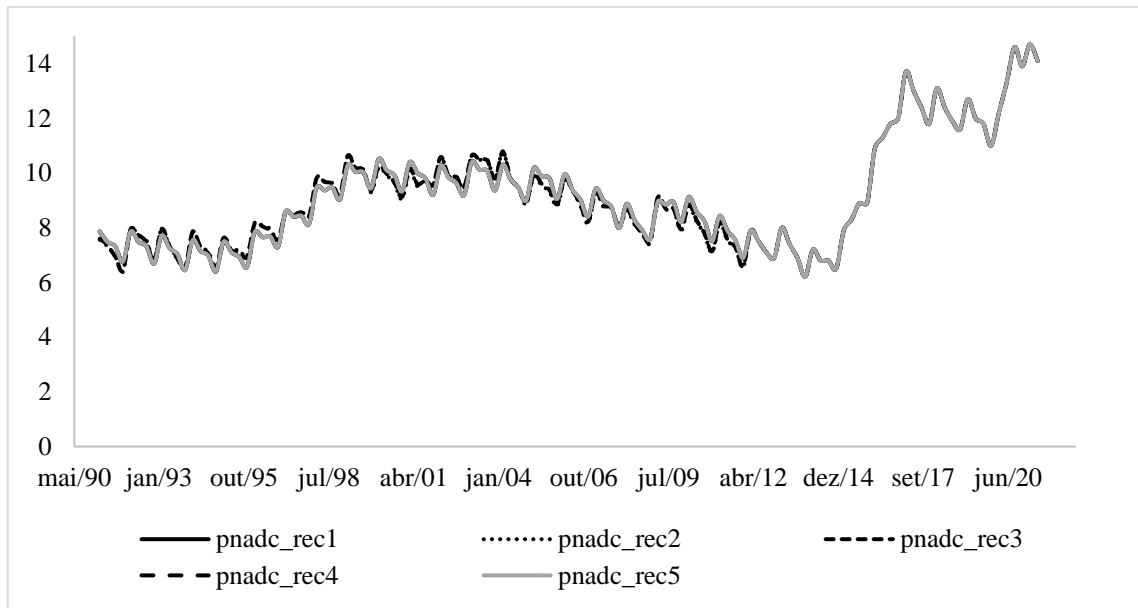
Tabela 1 - Modelos de retroplação da PNAD Contínua testados

Nome da série	Descrição
pnadc_rec1	tendência da PNAD + sazonalidade (quase determinística) da PNAD-C
pnadc_rec2	tendência da PNAD + tendência da PED + sazonalidade da PNAD-C
pnadc_rec3	tendência da PNAD + tendência da PED + sazonalidade da PED
pnadc_rec4	tendência da PNAD + sazonalidade da PED
pnadc_rec5	tendência da PNAD + sazonalidade da PME

Nota: a tabela apresenta os 5 modelos de espaço de estado testados para retroplar a PNAD contínua, cada um usando componentes diferentes das séries antigas para reconstruir a PNAD Contínua para trás. Em todos os modelos foi usada a PNAD anual, pois trabalhou-se com a hipótese que seus valores são coincidentes em setembro de cada ano. No modelo 'pnadc_rec1', adicionou-se a sazonalidade da própria PNAD Contínua, que é praticamente determinística; no modelo 'pnadc_rec2', manteve-se a sazonalidade da PNAD Contínua e adicionou-se a tendência da PED; no modelo 'pnadc_rec3', mantiveram-se as tendências da PNAD e da PED e substituiu-se a sazonalidade da PNAD Contínua pela sazonalidade da PED; no modelo 'pnadc_rec4', mantiveram-se apenas a tendência da PNAD e a sazonalidade da PED; e no modelo 'pnadc_rec5' substituiu-se a sazonalidade de PED pela sazonalidade da PME. Fonte: IBGE, DIEESE.

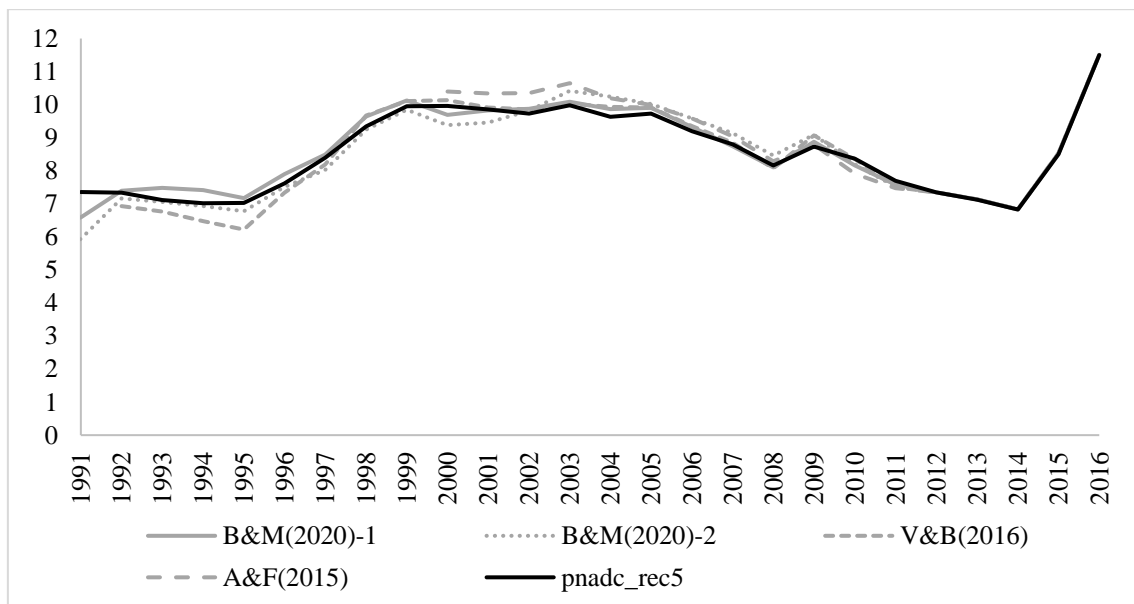
Os resultados são apresentados nos Gráficos 4 e 5, em que o Gráfico 4 mostra a comparação das séries obtidas com relação às séries originais e o Gráfico 5 a comparação com relação a outros trabalhos da literatura (valores anuais).

Gráfico 4 - Comparação entre as series de desemprego nacionais retropoladas



Nota: as séries foram construídas conforme a descrição da Tabela 2. A linha preta cheia é o modelo 'pnadc_rec1', construído com a tendência da PNAD anual e a sazonalidade (praticamente determinística) da própria PNAD Contínua; a linha preta pontilhada é o modelo 'pnadc_rec2', retropolada com a tendência da PNAD anual, tendência da PED e sazonalidade da PNAD Contínua; a linha preta com traços curtos é o modelo 'pnadc_rec3', montada com a tendência da PNAD anual, a tendência da PED e a sazonalidade também da PED; a linha preta com traços longos é o modelo 'pnadc_rec4', formada a partir da tendência da PNAD e da sazonalidade da PED; e a linha cinza é o modelo 'pnadc_rec5' retropolada a partir da tendência da PNAD e da sazonalidade da PME. Fonte: IBGE e DIEESE. Gráfico elaborado pelo autor.

Gráfico 5 - Comparação da série retropolada neste trabalho com as encontradas na literatura



Nota: o gráfico apresenta uma comparação da série 'pnadc_rec5' (linha preta cheia), montada segundo a metodologia descrita neste trabalho, com outras séries da Pnad Contínua retropolada na literatura. As linhas cinza cheia e cinza pontilhada são as duas séries retropoladas por Bacciotti e Marçal (2020); a linha cinza com traços curtos é a série contruída por Vaz e Barreira (2016); e a linha cinza com traços longos é a série estimada por Alves e Fasolo (2015). Fonte: IBGE, DIEESE, Bacciotti e Marçal (2020), Vaz e Barreira (2016), Alves e Fasolo (2015). Gráfico elaborado pelo autor.

Conclui-se que todas as séries são muito parecidas, independentemente da metodologia usada para retropolar. Por questões de disponibilidade das séries regionais, optou-se por replicar o modelo 5 “pnad_rec5” para as séries regionais, as quais são apresentadas no Apêndice A.

4.2 INFLAÇÃO

No caso da inflação, foi necessário apenas replicar regionalmente a metodologia empregada pelo Banco Central para o cálculo da inflação dos não-comercializáveis para a série nacional. Não foi possível replicar exatamente as séries em todo o período, pois o Banco Central não apresenta a metodologia de maneira detalhada para todas as Pesquisas de Orçamentos Familiares (POF). Logo, foi necessário fazer suposições acerca do que considerar comercializável, não-comercializável e administrado, conforme indicado na Tabela 2. Detalhes da classificação dos itens estão disponíveis no Apêndice B.

Tabela 2 - Fonte para classificação e qualidade do ajuste para as diferentes POF

Período	Fonte para classificação de NC, C e M	Qualidade do ajuste
2020-2021	BCB 2019 (descrição detalhada)	Excelente
2012-2019	BCB 2011 (descrição detalhada)	Excelente
2006/7-2011	BCB 2011 (descrição detalhada) + suposições	Bom
1999/8-2006/6	BCB 2002 (descrição vaga) + suposições	Razoável
1992/1-1999/7	BCB 2002 (descrição vaga) + suposições	Ruim

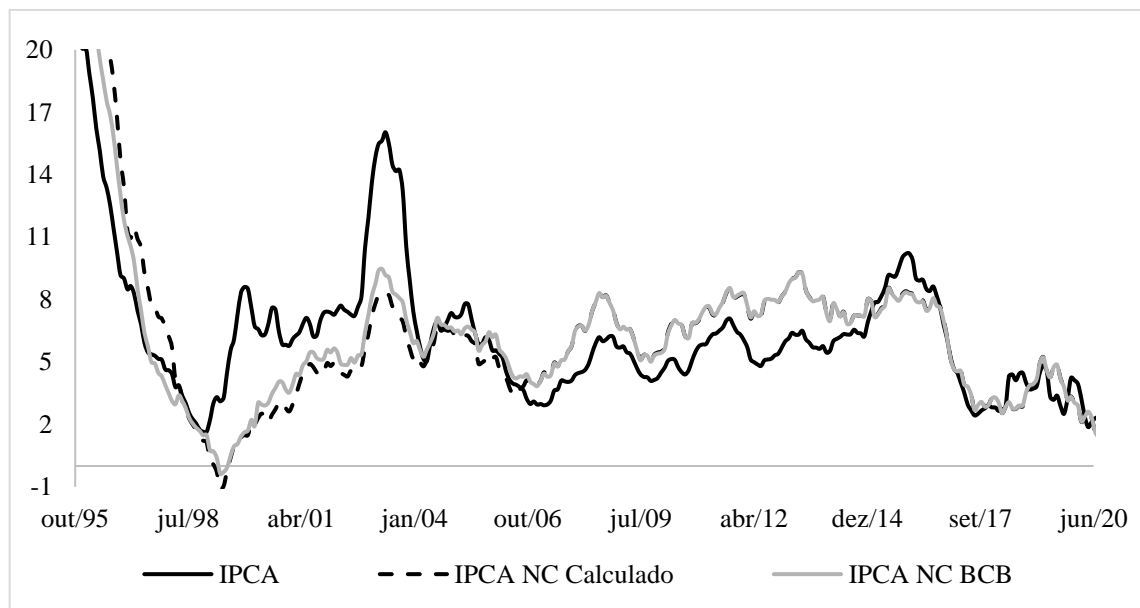
Nota: a tabela descreve as fontes para classificação dos itens e a qualidade do ajuste obtido para as séries de inflação para os itens não-comercializáveis (ver Gráfico 6) por Pesquisa de Orçamento Familiar (POF). No caso das POF de jan/2012 a dez/2019 e de jan/2020 a dez/2021, as séries agregadas em nível nacional ficaram idênticas às do BCB, pois há documentos que descrevem detalhadamente a metodologia empregada (BCB, 2019; BCB, 2011). Em relação às POF de jul/2006 a dez/2011 e ago/1999 e jun/2006, os documentos são mais vagos (BCB, 2011; BCB, 2002), o que trouxe a necessidade de fazer suposições a respeito de quais itens considerar não-comercializáveis. No que diz respeito às POF anteriores a 1999, fez-se suposições com base na descrição do período mais próximo (BCB, 2002).

