# Curva de Phillips Brasileira: Uma Abordagem a Partir de Dados Regionais

## Curva de Phillips Brasileira: Uma Abordagem a Partir de Dados Regionais

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia (PPGECO), Departamento de Economia da Universidade de Brasília, como requisito para a obtenção do título de Mestre em Economia.

Universidade de Brasília (UnB) Faculdade de Administração, Contabilidade, Economia e Gestão pública (FACE) Programa de Pós-Graduação

Orientador: Roberto de Goes Ellery Junior

Brasil

2025

Curva de Phillips Brasileira: Uma Abordagem a Partir de Dados Regionais/Lucas Strieder Azevedo. – Brasil, 2025-

 $39~\mathrm{p.}$ : il. (algumas color.) ;  $30~\mathrm{cm.}$ 

Orientador: Roberto de Goes Ellery Junior

Dissertação (Metrado) – Universidade de Brasília (UnB) Faculdade de Administração, Contabilidade, Economia e Gestão pública (FACE) Programa de Pós-Graduação, 2025.

1. Curva de Phillips. 2. Expectativas de Inflação. 3. Economia Brasileira I. Roberto de Goes Ellery Junior. II. Universidade de Brasília. III. Faculdade de Administração, Contabilidade, Economia e Gestão pública (FACE). IV. Curva de Phillips Brasileira: Uma Abordagem a Partir de Dados Regionais

CDU 02:141:005.7

## Curva de Phillips Brasileira: Uma Abordagem a Partir de Dados Regionais

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia (PPGECO), Departamento de Economia da Universidade de Brasília, como requisito para a obtenção do título de Mestre em Economia.

Trabalho aprovado. Brasil, 24 de janeiro de 2025:

Roberto de Goes Ellery Junior Orientador

> Victor Gomes e Silva Membro Interno

Antonio Nascimento Junior Membro Externo ao Programa

George Henrique de Moura Cunha Membro Externo à Instituição

Brasil 2025



## Agradecimentos

Concluir uma jornada desafiadora como um mestrado em economia só foi possível com o suporte de pessoas que estão sempre ao meu lado. Ter professores, amigos e familiares como os que eu tenho, que me apoiaram, motivaram e inspiraram, foi parte essencial para que eu chegasse ao final desse curso com o objetivo cumprido de aprimorar os meus conhecimentos na fascinante ciência econômica.

Em especial, deixo aqui os meus agradecimentos à minha mãe, Eliane, e ao meu tio, Eriel, pelo apoio direto que possibilitou a conclusão dessa pós-graduação.

Também agradeço imensamente à CAPES pelo suporte financeiro ao longo de todo o curso.

### Resumo

O objetivo central deste trabalho é investigar a relação entre inflação e desemprego no Brasil no período de 2013 a 2019, caracterizado por variações significativas em ambas as variáveis devido a mudanças conjunturais. Com base em dados do IBGE, utilizam-se regressões em painel fundamentadas em especificações que permitem a estimação da Curva de Phillips com o uso de dados regionais. Os resultados indicam que a dinâmica do mercado de trabalho não contribui para explicar os movimentos da inflação, sendo esta influenciada pelas expectativas de inflação em maior medida.

Palavras-chaves: Curva de Phillips. Expectativas de Inflação. Economia Brasileira.

## **Abstract**

The main objective of this work is to investigate the relationship between inflation and unemployment in Brazil during the period from 2013 to 2019, which was marked by significant variations in both variables due to conjectural changes. Based on data from IBGE, panel regressions are employed using specifications that allow the estimation of the Phillips Curve with regional data. The results indicate that labor market dynamics do not contribute to explaining inflation movements; instead, these changes are largely driven by inflation expectations.

Key-words: Phillips Curve. Inflation Expectations. Brazilian Economy.

## Lista de ilustrações

Figura 1 –	Relação Entre Taxas de Inflação e Desemprego no Brasil Entre 2012 e	
	2019	12
Figura 2 –	Série de Inflação de Bens Não Comercializáveis para Diferentes Regiões	
	Metropolitanas	23
Figura 3 –	Série de Desemprego para Diferentes Regiões	24
Figura 4 –	Relação entre Inflação de Bens Não Comercializáveis e Desemprego para	
	Diferentes Regiões	25
Figura 5 –	Relação entre Inflação de Bens-Não Comercializáveis e Desemprego para	
	Diferentes Períodos	26
Figura 6 –	Intrumento de Demanda Comercializável	38
Figura 7 –	Intrumento de Demanda Comercializável com ajuste sazonal, diferença	
	em relação ao indicador em 20 períodos anteriores e defasado em 4 $$	
	preíodos	38

## Lista de tabelas

Tabela 1 –	Inclinação da Curva de Phillips Regional com Dados de Desemprego	
	Metropolitano	28
Tabela 2 –	Inclinação da Curva de Phillips Regional com Dados de Desemprego	
	Estadual	29
Tabela 3 –	Inclinação da Curva de Phillips Regional com $T=10$	30
Tabela 4 -	Inclinação da Curva de Phillips Regional com Diferentes Valores de Beta	31
Tabela 5 –	Inclinação da Curva de Phillips Regional com Dados de Desemprego	
	Estadual entre 2013 e 2024	39

## Sumário

	Introdução	11
1	REVISÃO DE LITERATURA	14
2	METODOLOGIA	18
2.1	O Modelo	18
2.2	Especificação Empírica	21
2.3	Dados	22
3	RESULTADOS	28
3.1	Inclinação da Curva	28
3.2	Testes de Robustez	30
	Conclusão	32
	REFERÊNCIAS	34
	APÊNDICES	36
	APÊNDICE A – INFORMAÇÕES EXTRAS	37
<b>A.1</b>	Classificação de Bens Não Comercializáveis de Acordo com o Banco	
	Central do Brasil	37
<b>A.2</b>	Variável Instrumental	38
<b>A.3</b>	Amostra Ampliada	39

## Introdução

Certamente um dos temas mais debatidos na macroeconomia é a relação entre a inflação e o desemprego. Esse assunto, além de suscitar discussões acadêmicas, possui implicações práticas em um contexto em que a política monetária é conduzida com base no sistema de metas de inflação, onde o trabalho do *policy maker* é o de conduzir expectativas de inflação e níveis de emprego para que o resultado desejado seja alcançado.

Do ponto de vista aplicado, existe uma série de dificuldades quanto ao estabelecimento de critérios para a estimação da curva. Sachsida (2013), por exemplo, cita diferenças relevantes na escolha do conjunto de variáveis, nas quais são adotadas diferentes proxies para inflação, expectativa de inflação, custo marginal das empresas, hiato do produto e choques de oferta. Outras dificuldades dizem respeito a diferentes métodos de estimação, mudanças estruturais ocorridas durante o período analisado e como lidar com elas, bem como defasagens nas variáveis. No fim das contas, cada pesquisador adota seus critérios, e em muitos casos os resultados sobre o mesmo tema acabam por divergir bastante.