Quanto à data de início, retropolaram-se as séries de inflação até julho de 1989. No entanto, optou-se por trabalhar com os dados a partir do 1º trimestre de 1996, a fim de evitar o período de hiperinflação, que é muito diferente dos dois regimes monetários seguintes. Visto que boa parte dos modelos foram estimados pelo filtro de Kalman, e posteriormente alisados, dados da amostra inteira contribuem para a estimação dos hiperparâmetros a cada período. A

inclusão de dados correspondentes a um regime exacerbadamente diferente dos outros prejudica a estimação dos hiperparâmetros de todo o período.

O procedimento adotado para montar as séries de inflação dos itens não-comercializáveis foi semelhante ao utilizado para as séries de desemprego. Por não haver uma referência de comparação para as séries regionais, optou-se por recalculá-la a série nacional e compará-la com a série disponibilizada pelo Banco Central do Brasil (BCB), que contempla o período a partir de janeiro de 1992. O Gráfico 6 apresenta a comparação entre as séries do IPCA cheio, do IPCA dos itens não-comercializáveis calculada pela metodologia deste trabalho e do IPCA dos itens não-comercializáveis calculada pelo BCB. Em seguida, aplicou-se o mesmo procedimento para as séries de inflação regionais, que são apresentadas no Apêndice C.

Gráfico 6 - Comparação entre as séries de IPCA cheio e de não-comercializáveis (%)



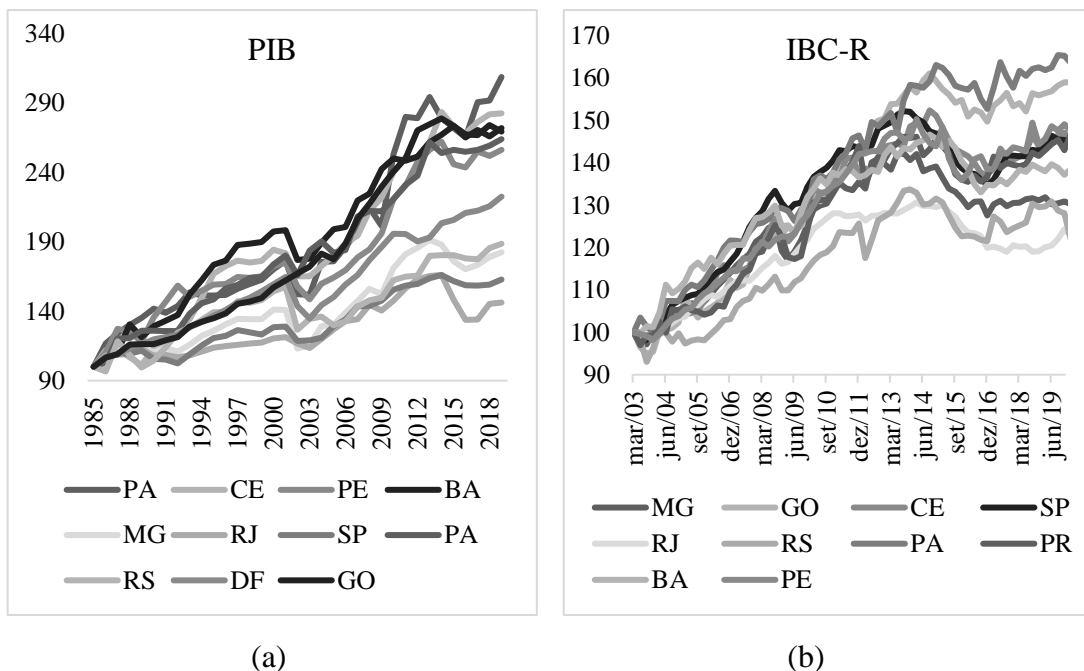
Nota: a linha preta cheia é a inflação acumulada em 12 meses medida pelo IPCA. A linha cinza tracejada é a inflação acumulada em 12 meses para os itens não-comercializáveis calculada pelo BCB. A linha preta tracejada é a inflação acumulada em 12 meses para os itens não-comercializáveis calculada com base na metodologia desenvolvida neste trabalho. Fonte: IBGE, BCB. Gráfico elaborado pelo autor.

Na série nacional e na maior parte das séries regionais verifica-se que houve deflação nos preços dos itens não-comercializáveis durante a transição do regime de câmbio fixo para o de metas de inflação. Além disso, no período de apreciação cambial da segunda metade dos anos 2000, a inflação dos itens não-comercializáveis passou a ser superior ao índice cheio, situação inversa ao período de câmbio desvalorizado do início do regime de metas de inflação até a primeira metade da década de 2000.

4.3 PRODUTO

Os dados do PIB para os estados, disponíveis na frequência anual a partir de 1985, permitem que se testem as curvas de Phillips com o nível de atividade econômica como *proxy* para o custo marginal das firmas. Já os dados do IBC-R consistem em séries de atividade econômica mais tempestivas, mas que estão disponíveis apenas a partir de 2003. As séries do PIB são os próprios dados encontrados no site do IBGE, apresentadas no painel (a) do Gráfico 7. As séries do IBC-R, obtidas no site do Banco Central, foram trimestralizadas a partir de suas variações mensais (painel b do Gráfico 6).

Gráfico 7 - PIB e IBC-R



Nota: o Gráfico 7a apresenta as séries do PIB para 10 estados (Pará, Ceará, Pernambuco, Bahia, Minas Gerais, Rio de Janeiro, São Paulo, Paraná, Rio Grande do Sul, Goiás) e o Distrito Federal em índice com base 100 em 1995 na frequência anual de 1985 a 2019. O gráfico 7b traz as séries do IBC-R para os mesmos estados do gráfico ao lado (mas não para o Distrito Federal) em índice com base 100 em mar/2003 na frequência trimestral de 2003T1 a 2019T4. Os dados foram trimestralizados a partir das variações mensais. Fonte: IBGE e BCB.

4.4 INSTRUMENTO

Como teste de robustez, propõe-se estimar a curva de Phillips com o desemprego instrumentalizado por uma variável que capture o transbordamento da demanda por bens comercializáveis. Esse instrumento foi apresentado por Nguyen (2015) e também aplicado por Hazell *et al.* (2020) para os dados americanos. A ideia consiste em medir o quanto um choque

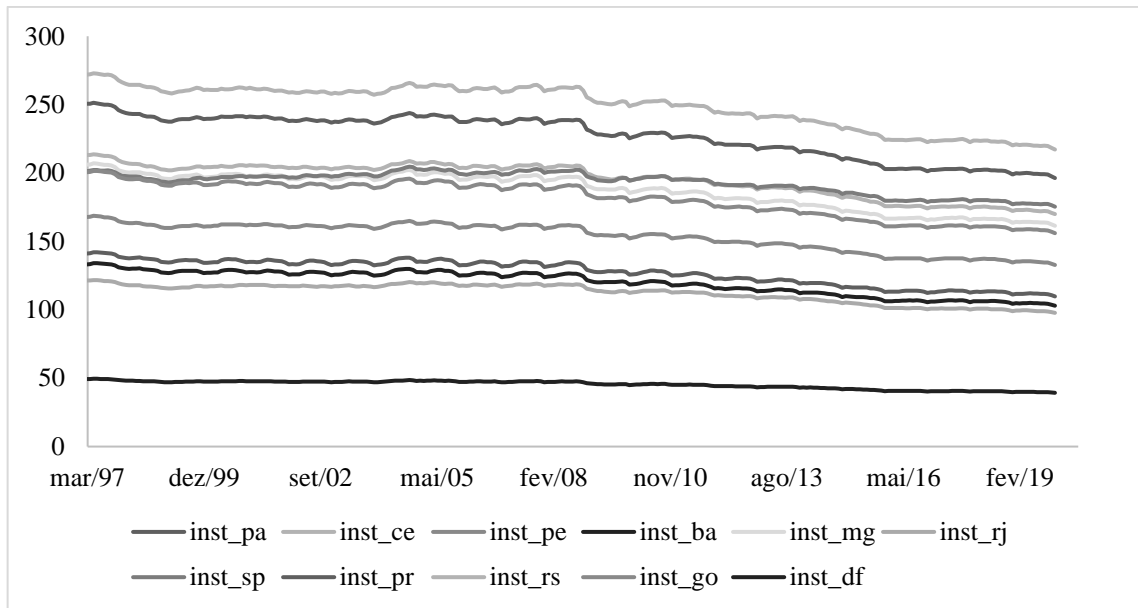
na demanda por itens comercializáveis tem impacto na inflação dos não-comercializáveis via variação da demanda destes últimos pelo efeito renda.

Por exemplo, uma elevação do preço do barril do petróleo tem impacto diferente na demanda por refeições restaurantes no Rio de Janeiro que o Paraná, ou o aumento do preço do minério de ferro nos aluguéis de Minas Gerais do que no Rio Grande do Sul. Assim, espera-se que um *boom* nos preços do barril de petróleo leve ao emprego de mais trabalhadores na indústria extrativa e, com isso, a salários mais altos, o que deve se traduzir por maior demanda por itens não-comercializáveis, como refeições em restaurantes. Faz-se a hipótese que esse efeito ocorre em maior grau nos estados produtores de petróleo e que não há efeitos indiretos nos estados não produtores de petróleo.

O instrumento é calculado considerando os estoques de emprego setoriais e regionais disponíveis na base de dados do Caged para os setores considerados comercializáveis, conforme a equação (9). Consideraram-se bens comercializáveis aqueles cuja produção tem destino a exportação para outras regiões (ou países) e cujo preço não é definido pela dinâmica da economia local. Os setores são: a agropecuária, a indústria extrativa mineral e a indústria de transformação.

$$\text{Indicador de Transbordamento de Demanda} = \sum_x \bar{S}_{x,i} x \log S_{-i,x,t} \quad (9)$$

O indicador é construído da seguinte forma. Para cada região i é calculada a parcela média que o setor x tem na população ocupada $\bar{S}_{x,i}$. Em seguida, multiplica-se a parcela da população ocupada do setor x nacionalmente excluindo-se a região i a cada período t . Repete-se o procedimento para os três setores e somam-se os valores. O instrumento é composto pela soma dos índices obtidos para as 3 atividades consideradas comercializáveis, apresentado no Gráfico 8.

Gráfico 8 - Indicador de transbordamento da demanda por itens comercializáveis

Nota: as diversas linhas acinzentadas mostram o instrumento de transbordamento para itens não comercializáveis para 10 estados (Pará, Ceará, Pernambuco, Bahia, Minas Gerais, Rio de Janeiro, São Paulo, Paraná, Rio Grande do Sul, Goiás) e o Distrito Federal – as mesmas contempladas na pesquisa do IPCA desde 1991. Nota-se que as séries variam pouco no tempo e diferem-se umas das outras mais pelo nível do que pelos ciclos. Fonte: Caged/MTE. Gráfico elaborado pelo autor.

5 RESULTADOS

Inicialmente, replicaram-se os resultados de Hazell *et al.* (2020) a fim de validar o código usado para estimar o modelo com os dados brasileiros. Em seguida, aplicaram-se os dados americanos ao modelo de parâmetros variantes no tempo, o que permitiu obter resultados que avançam em relação ao trabalho de Hazell *et al.* (2020). Por fim, aplicaram-se ambos modelos (com parâmetros fixos e variáveis) aos dados brasileiros, o foco deste trabalho.

5.1 INCLINAÇÃO DA CURVA DE PHILLIPS NOS ESTADOS UNIDOS

A Tabela 3 apresenta uma réplica do principal resultado de Hazell *et al.* (2020) com parâmetros fixos no tempo, onde se observa que o coeficiente ψ se reduz por um fator pouco maior que 2 quando se separa a amostra de 1978-2018 em duas janelas de estimação: 1978-1986 e 1990-2018.