Essas questões se tornam ainda mais pertinentes para o caso de discussões envolvendo política econômica. Diante de um cenário inflacionário, por exemplo, cabe ao Banco Central, por meio dos seus instrumentos de política monetária, afetar essas duas variáveis. A partir daí surgem algumas questões. Em que magnitude esses instrumentos afetam as expectativas de inflação e o desemprego? E em que magnitude as expectativas de inflação e o desemprego afetam a taxa de inflação? Especialmente nesse tipo de situação, é importante que se tenha boas respostas para essas perguntas.

De forma geral, há um grande problema de identificação nas estimações da Curva de Phillips, uma vez que, em muitos casos, as expectativas de inflação tendem a covariar com medidas de hiato do produto, o que pode levar a uma superestimação da inclinação da curva. Além disso, há uma grande dificuldade em lidar com choques simultâneos de oferta e demanda. Hazell et al. (2022) apontam tentativas de contornar esses problemas em modelos de séries temporais, mas tais esforços não obtêm sucesso, especialmente devido às limitações no tamanho das amostras. Além disso, muitos trabalhos divergem sobre os resultados das estimações.

Diante desse desafio, alguns trabalhos contornam esses problemas ao utilizar dados regionais, o que gera uma estrutura de dados em painel. Nesse contexto, além de ampliar a amostra, é possível superar questões como a simultaneidade dos choques. Dados regionais lidam melhor com esse tipo de problema, uma vez que choques de oferta são similares para todas as regiões, mas choques de demanda não necessariamente, já que cada região possui a própria dinâmica. Por sua vez, o banco central faz a política monetária olhando dados

Introdução 12

agregados, não levando em consideração choques regionais, o que elimina a endogeneidade da política monetária presente nas estimações com dados agregados.

Hazell et al. (2022) contribuem para a literatura de estimação da Curva de Phillips com dados regionais. Para além dos benefícios elencados anteriormente, com o modelo proposto pelos autores, é possível capturar as mudanças nas expectativas de inflação de longo prazo, o que resolve problemas na superestimação da inclinação da Curva de Phillips. Além disso, mudanças no regime monetário de longo prazo são absorvidas pelo modelo a partir da adição de efeitos fixos de tempo.

O modelo desenvolvido por Hazell et al. (2022), ao superar diversos dos problemas mencionados, destaca-se como uma boa referência para a análise de episódios de desinflação. Nesse trabalho, por exemplo, os autores examinam a queda da inflação nos Estados Unidos durante a gestão de Paul Volcker, frequentemente citada como um caso clássico em estudos sobre a Curva de Phillips, em que o aumento do desemprego resultou na redução da inflação. No entanto, as estimativas de Hazell et al. (2022) indicam uma inclinação da Curva de Phillips significativamente menor do que se supunha, atribuindo a maior parte da queda da inflação à época, às mudanças nas expectativas de inflação de longo prazo.

10 2012 2014 2016 2018 2020

Taxa de Desemprego

Figura 1 – Relação Entre Taxas de Inflação e Desemprego no Brasil Entre 2012 e 2019

Fonte: IBGE

Na década de 2010, a economia brasileira enfrentou uma situação semelhante em termos da dinâmica entre as duas variáveis, caracterizada pelo aumento do desemprego e pela redução da inflação. O IPCA acumulado em 12 meses entre 2016 e 2018 sofreu uma queda de 8 pontos percentuais. O desemprego, por sua vez, saiu do patamar de 7% em 2014 para valores acima de 12% nos anos de 2017 e 2018. As duas séries são apresentadas

IPCA Acumulado em 12 Meses

Introdução 13

#### na Figura 1.

É evidente que o contexto da economia brasileira naquele momento não se limitava a um simples episódio de aperto monetário por parte do Banco Central para conduzir de forma gradual a inflação para a meta. Naquele período, o país atravessava uma crise política, bem como choques de oferta e de demanda, além da perda de credibilidade nas políticas monetária e fiscal e aumento do risco país. Nesse contexto, o uso de um modelo baseado em dados regionais mostra-se ainda mais pertinente, pois lida melhor com esse tipo de problema do que os dados de séries temporais, devido às vantagens previamente mencionadas.

Este trabalho busca estimar de forma mais consistente a curva de Phillips para o Brasil, a partir da construção de uma base de dados mais ampla, que permitirá estimações mais robustas. A especificação das estimações segue o modelo proposto por Hazell et al. (2022). Serão utilizados dados divulgados pelo IBGE de 10 regiões metropolitanas e 3 municípios entre os anos de 2013 e 2019. Como já mencionado, o período é marcado por relevantes mudanças nas variáveis estudadas, o que permite que os resultados encontrados colaborem com uma melhor compreensão da conjuntura econômica da época.

Os resultados, porém, assim como os encontrados por Hazell et al. (2022), sugerem que a dinâmica do mercado de trabalho explica bem menos a inflação do que o movimento dos dados parece sugerir. A relação negativa existente entre as duas variáveis é interpretada como forte por erroneamente não levar em consideração o papel das expectativas de inflação. Uma vez que elas são incorporadas ao modelo, o efeito do desemprego sobre a inflação perde significância estatística.

Este trabalho está estruturado em quatro seções, além desta introdução. A segunda seção contém a revisão de literatura sobre o tema. Na terceira seção, o modelo é apresentado com as equações estimadas e é realizada uma análise mais geral sobre os dados. A quarta seção apresenta os resultados das estimações. A quinta e última seção conclui a discussão.

## 1 Revisão de Literatura

O tema nasce com a publicação de Phillips (1958), onde a partir de dados do Reino Unido entre 1861 e 1957 são observadas relações negativas entre o crescimento dos salários nominais e os níveis de desemprego. Samuelson e Solow (1960) inauguram o debate sobre o tema nos Estados Unidos, expandem a perspectiva de salários nominais para o nível de preços da economia como um todo e começam a debater como a Curva pode ser usada como ferramenta de política econômica.

Outros aspectos teóricos sobre o tema foram desenvolvidos posteriormente por Phelps (1967) e Friedman (1968). O primeiro refere-se à dinâmica do desemprego, que oscilaria em torno de uma taxa natural. Nessa situação, com o estímulo de políticas econômicas e a diminuição do desemprego abaixo dessa taxa, haveria um aumento da demanda que pressionaria a inflação. Na sequência, os salários seriam reajustados em função do aumento da inflação, e o efeito da política econômica sobre o produto seria anulado. Haveria, portanto, o trade-off apenas no curto prazo, e não no longo prazo entre as duas variáveis. Friedman (1968) também desenvolveu a ideia de que, em certa medida, a inflação seria função de expectativas adaptativas da inflação, de modo que os agentes esperariam um determinado nível de preços com base em informações do passado.

O papel das expectativas foi, na sequência, reformulado a partir da incorporação da ideia de expectativas racionais com a publicação de Lucas (1972). Nesse arcabouço, os agentes levam em consideração não apenas informações passadas, mas toda informação à sua disposição. Nesse caso, as expectativas deixam de ser backward-looking e passam a ser forward-looking. A relação entre inflação e desemprego, porém, dentro dessa formulação teórica, desaparece, tornando a Curva de Phillips vertical até mesmo no curto prazo.

Posteriormente, grande parte da literatura sobre o tema se desenvolveu dentro da literatura novo-keynesiana. Rigidez de salários e preços nos modelos foram então incorporados a modelos com expectativas racionais por trabalhos como Taylor (1980), Rotemberg (1982) e Calvo (1983). A fixação de preços pelos agentes e firmas é realizada então por um comportamento forward-looking, que acaba resultando em uma nova Curva de Phillips, onde parte da inflação presente é explicada pelas expectativas futuras de inflação. Há aqui uma diferença, onde medidas de hiato do produto, como o desemprego, são substituídas pelo custo marginal das firmas. Isso ocorre porque as duas variáveis estão relacionadas. Enquanto o hiato do produto torna-se positivo, as firmas têm que produzir mais, o que aumenta o seu custo marginal. Além disso, o custo marginal das firmas capta melhor os ganhos de produtividade e os seus efeitos sobre a inflação.

Grande parte da literatura sobre a Curva de Phillips acabou se desenvolvendo dentro

desse tipo de arcabouço. Nos anos seguintes, alguns trabalhos acabaram resgatando a ideia de influência da inflação passada, mas sem abandonar a importância das expectativas futuras, emergindo então uma versão híbrida da Curva de Phillips. Gali e Gertler (1999) assumem mudanças de preço à la Calvo (1983), mas adicionam que parte das firmas são backward-looking. O resultado acaba por ser que a inflação é explicada pelas expectativas de inflação, inflação passada e custos marginais das firmas. Blanchard e Galí (2007) adicionam rigidez aos salários reais e reinserem o desemprego na Curva de Phillips.

Mais recentemente, uma parte dos estudos envolvendo a Curva de Phillips tem se concentrado em estimações utilizando dados regionais. As vantagens já citadas buscam superar problemas enfrentados por trabalhos que utilizam dados agregados no formato de série de tempo. Alguns exemplos de trabalhos para economia americana são Fitzgerald, Nicolini et al. (2014), Kiley (2015), Babb e Detmeister (2017) e Hooper, Mishkin e Sufi (2020). No geral, os resultados encontrados por essa nova literatura têm colaborado numa melhor compreensão sobre a estabilidade da inflação dos EUA pós-década de 1980, mesmo com desemprego baixo, e sobre a não linearidade da curva.

Para além dos problemas tratados, existe outra série de dificuldades em estudos sobre o tema para o Brasil. A primeira diz respeito ao longo período de inflação crônica, seguido pelo período de hiperinflação. Outro grande aspecto são as dificuldades com as séries econômicas, onde houveram uma série de mudanças ao longo dos anos <sup>1</sup>, dificultando a construção de uma base de dados mais ampla. No que diz respeito às dificuldades de uma ampla base regional, por exemplo, até 2011 os dados de desemprego eram coletados em apenas 6 regiões metropolitanas.

Nos diferentes estudos para o Brasil, muitos trabalhos chegam à mesma conclusão de que a curva de Phillips possui pouca habilidade de representar a dinâmica inflacionária nacional. Alves e Areosa (2005), Sachsida, Ribeiro e Santos (2009), Sachsida (2009) e Veloso et al. (2013) a partir de diferentes especificações, métodos de estimação e dados, não conseguem rejeitar a hipótese nula de inexistência de relação entre inflação e as diferentes proxies para hiato do produto. Os resultados quanto ao impacto da inércia inflacionária e das expectativas de inflação são bastante divergentes.

Outro estudo que não consegue rejeitar a hipótese nula de relação entre inflação e desemprego é o de Minella et al. (2003). A única estimação que encontra uma relação significativa, embora com um valor baixo de 0,09, é a que inclui duas defasagens de inflação no modelo. Nesse trabalho, os autores estimam um VAR para analisar a implementação do regime de metas de inflação pelo Brasil em 1999. A conclusão é que a meta de inflação desempenha um papel crucial no controle das expectativas de inflação, já que o Banco Central reage diretamente a desvios da meta das expectativas. No entanto, isso só ocorre

Apenas pós Plano Real existem três diferentes séries de desemprego calculadas pelo IBGE, que possuem dificuldade de compatibilização entre si.

em um contexto em que a autoridade monetária tem credibilidade e está comprometida com a estabilidade de preços.

Um dos poucos trabalhos que consegue encontrar uma relação estatisticamente significante entre inflação e desemprego para o Brasil é o de Mazali e Divino (2010). Utilizando o modelo de Blanchard e Galí (2007) e dados de desemprego de São Paulo, levantados pelo DIEESE como proxy para o desemprego nacional a fim de obter uma amostra mais ampla, encontrou-se um coeficiente de -0,1365.

Com a maioria dos estudos apontando para a ausência ou baixa influência do desemprego sobre a inflação para o caso brasileiro, o maior peso para explicar a dinâmica dos preços acaba sendo atribuído às expectativas de inflação. Porém, existe uma grande diversidade de séries de expectativas que podem ser utilizadas. Para a economia brasileira, o Banco Central, a partir da pesquisa Focus, faz o levantamento junto a agentes do mercado financeiro sobre expectativas de inflação futura nos horizontes de 12, 24, 36 e 48 meses. E qual seria o horizonte mais adequado para explicar a inflação presente? Vereda et al. (2020) analisam esses dados entre os anos de 2001 e 2019, e concluem que as expectativas de 48 meses refletem melhor a tendência de longo prazo da taxa de inflação. Essencialmente, essas medidas de longo prazo refletem de maneira mais clara a percepção dos agentes sobre a credibilidade da autoridade monetária de conseguir manter a inflação na meta definida. Medidas de mais curto prazo acabam por incorporar choques que possuem efeitos transitórios. Nesse sentido, o resultado encontrado pelos autores vai ao encontro do encontrado por Hazell et al. (2022), que ao iterar a curva de Phillips incorporando expectativas racionais ao agente, concluem que a inflação presente é em grande medida explicada por expectativas de inflação de longo prazo.