Tabela 3 - coeficiente da curva de Phillips (ψ_t) estimado para a economia americana

1978-1986	1990-2018	1978-2018
0,198	0,090	0,112
(0,113)	(0,055)	(0,056)

Nota: apresentam-se os resultados de três regressões de painel, estimadas por OLS, usando o modelo descrito na equação (3) para a economia americana. O período de análise foi separado em dois: 1978-1986 e 1990-2018. Além disso, também se estimou o coeficiente para o período completo (1978-2018). Os números apresentados na tabela correspondem ao coeficiente de inclinação da curva de Phillips estimado com o erro padrão entre parênteses. Constata-se, a partir da estatística-t, que os coeficientes dos períodos 1978-1986 e 1978-2018 são estatisticamente diferentes de zero, a 10% e 5% de significância, respectivamente. Já o coeficiente da curva de Phillips no período 1990-2018 não é estatisticamente diferente de zero. Os resultados são uma réplica de Hazell *et al.* (2020), elaborados a partir da base de dados disponível em Hazell *et al.* (2022).

No caso da aplicação do modelo de parâmetros variáveis aos dados de Hazell *et al.* (2020), verificou-se que a mudança estrutural do coeficiente de inclinação da curva de Phillips se dá com maior intensidade após os anos 2000, quando a importação de bens da China se intensificou (ver Tabela 4). O país asiático passou a integrar a Organização Mundial do Comércio a partir de 2001, o que pode sugerir que os eventos estejam correlacionados. Ao mesmo tempo, do lado das expectativas, houve mudança de regime monetário: no final dos anos 1990, durante a Grande Moderação, o Federal Reserve passou a definir uma meta de inflação mais ou menos clara, em torno de 2%. O fato do modelo contemplar os efeitos fixos

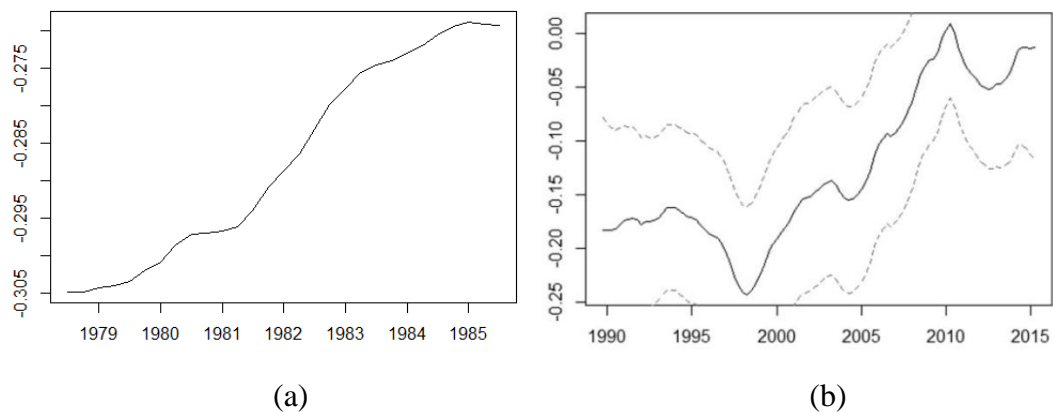
de tempo permite que se atribua o achatamento da curva de Phillips a alguma mudança estrutural, como a ocorrida no comércio exterior no exemplo citado anteriormente. Trabalhos futuros podem investigar com maior profundidade a validade dessa hipótese.

Tabela 4 - Média do fluxo de importação de bens da China para os EUA (bilhões de US\$ de set/22)

1991-2000	2001-2010	2011-2019
8,2	29,6	47,8

Nota: a tabela apresenta a média do fluxo de importação de bens de China para os Estados Unidos nas últimas três décadas, em bilhões de dólares americanos de setembro de 2022. Verifica-se um crescimento de 260% entre as médias das décadas de 1990 e 2000 e de 60% entre as médias das décadas de 2000 e 2010, ilustrando que a importação de bens da China aumentou fortemente nos Estados Unidos no período analisado. Fonte: FRED.

Gráfico 9 - coeficiente da curva de Phillips ($-\psi_t$) estimado para a economia americana



Nota: o Gráfico 9a traz o coeficiente da curva de Phillips de longo prazo estimado para a economia americana no período 1978-1986. O Gráfico 9b traz a mesma estimativa para o período 1990-2018. As linhas pretas cheias são o coeficiente de inclinação estimado com o filtro de Kalman a partir do modelo apresentado na equação (4). As linhas cinzas pontilhadas delimitam os limites inferior e superior do intervalo de confiança de 95% para a estimativa do coeficiente a cada trimestre. O coeficiente é estatisticamente diferente na maior parte do período. Fonte: Hazell *et al.* (2022). Cálculos do autor.

O Gráfico 9a contempla o período 1978-1986, o Gráfico 9b o período 1990-2018. Tal divisão foi necessária pois não há dados regionais disponíveis no período 1986-1990. Ainda que o filtro de Kalman tenha capacidade de lidar com dados faltantes, o elevado número de hiperparâmetros envolvidos no modelo (53) dificulta a convergência. Assim, optou-se por trabalhar com dois períodos distintos, a mesma divisão feita na amostra no trabalho original. Além disso, foi necessário excluir alguns estados que tinham muitos dados faltantes, principalmente no período 1978-1986, para facilitar ainda mais a convergência. Dessa forma, o valor médio do parâmetro ψ_t , que deveria ser igual ao coeficiente estimado com painel de parâmetros fixos, difere substancialmente no período 1978-1986 (0,293 com parâmetros variáveis contra 0,197 com parâmetros fixos), mas é semelhante no período 1990-2018 (0,109

com parâmetros variáveis contra 0,090 com parâmetros fixos). Ainda assim, essa alteração no modelo não prejudica a conclusão de que há uma redução substancial do coeficiente ψ a partir dos anos 2000: de 1978 a 1986, ψ caiu de 0,305 para 0,275, uma queda de 0,03; entre 2000 e 2010, a queda foi de 0,20 para próximo de zero.

5.2 INCLINAÇÃO DA CURVA DE PHILLIPS NO BRASIL

No caso do modelo com parâmetros fixos, a Tabela 5 indica mudança do coeficiente da curva de Phillips entre duas janelas de estimação, 1996T1-1999T4 e 2000T1-2019T4. Ainda que 1999 seja um ano de transição dos regimes cambial e monetário, optou-se por incluí-lo na primeira janela devido ao pequeno número de observações disponível para o período. Nota-se que o coeficiente na primeira janela de estimação não é significativo.

Tabela 5 - coeficiente da curva de Phillips (ψ_t) estimado para a economia brasileira

1996-1999	2000-2019	1996-2019
0,573	0,274	0,267
(0,369)	(0,050)	(0,056)

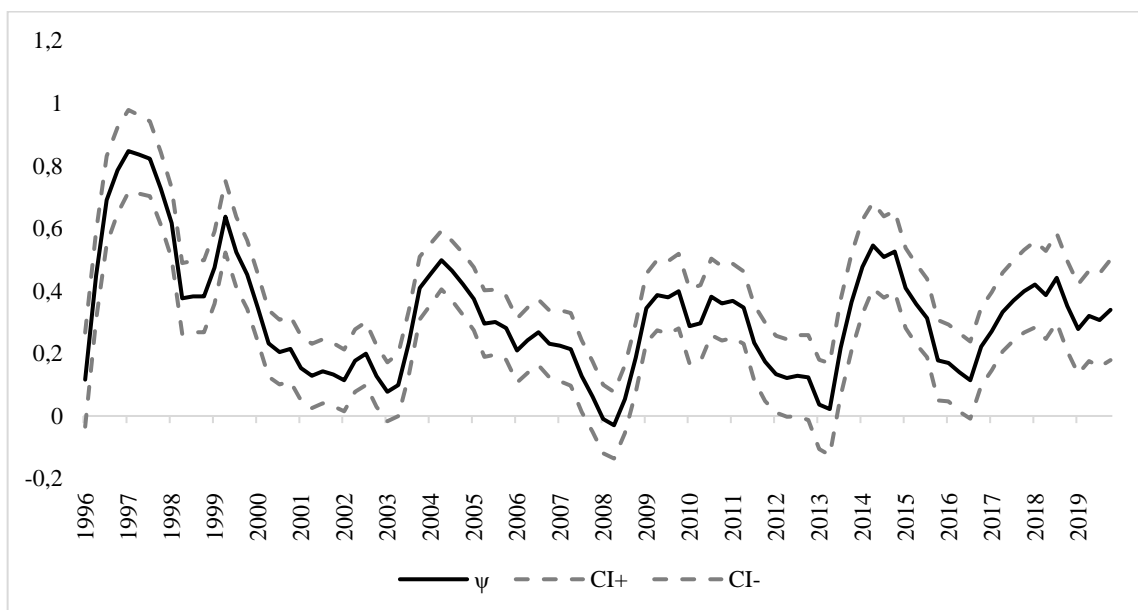
Nota: apresentam-se os resultados de três regressões de painel, estimadas por OLS, usando o modelo descrito na equação (3) com dados de 6 regiões metropolitanas brasileiras (Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo e Porto Alegre) na frequência trimestral. O período de análise foi separado em dois: antes do Regime de Metas de Inflação (1996-1999) e depois do Regime de Metas de Inflação (2000-2019). Além disso, o modelo também foi estimado para o período completo (1996-2019). Os números apresentados na tabela correspondem ao coeficiente de inclinação da curva de Phillips estimado com o erro padrão entre parênteses. Constatou-se, a partir da estatística-t, que os coeficientes dos períodos correspondentes 2000-2019 e 1996-2019 são estatisticamente diferentes de zero ao nível de 1%. O coeficiente estimado para o período 1996-1999 não é significativo.

No caso do modelo com parâmetros variáveis no tempo, o Gráfico 10 indica que houve diminuição substancial da magnitude da inclinação da curva de Phillips na passagem do câmbio fixo para o câmbio flutuante, em 1999, quando se implementou também o regime de metas de inflação, e que o coeficiente é estatisticamente diferente de zero em quase todo o período da amostra. A partir desse momento, a política monetária passou a ser ativa, com o objetivo de cumprir a meta de inflação, porém abrindo mão do câmbio fixo. O coeficiente apresentou comportamento oscilatório, com valores maiores em períodos em que a inflação esteve mais alta, mas sem voltar a atingir o valor máximo registrado no período com câmbio fixo (0,85). Esse resultado corrobora a hipótese da curva de Phillips não-linear, que supõe redução da rigidez dos preços quando a inflação acelera (BALL *et al*, 1988).

O uso de efeitos fixos permite controlar para a mudança de regime monetário e se supor que a variação residual no coeficiente de inclinação se deve a alguma mudança

estrutural. No caso do Brasil, também houve um processo de abertura comercial ao longo dos anos 1990, o que pode ajudar a explicar os resultados obtidos para a redução do coeficiente da curva de Phillips, mas essa hipótese carece de uma investigação mais aprofundada. Os períodos em que o câmbio esteve sobrevalorizado durante a década de 2000, após a adoção do câmbio flutuante, coincidiram com a queda na média do coeficiente da curva de Phillips. Dessa forma, como mostram as Figuras do Apêndice D, a média do coeficiente parece estar ligada ao câmbio e a amplitude das oscilações ao nível da inflação.

Gráfico 10 - Coeficiente da curva de Phillips (ψ_t) estimado para a economia brasileira



Nota: a linha preta cheia é o coeficiente de inclinação da curva de Phillips estimado com o filtro de Kalman a partir da equação (4) com dados de 6 regiões metropolitanas brasileiras (Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo e Porto Alegre) no período 1996T1-2019T4. As linhas cinzas pontilhadas delimitam os limites inferior e superior do intervalo de confiança de 95% para a estimativa do coeficiente a cada trimestre. O coeficiente é estatisticamente diferente de zero na maior parte do período. Cálculos do autor.