Em alguma medida, o horizonte temporal analisado por Vereda et al. (2020) e por este trabalho se sobrepõe, de forma que os resultados podem se complementar. Um dos resultados encontrados pelos autores é o de que, a partir de 2007, existe uma trajetória ascendente de deterioração das expectativas, que continuamente vão se elevando até o fim do governo Dilma. A partir de então, com a mudança de regime, há uma mudança favorável nas expectativas de inflação, que voltam a convergir para valores próximos à meta.

Credibilidade da autoridade acaba, portanto, sendo um aspecto de grande relevância para a análise de inflação de forma geral. Em análise realizada por Mendonça e Santos (2006), os autores estimam a Curva de Phillips para o Brasil com e sem medidas de credibilidade da autoridade monetária, que para esse caso é utilizada a taxa de juros de longo prazo. Os resultados indicam uma grande melhoria na explicabilidade do modelo a partir da incorporação dessa variável. Dessa forma, os autores concluem que, então, em uma situação de credibilidade elevada, choques de demanda terão menor efeito sobre a inflação do que seria esperado em um contexto com menor credibilidade.

No que diz respeito à literatura que utiliza dados regionais, um dos únicos trabalhos para o Brasil é o de Sachsida (2009), que utiliza dados de seis regiões metropolitanas entre os anos de 2002 e 2009 em uma estrutura de painel. No entanto, no modelo utilizado, não é feita nenhuma especificação adicional em função dos dados regionais, adotando-se a especificação padrão, que considera a inércia inflacionária e as expectativas de inflação. Os resultados encontrados sugerem que não há qualquer relação entre inflação e desemprego no curto prazo, sendo a dinâmica inflacionária explicada, em sua maior parte, pelas expectativas de inflação e, em menor parte, pela inflação passada.

## 2 Metodologia

#### 2.1 O Modelo

O modelo proposto por Hazell et al. (2022) é de natureza novo-keynesiana, tendo como pilar central na análise da inflação as expectativas de inflação e o desvio do desemprego em relação ao seu nível natural. Além dessa premissa básica, o modelo incorpora duas dimensões principais¹: a setorial, que distingue os setores de bens comercializáveis e não comercializáveis — sendo que apenas no último a demanda local influencia os preços —, e a regional², na qual diferentes regiões apresentam taxas de desemprego e expectativas de inflação distintas, mas são afetadas pela mesma política monetária e pelo mesmo nível de preços dos bens comercializáveis.

No modelo, as famílias têm preferência do tipo GHH, proposta por Greenwood, Hercowitz e Huffman (1988), na qual a composição do consumo é dada por bens não comercializáveis e bens comercializáveis. No caso, o primeiro grupo de bens é consumido apenas na região onde são produzidos. Já em relação ao segundo grupo, há um mercado que integra as diferentes regiões. As famílias fazem então uma sequência de maximizações de utilidade sujeita a restrições orçamentárias. Há mercados completos nas duas regiões. Porém, esquemas Ponzi não são permitidos, uma vez que as famílias não podem se endividar para além do valor presente dos rendimentos futuros.

No lado da produção, existe um continuum de firmas, que produzem bens comercializáveis e não comercializáveis. O único fator de produção utilizado é o trabalho. É feita então uma sequência de maximizações de lucro com base na demanda pelos bens produzidos. Com relação aos preços, as firmas seguem o padrão sugerido por Calvo (1983), onde  $1-\alpha$  podem alterar o preço, e  $\alpha$  não podem.

O governo conduz a política monetária para todas as regiões, seguindo uma regra de Taylor, minimizando desvios da meta de inflação e da taxa natural de desemprego. Admite-se que a meta de inflação pode variar ao longo do tempo, e é assumido que a autoridade monetária conduza os níveis de desemprego que sejam consistentes com as metas de inflação de longo prazo. Não há política fiscal. Ou seja, não há gastos do governo, impostos e dívida pública.

O equilíbrio nessa economia então é a alocação que satisfaz a otimização das famílias, das firmas, a taxa de juros da política monetária e o equilíbrio de mercado.

Nas próximas equações, o sobrescrito N indicará que a variável se refere ao setor de bens não comercializáveis

<sup>&</sup>lt;sup>2</sup> De forma análoga, o subscrito H sempre indicará que a variável estará ao nível doméstico (home).

Resolvendo o modelo, chega-se à seguinte curva de Phillips regional para inflação de bens não comercializáveis:

$$\pi_{Ht}^{N} = \beta \mathbb{E}_{t} \pi_{H,t+1}^{N} - \kappa \hat{u}_{Ht} - \lambda \hat{p}_{Ht}^{N} + \nu_{Ht}^{N}, \tag{2.1}$$

onde  $\pi_{Ht}^N = p_{Ht}^N - p_{H,t-1}^N$  é a inflação de bens não comercializáveis produzidos na região doméstica,  $\hat{u}_{Ht}$  é o desvio da taxa de desemprego na região doméstica  $u_{Ht}$  em relação ao seu valor no estado estacionário  $u_H$ ,  $\hat{p}_{Ht}^N = \frac{p_{Ht}^N}{p_{Ht}}$  é o desvio percentual do preço relativo de bens não comercializáveis em relação ao seu valor no estado estacionário de um e  $\nu_{Ht}^N$  é o choque de oferta dos bens não comercializáveis domésticos. A curva de Phillips agregada para a inflação geral:

$$\pi_t = \beta \mathbb{E}_t \pi_{t+1} - \kappa \hat{u}_t + \nu_t, \tag{2.2}$$

onde as variáveis apresentadas seguem o mesmo padrão da equação anterior, mas estão agregadas tanto para todas as regiões quanto para tipos de bem.

O principal resultado obtido com essas duas equações é que a inclinação das curvas de Phillips regional e agregada é a mesma, dada pelo parâmetro  $\kappa$ . Ou seja, estimando uma das equações, é possível atribuir o resultado à outra. A equação a ser estimada utilizará dados regionais, que, por contar com um maior número de observações, garantirá maior robustez à inferência.

Hazell et al. (2022) frisam que a inflação regional para garantir esse resultado necessariamente deve ser da cesta de bens não transacionáveis. Os autores demonstram que a inclinação de uma Curva de Phillips regional utilizando a inflação geral seria menor. Há uma grande diferença entre curvas utilizando esses diferentes índices porque o preço de bens comercializáveis é determinado nacionalmente, e não é afetado pelo desemprego local. A inflação geral em nível regional tem uma menor ligação com o desemprego regional do que a inflação agregada tem com o desemprego agregado.

O termo  $\lambda \hat{p}_{Ht}^N$  é inserido na equação (2.1) de forma mecânica por Hazell et al. (2022) por algumas razões. Os autores explicam que existe uma relação negativa entre a inflação de bens comercializáveis e o preço relativo dos bens não comercializáveis. Nessa dinâmica, há uma tendência de paridade no longo prazo, com a inflação de bens não comercializáveis em determinados momentos estando acima da inflação geral, e em outros, abaixo. O termo também ajuda a lidar melhor com booms locais, de forma que a demanda por bens não comercializáveis é afetada não só pelos seus preços, mas por outros preços na economia. A taxa de inflação para bens não comercializáveis é impulsionada pela variação do salário real deflacionado pelos preços dos não comercializáveis. A oferta de trabalho na região, no entanto, é uma função do salário real deflacionado pela inflação geral doméstica. O

desemprego e a medida de preços relativos dos bens não comercializáveis têm como origem o termo de custo marginal.

Hazell et al. (2022) então iteram a equação (2.1) para obter o seguinte resultado:

$$\pi_{Ht}^{N} = -\mathbb{E}_{t} \sum_{j=0}^{\infty} \beta^{j} (\kappa \tilde{u}_{H,t+j} + \lambda \hat{p}_{H,t+j}^{N}) + \mathbb{E}_{t} \pi_{H,t+\infty}^{N} + \omega_{Ht}^{N}, \qquad (2.3)$$

onde 
$$\tilde{u}_{Ht} = u_{Ht} - \mathbb{E}_t u_{H,t+\infty} \in \omega_{Ht}^N = \mathbb{E}_t \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j \nu_{H,t+j}^N$$
.

Nesse caso, a expectativa de inflação que importa para a estimação é a de longo prazo, assumida como constante entre as regiões, uma vez que o que a determina é a percepção sobre a condução da política monetária. Essas expectativas serão diferenciadas na regressão em painel com efeitos fixos de tempo. Hazell et al. (2022) também apontam que, se a produtividade das regiões for persistentemente diferente no longo prazo, isso irá fazer com que a expectativa de inflação seja diferente. Porém, se essa diferença for constante, ela será absorvida pelos efeitos fixos de estado na especificação do painel.

A especificação do modelo, então substituindo as expectativas de inflação de longo prazo por efeitos fixos de estado e tempo, fica da seguinte maneira:

$$\pi_{it}^{N} = -\mathbb{E}_{t} \sum_{j=0}^{\infty} \beta^{j} (\kappa u_{i,t+j} + \lambda \hat{p}_{i,t+j}^{N}) + \alpha_{i} + \gamma_{t} + \tilde{\omega}_{it}^{N}$$
(2.4)

onde  $\alpha_i$  expressa um conjunto de efeitos fixos de estado, e  $\gamma_t$  expressa um conjunto de efeitos fixos de tempo.

Na estimação, então, variações nas expectativas de inflação de longo prazo serão absorvidas pelos efeitos fixos de tempo. Diferenças constantes nas expectativas nas diferentes regiões serão absorvidas pelos efeitos fixos de estado. Outros tipos de variação irão para o termo de erro  $\tilde{\omega}_{it}^N$ .

Hazell et al. (2022) também propõem uma especificação que é mais comum dentro da literatura sobre Curva de Phillips. Supondo então que  $u_{Ht}$ , e  $\hat{p}_{Ht}^N$  seguem um processo AR(1), com os coeficientes de autocorrelação iguais a  $\rho_u$  e  $\rho_{pN}$ , respectivamente, a equação fica da seguinte maneira:

$$\pi_{it}^{N} = -\psi u_{it} - \delta \hat{p}_{it}^{N} + \alpha_i + \gamma_t + \bar{\omega}_{it}^{N}$$
(2.5)

onde  $\psi = \frac{\kappa}{1-\beta\rho_u}$  e  $\delta = \frac{\lambda}{1-\beta\rho_{pN}}$ . Os parâmetros  $\kappa$  e  $\psi$  são diferentes. Considerando que o desemprego é uma variável bastante persistente, é esperado que  $\psi$  seja maior do que  $\kappa$ .

Os dois parâmetros acabam fornecendo informações diferentes. O  $\kappa$  acaba representando a inclinação estrutural da Curva de Phillips, enquanto  $\psi$  é a forma reduzida da inclinação da curva. Para a estimação do primeiro, supõe-se que o agente conheça a

trajetória futura do desemprego e da razão do índice de preços de bens não comercializáveis sobre o índice de preços geral, para incorporar na inflação presente essas informações. Já para a segunda, as informações presentes e as expectativas futuras sobre as variáveis ainda estão indefinidas.

#### 2.2 Especificação Empírica

Para realizar a estimação, é necessário delimitar o período da soma do fluxo futuro de desemprego e dos preços relativos. A partir da equação (2.4), obtém-se então:

$$\pi_{it}^{N} = -\sum_{j=0}^{T} \beta^{j} \kappa u_{i,t+j} - \lambda \sum_{j=0}^{T} \beta^{j} \hat{p}_{i,t+j}^{N} + \alpha_{i} + \gamma_{t} + \bar{\omega}_{i,t}^{N} + \eta_{i,t}^{N},$$
 (2.6)

onde  $\eta_{i,t}^N$  denota um erro na expectativa que é ortogonal à informação conhecida no tempo t (e um erro de truncamento). Hazell et al. (2022) adotam T=20 e  $\beta=0.99$ . Outras estimações alterando esses valores também serão realizadas. As estimações utilizarão o Método dos Momentos Generalizados (GMM), com as variáveis defasadas  $u_{i,t-4}$  e  $\hat{p}_{i,t-4}^N$  servindo como instrumento para as somas futuras.

Hazell et al. (2022) adotam duas abordagens com o uso de variáveis instrumentais para a estimação de  $\kappa$  e  $\lambda$ . A primeira consiste em se utilizar as variáveis defasadas  $u_{i,t-4}$  e  $\hat{p}_{i,t-4}^N$  como instrumento para a soma futura do desemprego e índice de preços relativos. A expectativa do erro  $\eta_{i,t}^N$  não será relacionada com as variáveis, uma vez que são assumidas expectativas racionais. Essa hipótese se sustenta uma vez que um boom ou uma queda na atividade econômica em um estado em relação a outro não implica em um choque de oferta no setor de bens não comercializáveis neste outro estado.

Ao realizar as somas para os 20 trimestres, são perdidos 5 anos de observações no fim da amostra. Para minimizar esse problema, Hazell et al. (2022) estimam a regressão em dois estágios, onde a primeira regressão é realizada com a amostra reduzida, enquanto a segunda utiliza a amostra completa. O mesmo procedimento será adotado nas estimações deste trabalho.