Além disso, a fim de comparar os resultados deste trabalho com o restante da literatura, é conveniente converter ψ_t em κ_t . Conforme mencionado anteriormente, ψ_t é o coeficiente da curva de Phillips associado às expectativas de longo prazo para a inflação e, portanto, captura o efeito do desemprego corrente e das expectativas de desemprego futuras sobre a inflação. Enquanto isso, κ_t , associado às expectativas para a inflação no período seguinte, captura apenas o efeito de desemprego corrente sobre a inflação. Logo, é natural que $\psi_t > \kappa_t$, cuja constante de proporcionalidade depende de β e de ρ_u , caso o desemprego cíclico siga um processo AR(1), conforme a descrição da equação (2). Visto que as taxas de desemprego nas regiões metropolitanas brasileiras têm dinâmica distinta de um AR(1), optou-

se por determinar a constante de proporcionalidade de maneira empírica, conforme a equação (10):

$$\sum_{j=0}^T \beta^j u_{i,t+j} = \frac{\zeta}{4} u_{i,t} + \delta p_{i,t}^{NC} + \alpha_i + \gamma_t + \epsilon_{i,t} \quad (10)$$

$\sum_{j=0}^T \beta^j u_{i,t+j}$ representa uma espécie de “valor presente” em t da taxa de desemprego futura. Escolheu-se truncar o cálculo do valor presente em 20 trimestres (5 anos), o mesmo período para o qual há dados disponíveis para as expectativas de longo prazo. A constante 4 se justifica pelo fato de que a inflação em questão está acumulada em 4 trimestres, enquanto a periodicidade das séries é trimestral. Na prática, ζ é a constante de proporcionalidade entre o valor descontado das taxas de desemprego ao longo do ciclo e a taxa de desemprego presente. Como resultado, obtém-se $\zeta = 35,1$ sugerindo que κ_t é duas ordens de grandeza menor que ψ_t (valor médio de 0,0075). Isso implica que a curva de Phillips pode até ter existido durante todo o período analisado na economia brasileira, mas com uma inclinação muito pequena. Assim, o resultado sugere que as expectativas sempre importaram mais para o controle da inflação do que o nível de aquecimento da demanda agregada, mesmo antes do Regime de Metas de Inflação.

A principal consequência desses resultados se dá no manejo da política monetária. Com a relação entre desemprego e inflação enfraquecida, o Banco Central passa a ter menor poder de controle da inflação via desaquecimento da demanda agregada. Em outras palavras, o custo de desinflação via controle da demanda agregada passa a ser maior, pois exige um aumento maior do desemprego (ou queda do hiato do produto) para reduzir a inflação do mesmo tanto que reduziria se a curva de Phillips fosse mais inclinada. Por outro lado, o inverso também é verdadeiro. O resultado sugere que, mantida a ancoragem das expectativas, uma economia sobreaquecida também tem efeito menor sobre a inflação. Assim, o controle das expectativas passa a ter um peso maior na condução da política monetária, pois, elas têm efeito direto sobre a inflação futura.

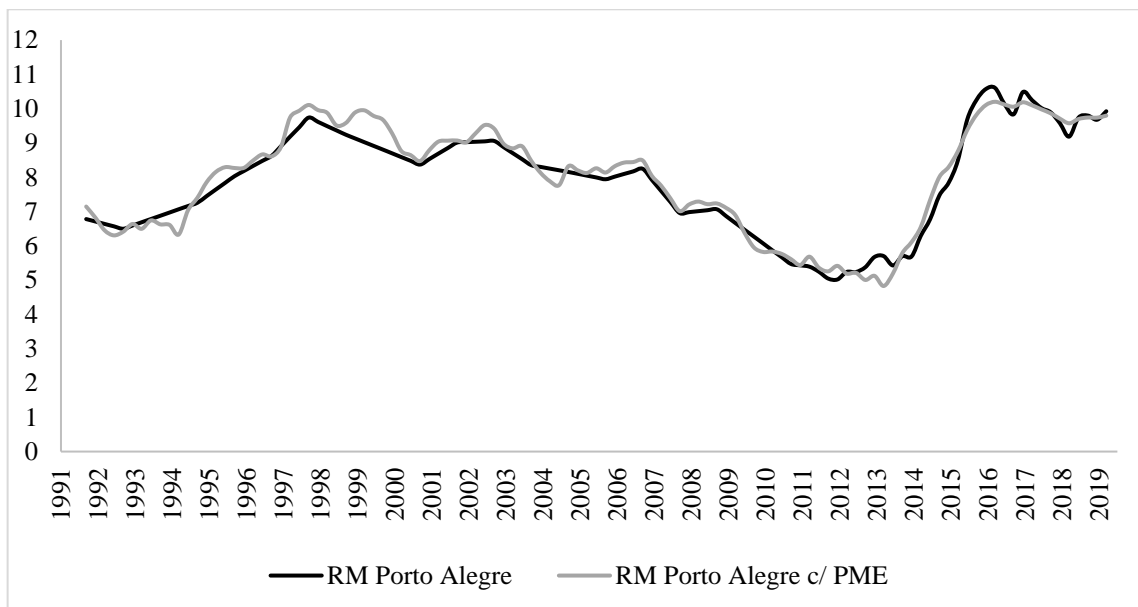
Conclui-se que, dada a estrutura das cadeias produtivas na economia integrada globalmente, as expectativas passam a ter papel preponderante para a inflação futura. Nível de preços mais alto leva os trabalhadores e demandarem reajustes maiores de salário, em especial quando o desemprego está baixo e eles têm maior poder de barganha - o fato estilizado que tenta ser capturado pelo coeficiente da curva de Phillips. Entretanto, o movimento só se concretiza porque há uma crença que a inflação irá acelerar. Em outras palavras, é a desancoragem das expectativas que inicia o processo. Os resultados sugerem que garantir que

as expectativas de longo prazo permaneçam ancoradas é a maneira mais eficiente de manter a inflação sobre controle.

5.3 TESTE DE ROBUSTEZ

Realizaram-se três tipos de testes de robustez para os resultados obtidos. O primeiro deles foi com a extensão do universo contemplado nas pesquisas de desemprego PME. É possível estender as séries de desemprego para as 11 regiões metropolitanas e capitais contempladas na pesquisa do IPCA desde 1991 (regiões metropolitanas de Belém, Fortaleza, Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo, Curitiba, Porto Alegre; Distrito Federal; e município de Goiânia) usando apenas os dados da PNAD contínua e da PNAD, mesmo que as séries construídas sejam de menor qualidade, pois a trimestralização é feita via interpolação linear dos dados anuais, conforme mostra o Gráfico 11. Assim, pode-se verificar como seria a curva de Phillips se 11 regiões tivessem sido contempladas.

Gráfico 11 - Comparação entre as séries de desemprego retropoladas com e sem a PME

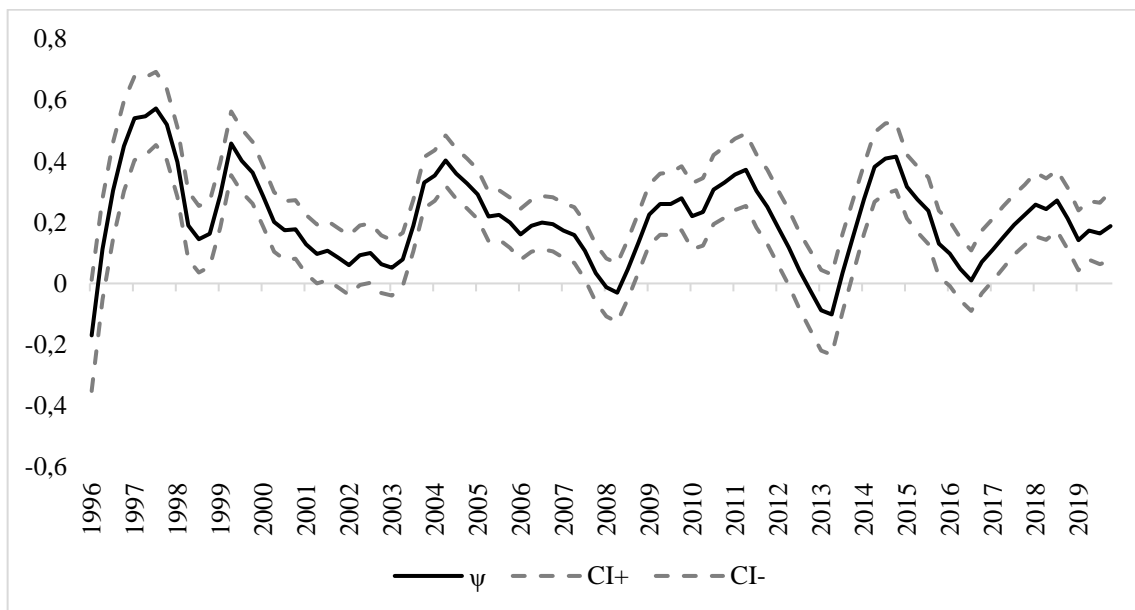


Nota: a linha preta cheia é a taxa de desemprego para a região metropolitana de Porto Alegre retropolada apenas com a PNAD anual. A linha cinza é a taxa de desemprego para a região de Porto Alegre com a PNAD anual e a PME (mensal). A série que contém a PME apresenta maior variação do que a que não contém a PME, pois no caso da retropolação apenas com a PNAD os dados faltantes são interpolados. Cálculos do autor.

No que diz respeito ao coeficiente estimado na regressão com as 11 regiões, os movimentos são muito semelhantes à regressão original ainda que os níveis sejam um pouco diferentes. Nota-se que a trajetória do coeficiente ficou um pouco mais achatada, o que pode

indicar que, no limite, com a inclusão de todas as regiões, o coeficiente tende a um valor menor. Também se destaca a ampliação dos períodos para os quais o coeficiente não é significativo, como, por exemplo, durante a crise cambial de 2002. O Gráfico 12 corrobora a hipótese de que as expectativas dominaram a dinâmica inflacionária nesse período.

Gráfico 12 - Coeficiente da curva de Phillips (ψ_t) estimado com 11 regiões metropolitanas



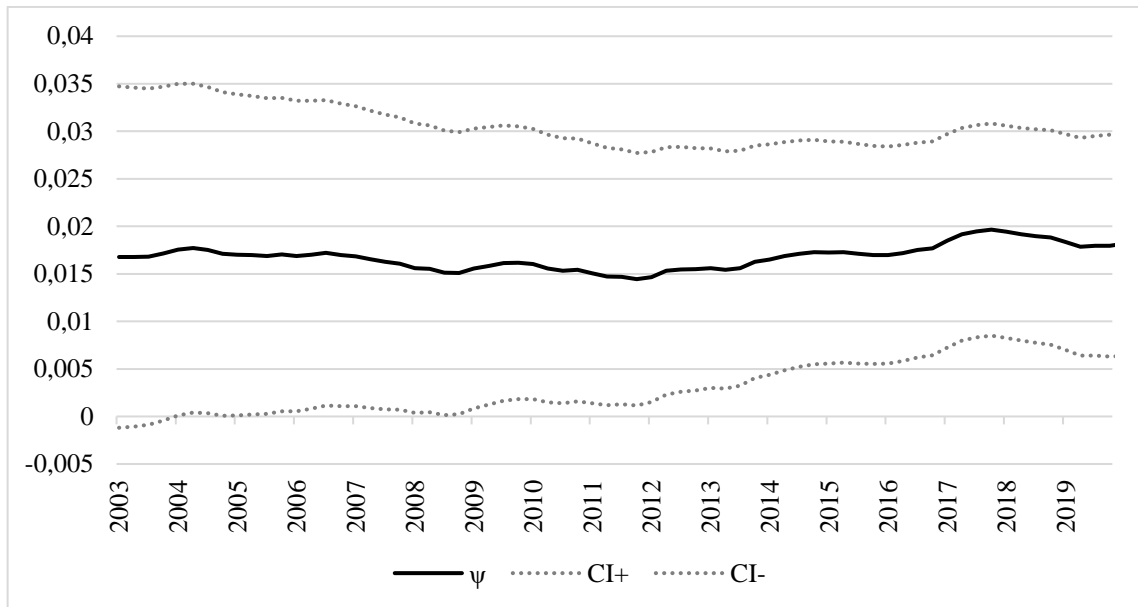
Nota: a linha preta cheia é o coeficiente de inclinação da curva de Phillips estimado com o filtro de Kalman a partir da equação (4) com os dados de 11 regiões metropolitanas e capitais (Belém, Fortaleza, Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo, Curitiba, Porto Alegre, Distrito Federal e Goiânia) no período 1996T1-2019T4. As linhas cinzas pontilhadas delimitam os limites inferior e superior do intervalo de confiança de 95% para a estimativa do coeficiente a cada trimestre. O coeficiente é estatisticamente diferente de zero na maior parte do período e, comparativamente às estimativas com apenas 6 regiões, apresenta diferença menor entre as amplitudes dos períodos anterior e posterior à implementação das metas de inflação. Cálculos do autor.

O segundo teste de robustez foi realizado usando outra *proxy* para o custo marginal das empresas, o produto dos estados medido pelo IBC-R, cujas séries estão disponíveis a partir de 2003⁵. Visto que é possível supor que os produtos dos estados apresentam uma tendência de crescimento comum, capturada pelos efeitos fixos de tempo na regressão em painel, a diferença de ciclo residual pode ser atribuída ao hiato do produto. Assim, pôde-se inserir o produto diretamente na regressão contra a inflação dos itens não-comercializáveis. Os resultados apresentados no Gráfico 13 são significativos, mas não indicam oscilações com a mesma amplitude que as séries de desemprego. Há também uma diferença no nível. Porém, a informação relevante é o fato que o coeficiente da curva de Phillips oscila em torno de uma

⁵ Embora as séries para o PIB dos estados estejam disponíveis a partir de 1985, os dados estão na frequência anual, o que provavelmente contribuiu para que os resultados obtidos não fossem bons. Logo, optou-se por usar apenas os IBC-R como *proxy* para o custo marginal das firmas via hiato do produto.

média ao longo do regime de metas de inflação, o que também está presente nos resultados com a variável desemprego. Desse modo, a estimação com os IBC-R dos estados corrobora o resultado de que não há mudança estrutural na série do coeficiente da curva de Phillips após a implementação do Regime de Metas de Inflação.

Gráfico 13 - Magnitude do coeficiente da curva de Phillips (ψ_t) com os IBC-R dos estados



Nota: a linha preta cheia é o coeficiente de inclinação da curva de Phillips estimado com o filtro de Kalman a partir do modelo descrito na equação (4) com os IBC-R de 10 estados (Pará, Ceará, Pernambuco, Bahia, Minas Gerais, Rio de Janeiro, São Paulo, Paraná, Rio Grande do Sul, Goiás) como *proxy* para o custo marginal das firmas no período 2003T1-2019T4. As linhas cinzas pontilhadas delimitam os limites inferior e superior do intervalo de confiança de 95% para a estimativa do coeficiente a cada trimestre. O coeficiente é estatisticamente diferente de zero na maior parte do período e, comparativamente às estimativas para a taxa de desemprego, é praticamente constante: varia de 0,014 a 0,019 no período. Cálculos do autor.

O terceiro teste realizado se deu com o instrumento para o transbordamento da demanda dos itens comercializáveis na inflação dos não-comercializáveis. Nota-se que os ciclos das variáveis usadas como instrumentos são muito parecidos, pois a população empregada em setores comercializáveis nos estados em questão é muito pequena. Por essa razão, o instrumento proposto por Hazell *et al.* (2020) não gerou variações suficientes para produzir estimativas significativas na curva de Phillips brasileira, conforme mostra a Tabela 6.

Tabela 6 - coeficiente da curva de Phillips (ψ_t) estimado com o instrumento

1997-1999	2000-2019	1997-2019
-2,000	0,055	2,480
(1,038)	(0,438)	(2,315)

Nota: apresentam-se os resultados de três regressões de painel, estimadas por GMM, usando o modelo descrito na equação (3) e o Indicador de Demanda por Comercializáveis como instrumento para a taxa de desemprego. O período de análise foi separado em dois: 1997-1999 e 2000-2019. Além disso, o modelo também foi estimado para o período completo (1997-2019). Os números apresentados na tabela correspondem à média do estimador do coeficiente de inclinação da curva de Phillips com o erro padrão entre parênteses. Constata-se a partir de testes-t que nenhum dos coeficientes é estatisticamente diferente de zero.

6 CONCLUSÃO

Este trabalho buscou resolver o clássico problema de identificação das expectativas sobre o coeficiente da curva de Phillips a partir de um modelo multirregional já aplicado para a economia americana. Devido às particularidades dos dados brasileiros, foi necessário retropolar as séries de desemprego e construir os índices de inflação para itens não-comercializáveis regionais.

Ao adaptar o modelo para trabalhar com parâmetros variantes no tempo, foi possível avançar em relação ao trabalho de referência. Assim, encontrou-se evidência de que a abertura comercial pode ter tido papel importante para a redução da magnitude do coeficiente nos Estados Unidos. No caso brasileiro, também foi verificada atenuação do coeficiente da curva de Phillips, em especial na transição para o regime de metas de inflação e adoção do câmbio flutuante.

Convém notar que o fato de controlar para as expectativas de longo prazo permite que se abstraia as crises de confiança da estimação do coeficiente da curva de Phillips. Não se observa nenhuma quebra estrutural na série nas vésperas da eleição de 2002 nem durante a vigência da “Nova Matriz Econômica”. Ao invés disso, nota-se certa dependência do câmbio e da magnitude da inflação após a mudança para o câmbio flutuante. Câmbio sobrevalorizado diminui o poder de mercado dos agentes internos, enquanto a inflação elevada diminui a rigidez nominal dos preços, o que corrobora a não-linearidade da curva de Phillips.

Com isso, conclui-se que os mecanismos de transmissão de política monetária mudaram na passagem do regime de câmbio fixo para o câmbio flutuante. Enquanto o canal da demanda ficou mais fraco, o canal das expectativas ficou mais forte. Dessa forma, a credibilidade do Banco Central passou a ter preponderância na dinâmica da inflação, e o custo de desinflação via desaquecimento da demanda agregada aumentou. Os resultados sugerem que a maneira mais eficiente de manter a inflação sobre controle é garantir que as expectativas de longo prazo permaneçam ancoradas.

REFERÊNCIAS

- ALVES, S. A. L.; CORREA, A. da S. **Um conto de três hiatos**: desemprego, utilização da capacidade instalada da indústria e produto. Brasília: Banco Central do Brasil, 2013. (Trabalhos para discussão, 339).
- ARIDA, P.; LARA-RESENDE, A.. Inflação inercial e reforma monetária. *In*: ARIDA, P. **Inflação zero**: Brasil, Argentina, Israel. Rio de Janeiro: Paz e Terra, 1986.
- BALL, L. et al. The new Keynesian economics and the output-inflation trade-off. U.S. **Brookings papers on economic activity**, v. 1988, n. 1, p. 1-82, 1988.
- BALL, L. M.; MAZUMDER, S.. **Inflation dynamics and the great recession**. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, 2011. (Working paper, 17044).
- BEVILAQUA, A. S.; MESQUITA, M.; MINELLA, A.. **Brazil**: taming inflation expectations. Basel, Switzerland: Bank for International Settlements, 2008. (BIS Papers, 35).
- BERNANKE, B. **Inflation expectations and inflation forecasting**. Cambridge, MA. Jul. 2007. Disponível em: <https://www.federalreserve.gov/newsevents/speech/bernanke20070710a.htm>. Acesso em: jul. 2022
- BACCIOTTI, R.; MARÇAL, E. F. Taxa de Desemprego no Brasil em quatro décadas: retroposição da PNAD contínua de 1976 a 2016. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 50, p. 513-534, 2020.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL - BCB. **Séries Temporais - Metadados - IPCA**. Brasília, 2022. Disponível em: <https://www4.bcb.gov.br/pec/series/port/metadados/mg41Bp.htm>. Acesso em: jul/2022.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL - BCB. **Atualizações das Estruturas de Ponderação do IPCA e do INPC e das Classificações do IPCA Relatório de Inflação – dez/2011**. Brasília, 2011. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/htms/relinf/port/2011/12/ri201112b3p.pdf>. Acesso em: dez/2021.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL - BCB. **Atualizações da estrutura de ponderação do IPCA e repercussão nas suas classificações**. Brasília, 2019. (Estudo Especial nº 69). 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 dez/2021.
- CALVO, G. A. Staggered prices in a utility-maximizing framework. **Journal of monetary Economics**, [s.l.], v. 12, n. 3, p. 383-398, 1983.
- CASAS, I; FERNANDEZ-CASAL, R. **tvReg: Time-varying coefficient linear regression for single and multi-equations in R**. Rochester, NY: SSRN, 2019.

CASAS, I. *et al.* Time-varying income elasticities of healthcare expenditure for the OECD and Eurozone. **Journal of Applied Econometrics**, [s.l.], v. 36, n. 3, p. 328-345, 2021.

COMMANDEUR, J. J. F.; KOOPMAN, S. J.. **An introduction to state space time series analysis**. Oxford, U.K.: Oxford University Press, 2007.

COMMANDEUR, J.J.F; KOOPMAN, S. J.; OOMS, M. Statistical software for state space methods. **Journal of Statistical Software**, [s.l.], v. 41, p. 1-18, 2011.

CROISSANT *et al.* **plm: Linear Models for Panel Data. Pacote R versão 2.4-1**. [s.l.]: 2021.

DELLAVIGNA, S; GENTZKOW, M. Uniform pricing in us retail chains. **The Quarterly Journal of Economics**, Cambridge, MA, v. 134, n. 4, p. 2011-2084, 2019.

FITZGERALD, T.J; NICOLINI, J.P. **Is there a stable relationship between unemployment and future inflation?: Evidence from US cities**. Minneapolis, MN: Federal Reserve Bank of Minneapolis Research Department, 2014.

FRIEDMAN, M.. The role of monetary policy. **American Economic Review**, [S.l.], v. 58, n.1, pp. 1–17, mar. 1968..

HARVEY, A. C. **Forecasting, structural time series models and the Kalman filter**. Cambridge, U.K.: Cambridge University Press. 1990.

HARVEY, A. C. The estimation of time-varying parameters from panel data. *In*: INSTITUT NATIONAL DE LA STATISTIQUE ET DES ÉTUDES ÉCONOMIQUES. **Annales de l'INSEE**. Paris, France: 1978. p. 203-226.

HARVEY, A.; KOOPMAN, S. Jan; PENZER, J.. Messy time series: a unified approach. **Advances in econometrics**, [s.l.]. v. 13, p. 103-144, 1998.

HAZELL, J. *et al.* **The slope of the Phillips Curve: evidence from US states**. Washington, D.C., U.S.: National Bureau of Economic Research, 2020. (Working Paper, 28005).

HAZELL, J. *et al.* **Replication Data for: 'The Slope of the Phillips Curve: evidence from US states'**. [s.l.]: 2022. Disponível em: <https://dataverse.harvard.edu/dataset.xhtml?persistentId=doi:10.7910/DVN/OQNZYE>. Acesso em: fev. 2022.

KUTTNER, K.; ROBINSON, T.. Understanding the flattening Phillips curve. [s.l.]: The North American **Journal of Economics and Finance**, v. 21, n. 2, p. 110-125, 2010.

LIMA, E. C. R.. The NAIRU, unemployment and the rate of inflation in Brazil. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 57, p. 899-930, 2003.

MACHADO, V. G.; PORTUGAL, M. S.. Phillips curve in Brazil: an unobserved components approach. **Estudos Econômicos**, São Paulo, 44, p. 787-814, 2014.

MAVROEIDIS, S.; PLAGBORG-MØLLER, M.; STOCK, J. H.. Empirical evidence on inflation expectations in the New Keynesian Phillips Curve. **Journal of Economic Literature**, [s.l.]: v. 52, n. 1, p. 124-88, 2014.

MCLEAY, M.; TENREYRO, S.. Optimal inflation and the identification of the Phillips curve. **NBER Macroeconomics Annual**, Washington, D.C., v. 34, n. 1, p. 199-255, 2020.

NGUYEN, H.. **Demand-driven propagation: Evidence from the Great Recession**. Washington, D.C., U.S.: World Bank, 2015. (World Bank Policy Research Working Paper, 7456).

PETRIS, G. An R package for dynamic linear models. **Journal of statistical software**, [s.l.], v. 36, p. 1-16, 2010.

PETRIS, G.. State space models for functional time series. *In*: BONGIORNO, E. **Contributions in infinite-dimensional statistics and related topics**. Bolonha, Itália: Societa Editrice Esculapio, 2014. p. 209.