A segunda abordagem baseia-se na construção de um indicador que mede variações na demanda. Esse instrumento busca capturar como mudanças na demanda nacional por bens comercializáveis afetam, de forma distinta, a demanda por mão de obra em setores de bens não comercializáveis, dependendo da participação setorial de bens comercializáveis em cada região. Dessa forma, por exemplo, um aumento no preço do petróleo afeta a demanda por mão de obra de forma diferente em cada uma das regiões. Nas maiores produtoras, os salários aumentam mais, o que, consequentemente, afeta a demanda e os custos no setor de bens não comercializáveis. Dessa maneira, o chamado instrumento de transbordamento de demanda comercializável é definido como:

Demanda Comercializável<sub>i,t</sub> = 
$$\sum_{x} \bar{S}_{x,i} \times \Delta_{3y} \log S_{-i,x,t}$$
,

onde  $\bar{S}_{x,i}$  é a porcentagem média de emprego da indústria x na região i no tempo, e  $\Delta_{3y} \log S_{-i,x,t}$  é o crescimento de três anos no emprego nacional do setor x no tempo t, excluindo a região i. O instrumento foi construído com base em Bartik (1991), e mais precisamente em Nguyen (2017).

É aplicado um ajuste sazonal na série. Além disso, há dois procedimentos aplicados ao indicador que não são mencionados no trabalho de Hazell et al. (2022), mas estão presentes no código disponibilizado pelos autores. São eles: cálculo da diferença entre o valor em t e t-20, e defasagem de 4 períodos. Os gráficos com os indicadores estão apresentados no Apêndice.

Os dados utilizados para a construção do indicador são provenientes do Cadastro Geral dos Empregados e Desempregados (CAGED) para todas as Unidades da Federação correspondentes às regiões metropolitanas, entre os anos de 2007 e 2019. Para a representação dos setores de bens comercializáveis, foram selecionados dados dos setores de Agropecuária, Extração Mineral e Indústria de Transformação. <sup>3</sup>

Já a especificação para  $\psi$  é realizada da seguinte maneira:

$$\pi_{it}^{N} = \alpha_i + \gamma_t - \psi u_{i,t-4} - \delta p_{i,t-4}^{N} + \varepsilon_{it}, \tag{2.7}$$

com as variáveis de desemprego e preços relativos defasadas em 4 trimestres, com a equação estimada via mínimos quadrados ordinários.

#### 2.3 Dados

A amostra é composta por dados de 10 regiões metropolitanas e 3 municípios <sup>4</sup>. Os dados de desemprego e inflação têm como fonte o IBGE e estão em nível trimestral, assim como os utilizados por Hazell et al. (2022).

O levantamento da taxa de inflação de bens não comercializáveis mensal é possibilitado pelas informações fornecidas pelo IBGE. O instituto disponibiliza a variação mensal de preços de cada item que compõe o IPCA, assim como o peso desses itens na cesta de consumo de cada região metropolitana. Para calcular a variação de uma cesta específica,

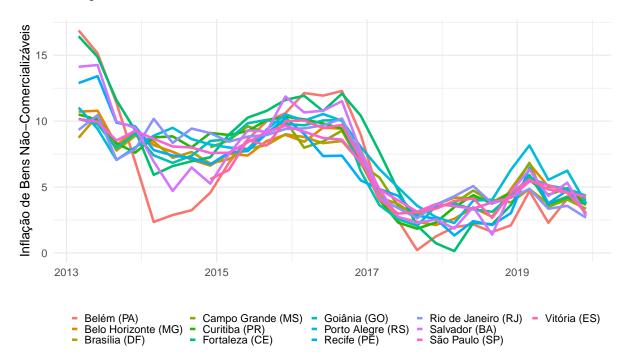
Há aqui uma simplificação, uma vez que a ligação entre bens comercializáveis e os setores selecionados não é tão estrita, como demonstra a própria cesta de bens não comercializáveis utilizada neste trabalho. Contudo, essa simplificação é necessária devido à desagregação limitada na divulgação desses dados.

<sup>&</sup>lt;sup>4</sup> São elas: Belo Horizonte (MG), Belém (PA), Brasília (DF), Campo Grande (MS), Curitiba (PR), Fortaleza (CE), Goiânia (GO), Porto Alegre (RS), Recife (PE), Rio de Janeiro (RJ), Salvador (BA), São Paulo (SP) e Vitória (ES).

como a de bens não comercializáveis, é necessário selecionar os itens desejados e recalcular a variação do índice, reponderando a cesta. Foram utilizados os critérios de composição da cesta de consumo adotados por BCB (2011), que calcula o índice de variação de bens não comercializáveis a nível nacional. A amplitude temporal abrange o período de 2012 a 2019, mas os dados do primeiro ano são utilizados para o cálculo da variação acumulada em 12 meses, o que faz com que a amostra utilizada neste trabalho comece apenas em 2013.<sup>5</sup>. Hazell et al. (2022) excluem da cesta itens como serviços de habitação e bens de transporte, sendo este critério também adotado para a construção do índice de inflação de bens não comercializáveis deste trabalho. A tabela com todos os itens está disponível no Apêndice.

Para os dados de desemprego, duas séries diferentes são utilizadas. Uma possui dados no nível de região metropolitana e municipal para o período que vai de 2013 a 2019. A outra, com dados estaduais, cobre o mesmo período.

Figura 2 – Série de Inflação de Bens Não Comercializáveis para Diferentes Regiões Metropolitanas



Elabração própria a partir de dados disponibilizados pelo IBGE

A Figura 2 apresenta a taxa de inflação de bens não comercializáveis acumulada em 4 trimestres para as diferentes regiões metropolitanas do Brasil. Há uma grande variabilidade, com os dados variando entre os patamares de 0% a 16% durante o período. As diferenças se dão pelo fato de os preços de bens não comercializáveis responderem de forma mais direta aos custos marginais de cada região. Há também heterogeneidade na

Campo Grande (MS) e Vitória (ES) passaram a ter seus dados coletados a partir de 2013 e, portanto, foram incluídos na base de dados a partir de 2014.

dinâmica de comportamento do dado entre as diferentes regiões em termos de nível e variação ao longo do tempo. Nesse sentido, algumas taxas de regiões metropolitanas do Norte e Nordeste apresentam uma tendência de comportamento mais pronunciada do que a média geral em períodos de inflação alta, e menos pronunciada em períodos de inflação baixa. Os números de Belém, Salvador e Fortaleza, por exemplo, se destacam nesse sentido, possuindo os maiores valores ao longo de 2013 e entre 2015 e 2017, e os menores em 2014. Já as demais regiões apresentam uma inflação mais em linha com o comportamento médio.

Em termos de comportamento da variação acumulada ao longo do horizonte analisado, é possível fazer uma divisão em dois períodos. O primeiro, entre 2013 e 2016, apresentou taxas mais altas, com a inflação acumulada tendo uma média de 8,93%, permanecendo alta em todas as regiões. O segundo, a partir de 2017, mostra uma queda forte no indicador, com uma média de 3,79%, permanecendo então em patamares mais baixos até o fim da série. De forma geral, a variação do índice de bens não comercializáveis seguiu a mesma tendência do índice geral. A exceção é o início das séries, entre 2013 e 2014, onde, enquanto o IPCA se mantinha levemente acima da meta de 4,5%, a taxa de bens não comercializáveis sempre esteve bastante acima desse nível.