PETRIS, G.. dlm: Bayesian and likelihood analysis of dynamic linear models. R package version, [s.l.], v. 1, n. 3, 2010.

PHILLIPS, A. W. The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the United Kingdom, 1861-1957. **Economica**, U.K., v. 25, n. 100, p. 283-299, 1958.

MADALOZZO, R.; PORTUGAL, M. Um Modelo de NAIRU para o Brasil. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 20, n. 4, p. 80, 2000.

PORTUGAL, M. S.; MADALOZZO, R. C.; HILLBRECHT, R. O. **Inflation, unemployment and monetary policy in Brazil**. Washington, D.C.: International Monetary Fund, Inflation Targeting Seminar, 1999.

REIS, R.. Losing the inflation anchor. **Brookings Papers on Economic Activity**, Washington, D.C., v. 2021, n. 2, p. 307-379, 2022.

SACHSIDA, A.. **Reexaminando a curva de Phillips brasileira com dados de seis regiões metropolitanas**. Brasília: Ipea, 2009. (Texto para Discussão, 1430).

SACHSIDA, A.; SCHETTINI, B. P.; GOUVÊA, R. R.. Inflação, desemprego e choques cambiais: estimativas var para a economia brasileira. **Análise Econômica**, Porto Alegre, v. 35, n. 67, 2017.

SCHWARTZMAN, F. F.. Estimativa de curva de Phillips para o Brasil com preços desagregados. **Economia Aplicada**, São Paulo, v. 10, p. 137-155, 2006.

SAMUELSON, P. A.; SOLOW, R. M.. Analytical aspects of anti-inflation policy. **The American Economic Review**, Cambridge, MA, v. 50, n. 2, p. 177-194, 1960.

STOCK, J. H.; WATSON, M. W.. **A probability model of the coincident economic indicators**. Washington, D.C.: NBER, 1988. (Working Paper, 2772).

STOCK, J. H.; WATSON, M. W.. New indexes of coincident and leading economic indicators. **NBER macroeconomics annual**, Washington, D.C., v. 4, p. 351-394, 1989.

STOCK, J. H.; WATSON, M. W.. Slack and cyclically sensitive inflation. **Journal of Money**, [s.l.], Credit and Banking, v. 52, n. S2, p. 393-428, 2020.

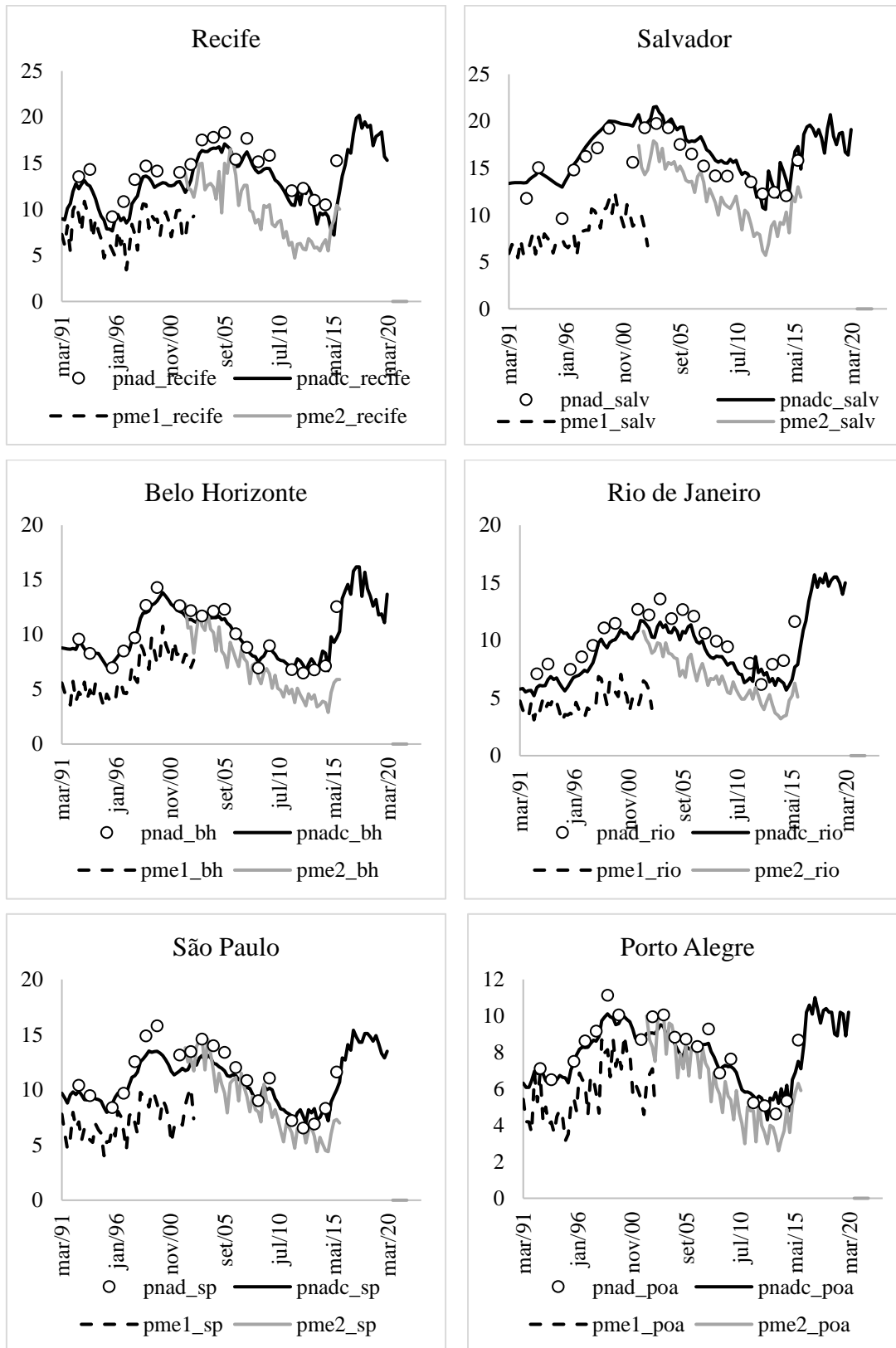
TOMBINI, A. A.; ALVES, S. A. L. **The recent Brazilian disinflation process and costs**. Brasília: Banco Central do Brasil, 2006. (Trabalhos para Discussão, 109).

VAZ, B. O. E.; BARREIRA, T. C.. Metodologia de retroplacação da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua de 1992 a 2012. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 51, p. 759-782, 2021.

SMITH, S.; TIMMERMANN, A.; WRIGHT, J. **The Phillips curve**: heterogeneity across space and time. [s.l.]: International Association for Applied Econometrics webinar. 2021.

APÊNDICE A – SÉRIES DE DESEMPREGO REGIONAIS

Gráfico A1 - Séries de desemprego retropoladas (tendência da PNAD + sazonalidade da PME)



Nota: as linhas pretas cheias mostram as séries de desemprego da PNAD Contínua retropoladas junto com as séries usadas para retropolação: PME1 (linha preta tracejada), PME2 (linha cinza) e PNAD (circunferências).

APÊNDICE B – COMPOSIÇÃO DO IPCA DE ITENS NÃO-COMERCIALIZÁVEIS

Quadro B1 - Itens considerados não-comercializáveis

(continua)

POF	Itens considerados não-comercializáveis	Fonte
jan/2020- dez/2021	Feijão – mulatinho; Feijão – preto; Feijão - macáçar (fradinho); Feijão - carioca (rajado); Flocos de milho; Farinha de mandioca; Tubérculos, raízes e legumes; Hortaliças e verduras; Peixe – anchova; Peixe – corvina; Peixe – tainha; Peixe – sardinha; Camarão; Peixe – cavala; Peixe – cação; Peixe – merluza; Peixe – serra; Peixe – pescada; Caranguejo; Peixe – castanha; Peixe – palombeta; Peixe – curimatã; Peixe – tilápia; Peixe – tambaqui; Peixe – dourada; Peixe – filhote; Peixe – peroá; Peixe – pintado; Peixe – aruanã; Leite longa vida; Leite condensado; Queijo; Iogurte e bebidas lácteas; Requeijão; Manteiga; Leite fermentado; Pão francês; Pão doce; Bolo; Alimentação fora do domicílio; Aluguel residencial; Condomínio; Mudança; Cimento; Tijolo; Mão de obra; Areia; Carvão vegetal; Consertos e manutenção; Passagem aérea; Transporte escolar; Transporte por aplicativo; Seguro voluntário de veículo; Conserto de automóvel; Estacionamento; Automóvel usado; Pintura de veículo; Aluguel de veículo; Serviços médicos e dentários; Serviços laboratoriais e hospitalares; Costureira Manicure; Empregado doméstico; Cabeleireiro e barbeiro; Depilação; Despachante; Serviço bancário; Sobrancelha; Clube; Tratamento de animais (clínica); Alimento para animais; Casa noturna; Hospedagem; Pacote turístico; Curso de higiene para animais; Cinema, teatro e concertos; Cursos regulares; Leitura; Cursos diversos; Plano de telefonia móvel; Tv por assinatura; Acesso à internet; Serviços de streaming; Combo de telefonia, internet e tv por assinatura.	BCB (2019)
jan/2012- dez/2019	Feijão – mulatinho; Feijão – preto; Feijão - macassar (fradinho); Feijão - carioca (rajado); Feijão - branco [maio 2018 a dezembro 2019]; Amido de milho; Flocos de milho; Farinha de mandioca; Tubérculos, raízes e legumes; Hortaliças e verduras; Frutas; Pescados; Ovo de galinha; Alimentação fora do domicílio; Aluguel residencial; Condomínio; Mudança; Vidro; Revestimento de piso e parede; Cimento; Tijolo; Mão de obra; Areia; Carvão vegetal; Consertos e manutenção; Passagem aérea; Transporte escolar; Seguro voluntário de veículo; Conserto de automóvel; Estacionamento; Lubrificação e lavagem; Automóvel usado; Pintura de veículo; Aluguel de veículo; Médico; Dentista; Fisioterapeuta; Psicólogo; Serviços laboratoriais e hospitalares; Serviços pessoais; Cinema; Ingresso para jogo; Clube; Tratamento de animais; Alimento para animais; Locação de DVD; Boate e danceteria; Motel; Hotel; Excursão; Revelação e cópia; Cursos regulares; Leitura; Fotocópia; Cursos diversos; Telefone celular; Acesso à internet; Telefone com internet – pacote; TV por assinatura com internet.	BCB (2011)
jul/2006- dez/2011	Feijão – mulatinho; Feijão – preto; Feijão - macassar (fradinho); Feijão - carioca (rajado); Farinha de mandioca; Tubérculos, raízes e legumes; Hortaliças e verduras; Frutas; Pescados; Ovo de galinha; Alimentação fora do domicílio; Aluguel residencial; Condomínio; Mudança; Cimento; Tijolo; Mão de obra; Areia; Pedras; Carvão vegetal; Consertos e manutenção; Transporte escolar; Seguro voluntário de veículo; Conserto de automóvel; Estacionamento; Lubrificação e lavagem; Automóvel usado; Reboque; Pintura de veículo; Aluguel de veículo; Médico; Dentista; Tratamento psicológico e fisioterápico; Serviços laboratoriais e hospitalares; Serviços pessoais; Cinema; Ingresso para jogo; Clube; Compra e tratamento de animais; Alimento para animais; Aluguel de DVD e fita de videocassete; Boate, danceteria e discoteca; Motel; Hotel Excursão; Revelação e cópia; Cursos; Leitura; Fotocópia; Cursos diversos; TV a cabo; Acesso à internet.	BCB (2011)