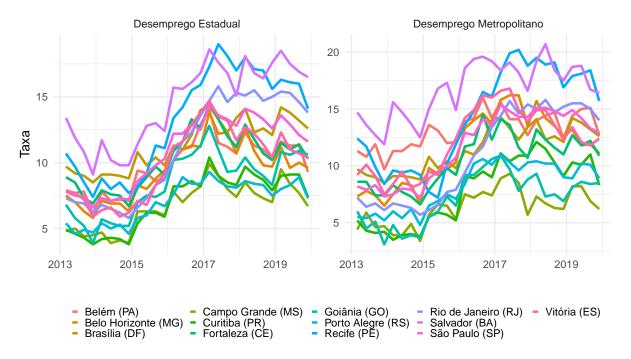


Figura 3 – Série de Desemprego para Diferentes Regiões

Elaboração própria a partir de dados disponibilizandos pelo IBGE

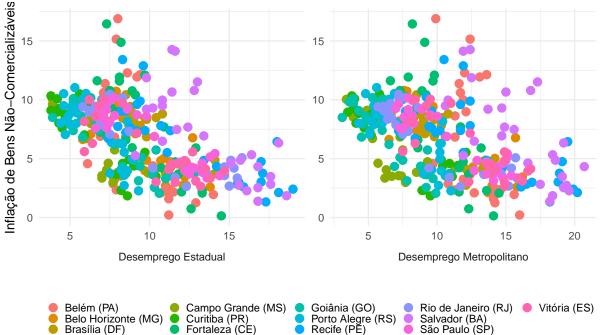
A Figura 3 apresenta as séries de desemprego para as taxas de desemprego estaduais e metropolitanas. Como esperado, de forma geral, o comportamento entre os estados e as suas respectivas regiões metropolitanas é similar. Há, porém, uma grande diferença entre os níveis de desemprego das diferentes regiões que variam da faixa de 3% até 20% no período analisado, com dados das regiões Norte e Nordeste tendo quase sempre os maiores valores,

e das regiões Sul e Centro-Oeste (com exceção de Brasília / Distrito Federal), os menores. Citando o exemplo de dois casos extremos, em Curitiba, o desemprego metropolitano tem sua taxa mínima em 2013, alcançando uma taxa de 3,5%. A mínima obtida por Salvador no mesmo ano foi de 10,6%. Já em relação ao valor máximo, a capital paranaense atinge o pico de 12,1% em 2019. A capital baiana chegou a superar os 20% de desemprego nesse mesmo ano. O comportamento marcado pelos dois períodos diferentes em função da crise econômica também se reflete nas taxas de desemprego, com o período entre 2013 e 2014 possuindo menores níveis. A partir de 2015, as taxas de desemprego começam a subir em todas as regiões, atingindo os seus valores mais altos ao final de 2017 e 2018. O patamar de desemprego permanece então alto até o fim das duas séries.

A Figura 4 apresenta a relação entre as duas variáveis estudadas para dados de desemprego estaduais e metropolitanos, com a distinção de regiões. Como esperado pela teoria, há uma relação negativa entre as duas variáveis, sendo de forma mais acentuada para dados de desemprego estaduais. No geral, as inclinações atribuídas às diferentes regiões parecem ser parecidas, sendo diferenciadas em relação ao seu intercepto. Como esperado por Hazell et al. (2022) os diferentes interceptos refletem as diferentes expectativas de inflação entre as regiões, algo que será tratado no modelo com a adição de efeitos fixos de estado.

rentes Regiões 15

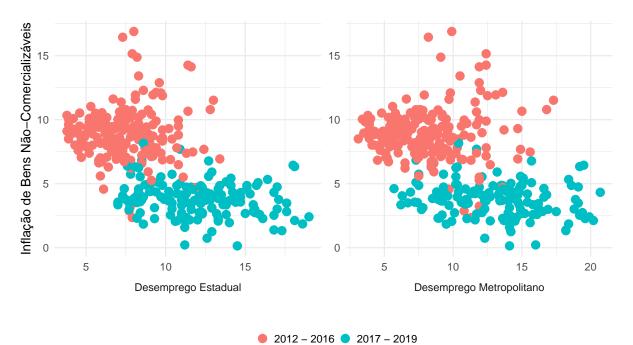
Figura 4 – Relação entre Inflação de Bens Não Comercializáveis e Desemprego para Dife-



Elaboração própria a partir de dados disponibilizandos pelo IBGE Nota: Os dados de desemprego estão defasados em 4 trimestres

Por último, a Figura 5 apresenta a relação entre as duas variáveis estudadas com os diferentes casos com dados de desemprego estaduais e metropolitanos. A dinâmica dos dois períodos aqui identificados é o esperado pela teoria. No primeiro, a tendência geral era de desemprego em patamares baixos <sup>6</sup>, o que consequentemente pressionou a inflação de bens não transacionáveis para patamares altos. Naquele período, a economia brasileira acumulava um crescimento médio de 3,5% entre os anos de 2007 e 2014, o que mantinha o mercado de trabalho aquecido, com taxas de desemprego cada vez mais baixas. Utilizando dados da extinta Pesquisa Mensal do Emprego (PME), Palma e Ferreira (2017) estimam a NAIRU (non-accelerating inflation rate of unemployment) para a economia brasileira. Os autores apontam que a taxa de desemprego começa a ficar abaixo da NAIRU a partir de 2010, e assim permanece até 2015, o que explica a inflação alta do período. Já no segundo período definido no gráfico, o cenário se inverte, com duas quedas seguidas do PIB, com recuos de 3,5% em 2015 e 3,3% em 2016, e estagnação entre 2017 e 2019, com crescimento médio de 1,4%. O desemprego chega a um pico de 13,9% no início de 2017. Nesse contexto, a inflação acaba permanecendo em patamares baixos.

Figura 5 – Relação entre Inflação de Bens-Não Comercializáveis e Desemprego para Diferentes Períodos



Elaboração própria a partir de dados disponibilizandos pelo IBGE Nota: Os dados de desemprego estão defasados em 4 trimestres

Ao fim, é perceptível um padrão de comportamento dos dados indo ao encontro com a formulação teórica da Curva de Phillips, com uma relação negativa entre as duas variáveis. As diferentes fases do ciclo econômico refletem-se diretamente na dinâmica dos

A referência aqui a desemprego baixo não se aplica ao ano de 2016, ano até onde vão os dados contidos no gráfico. Há uma defasagem de um ano entre as variáveis, uma vez que leva um tempo até o estado do mercado de trabalho afetar a inflação. Na conjuntura da época, o desemprego começa a subir a partir de 2015.

dados, marcando dois períodos distintos. As estimações econométricas indicarão se essa relação possui significância estatística.