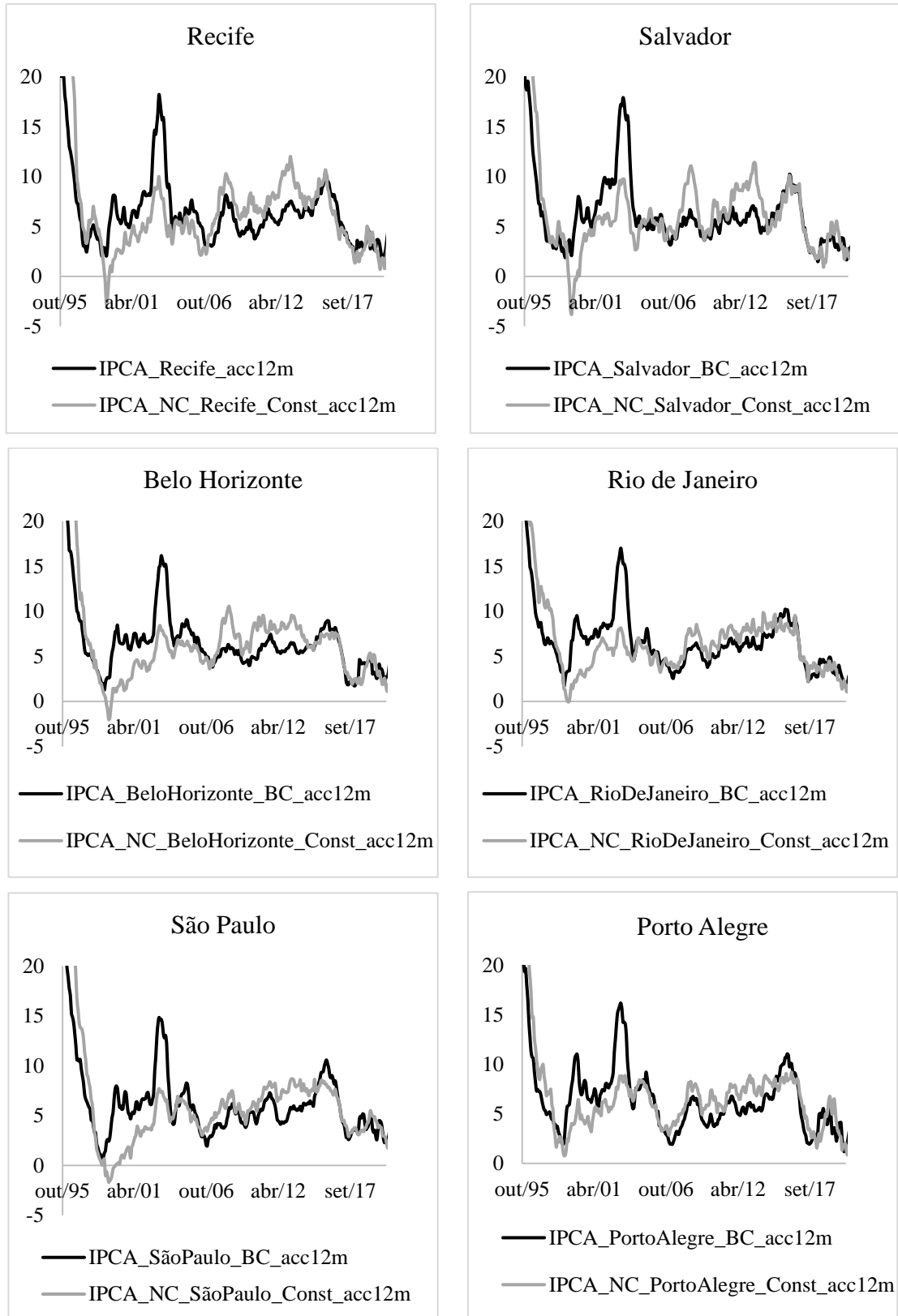
Quadro B1. Itens considerados não-comercializáveis**(conclusão)**

POF	Itens considerados não-comercializáveis	Fonte
ago/1999- jun/2006	Feijão – mulatinho; Feijão – preto; Feijão - macassar (fradinho); Feijão - jalo (enxofrão); Feijão – roxo; Feijão - carioca (rajado); Flocos de milho; Fécula de mandioca; Tubérculos, raízes e legumes; Hortaliças e verduras; Frutas; Ovo de galinha; Alimentação fora do domicílio; Aluguel residencial; Condomínio; Compra de água; Mudança; Reparos; Carvão vegetal; Consertos e manutenção; Transporte escolar; Seguro voluntário de veículo; Conserto de automóvel; Estacionamento; Lubrificação e lavagem; Compra de automóvel usado; Pintura de veículo; Serviços médicos e dentários; Serviços laboratoriais e hospitalares; Costureira; Tinturaria e lavanderia; Manicure e pedicure; Barbeiro; Cabeleireiro; Depilação; Massagem e sauna; Cartório; Despachante; Serviço funerário; Alfaiate; Serviço bancário; Conselho de classe; Cinema; Ingresso para jogo; Clube; Alimento para cães; Teatro; Aluguel de fita de videocassete; Boate, danceteria e discoteca; Aluguel de fita de vídeo-game; Motel; Bingo; Hotel; Excursão; Alimento para animais (exceto cães); Revelação e cópia; Cursos; Leitura; Fotocópia; TV a cabo.	BCB (2002)
jan/1991- jul/1999	Feijão – mulatinho; Feijão – preto; Feijão – macassar; Feijão - jalo (enxofrão); Feijão – roxo; Feijão – rajado; Farinha de mandioca; Tubérculos, raízes e legumes; Hortaliças e verduras; Frutas; Ovo de galinha; Alimentação fora do domicílio; Aluguel residencial; Condomínio; Material de vidro; Transporte escolar; Seguro voluntário para veículos; Conserto de automóveis; Estacionamento; Lubrificação e lavagem; Automóveis usados; Telefone; Atendimento e serviços; Alfaiate e costureira; Sapateiro; Tinturaria; Barbeiro; Cabeleireiro e manicure; Cinema; Jogo de futebol; Clubes; Aluguel de fita para vídeo; Motel; Hotel Excursões; Livros didáticos; Cursos formais; Cursos diversos; Livros e revistas técnicas; Creche; Leitura.	BCB (2002)
jul/1989- dez/1990	Feijão – manteiga; Feijão – mulatinho; Feijão – preto; Feijão – macassar; Feijão - jalo (enxofrão); Feijão – roxo; Feijão – rapé; Feijão – rajado; Fécula de mandioca; Tubérculos, raízes e legumes; Hortaliças e verduras; Frutas; Ovo de galinha; Alimentação fora do domicílio; Aluguel residencial; Condomínio; Mudanças; Carvão vegetal; Transporte escolar; Seguro voluntário para veículos; Conserto de automóveis; Estacionamento; Automóveis usados; Telefone; Atendimento e serviços; Alfaiate e costureira; Sapateiro; Relojoeiro; Tinturaria; Barbeiro; Cabeleireiro e manicure; Fotografia para documentos; Cartório; Despachante; Cinema; Jogo de futebol; Clubes; Alimento para cães; Aluguel de fita para vídeo; Parque diversões; Motel; Hotel; Excursões; Alimento para animais (exceto cães); Livros didáticos; Cursos formais; Cursos diversos; Outros pagamentos escolares; Livros e revistas técnicas; Creche; Leitura e papelaria.	BCB (2002)

Nota: o quadro mostra a relação dos itens usados para compor as séries nacional e regionais do IPCA de não-comercializáveis por Pesquisa de Orçamento Familiar (POF). No caso das POF de jan/2012 a dez/2019 e de jan/2020 a dez/2021, as séries agregadas em nível nacional ficaram idênticas às do BCB, pois há documentos que descrevem detalhadamente a metodologia empregada no cálculo (BCB, 2019; BCB, 2011). Em relação às POF de jul/2006 a dez/2011 e ago/1999 e jun/2006, os documentos são mais vagos (BCB, 2011; BCB, 2002), o que trouxe a necessidade de fazer suposições a respeito de quais itens considerar não-comercializáveis. No que diz respeito às POF anteriores a 1999, foi preciso fazer suposições com base na descrição da primeira nota metodológica disponível (BCB, 2002).

APÊNDICE C – SÉRIES DE INFLAÇÃO REGIONAIS

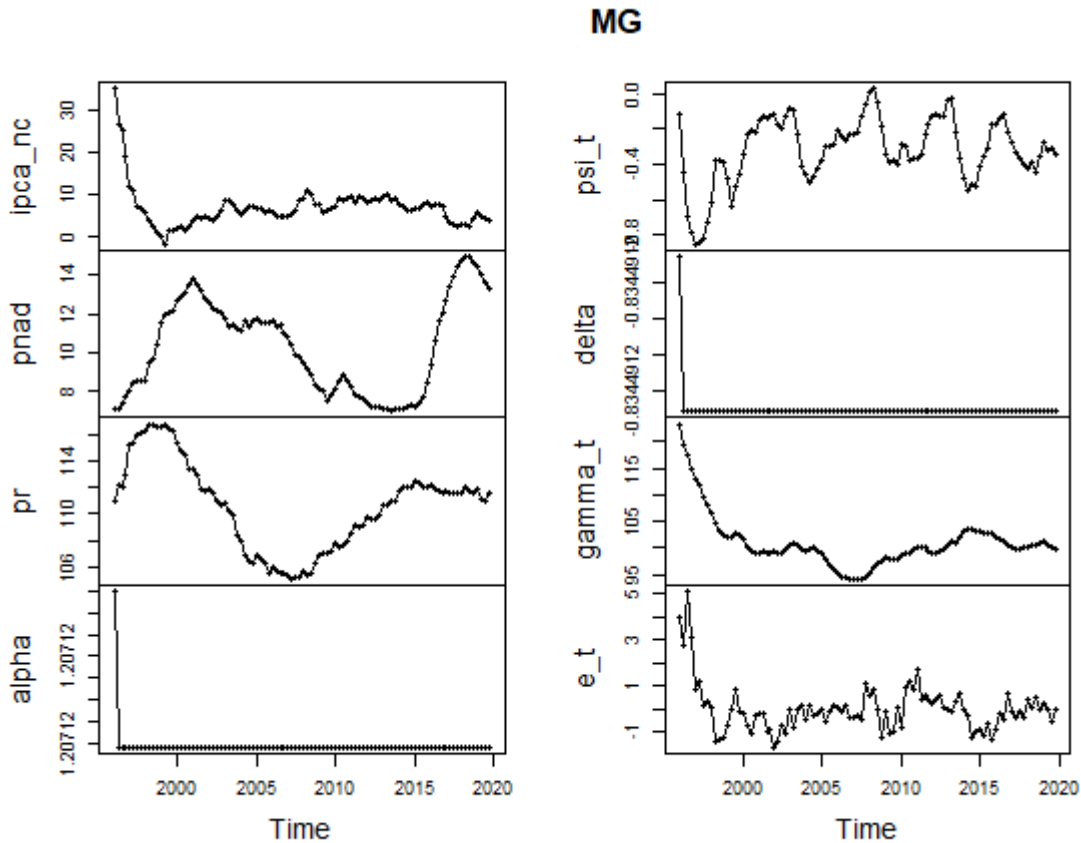
Gráfico C1 - Séries de inflação de itens não-comercializáveis



Nota: as linhas pretas são o IPCA (BCB) e as linhas cinzas o IPCA de não comercializáveis (cálculos do autor)

APÊNDICE D – RESULTADO DO MODELO COM COEFICIENTES VARIÁVEIS

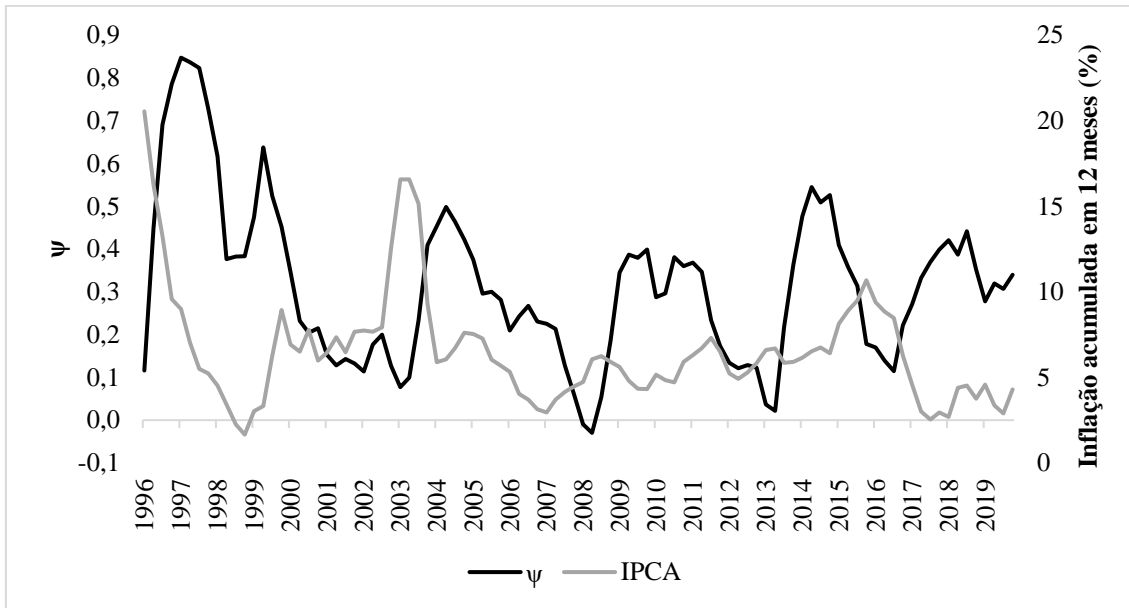
Figura D.1 - Resultado do modelo com parâmetros variantes no tempo estimado com dados brasileiros



Nota: a figura apresenta o *output* obtido no software R após rodar o modelo e plotar os resultados apenas para a região metropolitana de Belo Horizonte (MG). As séries apresentadas nos três primeiros gráficos da esquerda, de cima para baixo, são: (i) a inflação para os itens não-comercializáveis acumulada em 12 meses, (ii) a taxa de desemprego medida pela PNAD Contínua retropolada e (iii) o preço relativo dos bens não-comercializáveis (razão entre os índices de preço de não comercializáveis e cheio). Todas na frequência trimestral e no intervalo 1996T1-2019T4 para a região metropolitana de Belo Horizonte. Os demais gráficos apresentam os resultados da estimação do modelo: o último gráfico da esquerda traz a estimativa para o efeito fixo da região metropolitana de Belo Horizonte (constante igual a 1,2); o primeiro gráfico da direita, de cima para baixo, mostra a estimativa para o ψ , variante no tempo e comum a todas as regiões; o segundo traz a estimativa para δ (constante igual a -0,83), também comum a todas as regiões; e o terceiro mostra os efeitos fixos de tempo, igualmente comum a todas as regiões. O último gráfico da direita traz o resíduo da regressão, calculado para a região metropolitana de Belo Horizonte. A escolha da região para o *output* se deu ao acaso. Qualquer que fosse a região metropolitana selecionada os resultados seriam semelhantes.

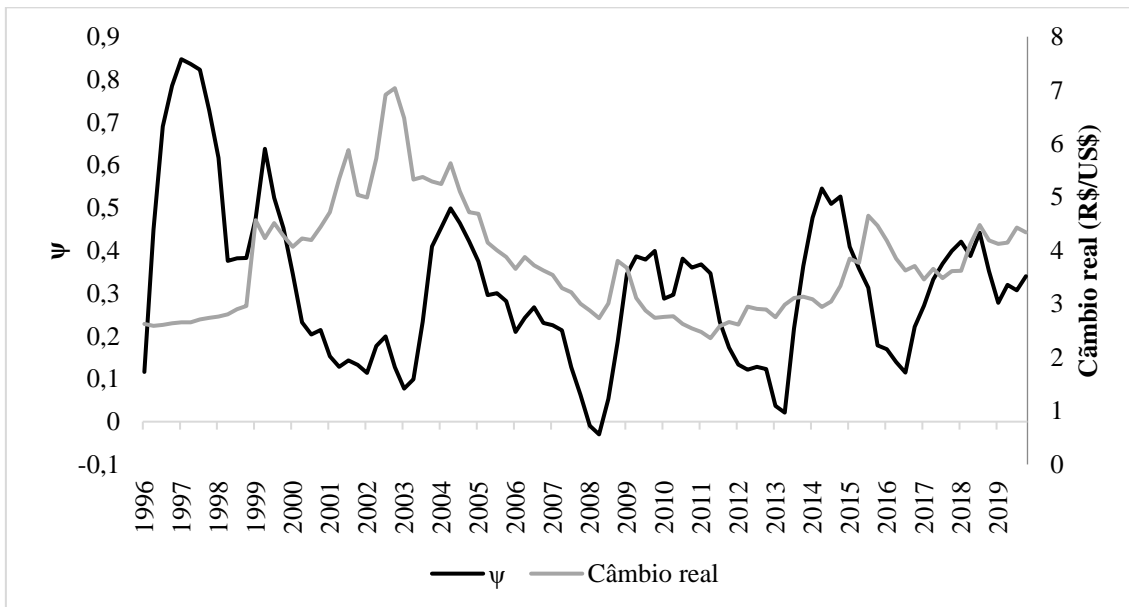
APÊNDICE E – COEFICIENTE DA CURVA DE PHILLIPS E OUTRAS VARIÁVEIS

Gráfico E.1 - coeficiente da curva de Phillips (ψ_t) e IPCA ao longo do tempo



Nota: a linha preta é a trajetória do coeficiente de inclinação da curva de Phillips ψ com as expectativas de longo prazo. A linha cinza é a inflação acumulada em 12 meses medida pelo IPCA. Fonte: IBGE.

Gráfico E.2: coeficiente da curva de Phillips (ψ_t) e Câmbio real ao longo do tempo



Nota: a linha preta é a trajetória do coeficiente de inclinação da curva de Phillips ψ com as expectativas de longo prazo. A linha cinza é o câmbio real em reais por dólar americano. Fonte: BCB.

APÊNDICE F – ESTIMAÇÃO DE UMA NAIRU PARA O BRASIL

Pode-se aproveitar os parâmetros da curva de Phillips estimada para calcular a Nairu – a taxa de desemprego que não acelera a inflação - para o Brasil no período 2000-2019. Ainda que se tenha estimado os coeficientes a partir de 1996, o período para o cálculo da Nairu é limitado pela disponibilidade de dados para as expectativas de inflação no longo prazo, que só começaram a ser coletadas pelo BCB após a implementação do regime de metas.

Recorda-se que na equação (3) os efeitos fixos de tempo (γ_t) modelam, dentre outros elementos, as expectativas de inflação de longo prazo ($E_t \pi_{t+\infty}$). Assim, pode-se reescrevê-los da seguinte forma:

$$\gamma_t = \gamma'_t + E_t \pi_{t+\infty} , \quad (\text{F.1})$$

em que γ'_t são os efeitos fixos de tempo descontados da inflação de longo prazo.

Partindo da curva de Phillips novo-keynesiana regional de longo prazo, com os efeitos fixos de longo prazo já separados das expectativas de inflação, pode-se reescrever a equação (3) da seguinte maneira:

$$\pi_{i,t}^{NC} - E_t \pi_{t+\infty} = \alpha_i + \gamma'_t - \psi u_{i,t} + \delta \hat{p}_{i,t}^{NC} + \epsilon_{i,t} \quad (\text{F.2})$$

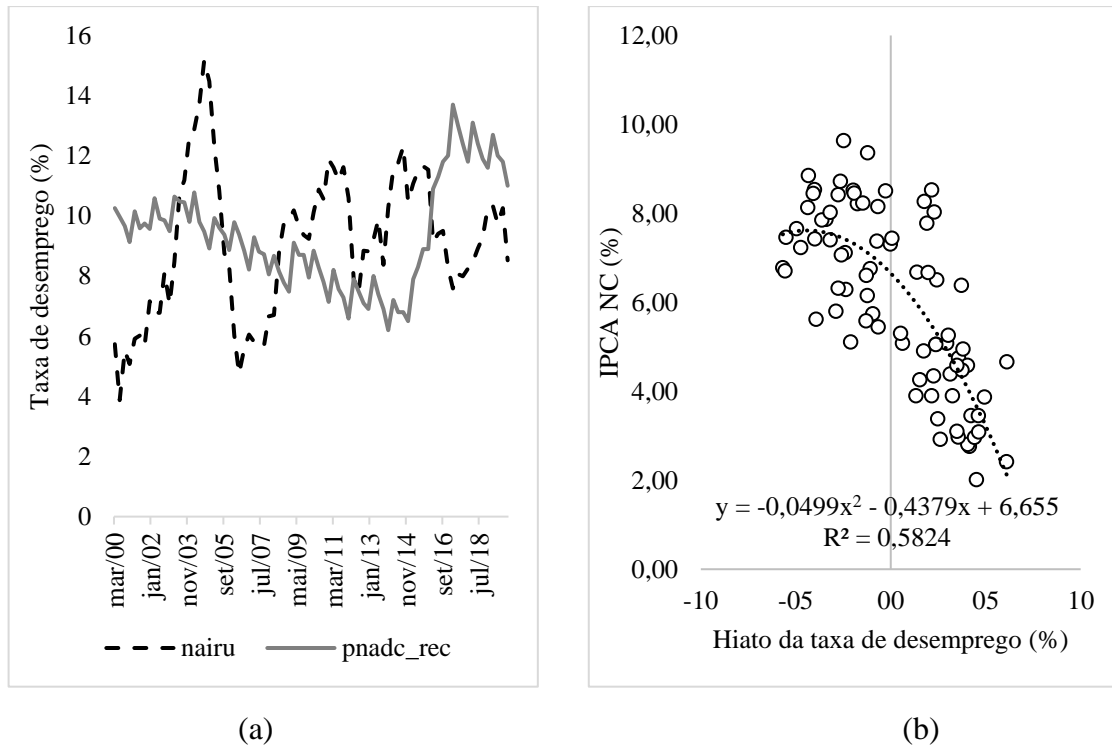
Tendo em vista que a Nairu corresponde à taxa de desemprego ($u_{i,t}$) que não acelera a inflação, i.e., a taxa de desemprego associada à inflação futura realizada em linha com as expectativas de longo prazo ($\pi_{i,t}^{NC} - E_t \pi_{t+\infty} = 0$), e assumindo que no longo prazo os índices de inflação cheia, de comercializáveis e não comercializáveis convergem para o mesmo valor, pode-se rearranjar os termos da seguinte forma:

$$u_{i,t}^* = \frac{(\alpha_i + \gamma'_t + \delta)}{\psi} \quad (\text{F.3})$$

onde $u_{i,t}^*$ corresponde à Nairu regional.

Para calcular a Nairu nacional (u_t^*), deve-se fazer a média ponderada das Nairus regionais de acordo com o peso de cada região na série nacional. O Gráfico G.1a apresenta a Nairu agregada.

Gráfico F.1 - Nairu, taxa de desemprego agregada e inflação em função do desemprego cíclico



Nota: o Gráfico F.1a apresenta a série da taxa de desemprego medida pela PNAD Contínua retropolada (linha cinza contínua) e uma estimativa para a Nairu (a taxa de desemprego que não acelera a inflação) no período 2000T1-2019T4 (linha preta tracejada). O gráfico F.2b traz um diagrama de dispersão da inflação acumulada em 12 meses dos itens não-comercializáveis contra o hiato da taxa de desemprego - a diferença da taxa de desemprego para a Nairu a cada trimestre, também chamada de “desemprego cíclico”. A curva de grau 2 que melhor se ajusta aos dados é negativamente inclinada para a maior parte das regiões, indicando que à medida que o hiato do desemprego aumenta a inflação diminui.

Uma regressão simples da inflação dos produtos não-comercializáveis contra o desemprego cíclico (Figura F.1b) permite verificar que existe proporção inversa entre o hiato do desemprego ($u_t - u_t^*$) e a inflação. O caráter não-linear da relação sugere que quanto maior for o hiato do desemprego maior é o efeito sobre redução da inflação, e que à medida que o hiato do desemprego se torna negativo há um efeito menor no aumento inflação. Esse resultado implica que ψ é inversamente proporcional à magnitude da inflação. Ou seja: quando taxa de desemprego está abaixo da Nairu, ela tem pouca influência na aceleração da inflação, mas quando ela se encontra acima da Nairu, ela ajuda a desinflacionar os preços da economia. Com isso, constata-se que o Banco Central preserva um de seus canais de transmissão de política monetária para a redução da inflação, mesmo que as expectativas de longo prazo para a inflação sejam um fator preponderante.