### 3 Resultados

#### 3.1 Inclinação da Curva

A Tabela 1 apresenta as estimações de  $\kappa$  e  $\psi$  com as séries de desemprego ao nível metropolitano. Os resultados são apresentados primeiramente sem os controles de efeitos fixos, e posteriormente com a adição deles. De forma geral, observam-se grandes alterações em termos de magnitude, sinal e significância estatística, o que pode apontar para uma interpretação específica que será analisada a seguir.

Tabela 1 – Inclinação da Curva de Phillips Regional com Dados de Desemprego Metropolitano

	Desemprego Defasado			Variável Instrumental
	(1)	(2)	(3)	(4)
$\kappa$	-0.005**	0.030***	0.112**	0.132**
	(0.002)	(0.005)	(0.050)	(0.054)
N	348	348	348	348
$\overline{\psi}$	-0.369***	-0.604***	-0.017	0.197
	(0.079)	(0.043)	(0.067)	(0.411)
N	348	348	348	348
EF Estado		<b>√</b>	✓	<b>√</b>
EF Tempo			$\checkmark$	$\checkmark$

Nota: As somas futuras descontadas de desemprego estão truncadas com T=20. O desemprego está defasado em 4 trimestres, e tem como fonte a PNADC. Os valores entre parênteses indicam o erro-padrão da estimação. \* p < 0.10, \*\* p < 0.05, \*\*\* p < 0.01

A coluna (1) apresenta a estimação sem nenhum tipo de efeito fixo, e seus resultados, tanto para  $\kappa$  quanto para  $\psi$ , mostram que há uma relação negativa e estatisticamente significativa entre inflação e desemprego. O resultado, porém, sofre com o problema de variável omitida, uma vez que desconsidera os efeitos das expectativas de inflação na estimação. Na coluna (2) é realizada então a adição de efeitos fixos de estado, que captam diferenças constantes nas expectativas de inflação de longo prazo entre as regiões. O resultado para a estimação de  $\kappa$  já muda de sinal com essa incorporação. E por fim, com a adição de efeitos fixos de tempo, que captam variações comuns nas expectativas de inflação de longo prazo entre as regiões, com os resultados apresentados nas colunas (3) e (4), as estimações de  $\psi$  perdem significância estatística.

Esses primeiros resultados, portanto, levando em consideração a primeira análise gráfica, que mostra uma clara relação negativa entre inflação e desemprego, e os resultados

das primeiras estimações, levam à conclusão de que há um problema de omissão de variável quando se analisa essa relação sem considerar as expectativas de inflação. Se por um lado, a estimação para  $\psi$ , que é o tipo de estimação mais comumente feito dentro da literatura sobre o tema, é zero, por outro lado, as estimações para  $\kappa$  apontam para o oposto do esperado pela teoria, mostrando uma relação estrutural positiva entre inflação e desemprego.

A Tabela 2 apresenta as estimações de  $\kappa$  e  $\psi$  com as séries de desemprego estadual. Em alguma medida, os resultados são semelhantes aos da Tabela 1, porém, há algumas diferenças a serem analisadas.

Tabela 2 – Inclinação da Curva de Phillips Regional com Dados de Desemprego Estadual

	Desemprego Defasado			Variável Instrumental
	(1)	(2)	(3)	(4)
$\kappa$	-0.007***	0.084***	0.039	0.217
	(0.002)	(0.016)	(0.033)	(0.184)
N	348	348	348	348
$\overline{\psi}$	-0.503***	-0.703***	-0.242**	-0.120
	(0.079)	(0.048)	(0.106)	(0.209)
N	348	348	348	348
EF Estado		<b>√</b>	<b>√</b>	<b>√</b>
EF Tempo			$\checkmark$	$\checkmark$

Nota: As somas futuras descontadas de desemprego estão truncadas com T=20. O desemprego está defasado em 4 trimestres, e tem como fonte a PNADC. Os valores entre parênteses indicam o erro-padrão da estimação. \* p < 0.10, \*\* p < 0.05, \*\*\* p < 0.01

Os resultados para as estimações sem efeitos fixos e com efeitos fixos de estado são semelhantes aos apresentados na Tabela 1. Porém, o resultado com os dois tipos de controle diverge um pouco do obtido com dados de emprego metropolitano. As estimações de  $\kappa$ , apresentadas nas colunas (3) e (4), perdem significância, indicando a ausência de uma relação estrutural entre as duas variáveis. Já a estimação de  $\psi$  sem o uso do instrumento de transbordamento de demanda apresenta uma relação negativa entre inflação e desemprego. Todavia, na estimação com o uso do instrumento, o que é mostrado é que não há relação entre as duas variáveis.

De forma geral, há, portanto, uma falta de consistência do que seriam os resultados definitivos, com o uso de efeitos fixos de estado e tempo, e com o uso da variável instrumental. Essa falta de consistência parece apontar para uma ausência de relação entre inflação e desemprego para a economia brasileira. Essa análise será ampliada e verificada com mais detalhamento em outras estimações, apresentadas na próxima seção de testes de robustez.

#### 3.2 Testes de Robustez

Assim como em Hazell et al. (2022), diferentes estimações de  $\kappa$  são realizadas considerando valores distintos de T e  $\beta$ . No caso, os valores são reestimados com um valor de truncamento de T=10, e com  $\beta=0.95$  e  $\beta=0.90$ . A Tabela 3 apresenta a primeira parte destes resultados.

	Desemprego Defasado			Variável Instrumental
	(1)	(2)	(3)	$\phantom{aaaaaaaaaaaaaaaaaaaaaaaaaaaaaaaaaaa$
$\kappa$ metropolitano	-0.012***	-0.002	-0.693	0.700
	(0.003)	(0.011)	(2.167)	(2.610)
N	348	348	348	348
$\kappa$ estadual	-0.016***	0.028	0.126	-0.128
	(0.0025)	(0.034)	(0.191)	(0.266)
N	348	348	348	348
EF Estado		<b>√</b>	<b>√</b>	<b>√</b>
EF Tempo			$\checkmark$	$\checkmark$

Tabela 3 – Inclinação da Curva de Phillips Regional com T=10

Nota: As somas futuras descontadas de desemprego estão truncadas com T=20. O desemprego está defasado em 4 trimestres, e tem como fonte a PNADC. Os valores entre parênteses indicam o erro-padrão da estimação. \* p < 0.10, \*\* p < 0.05, \*\*\* p < 0.01

A diminuição do número de períodos poderia em alguma medida colaborar com a investigação da estimação da relação entre as duas variáveis estudadas a partir de uma hipótese de que o valor de 20 períodos seria um intervalo grande para o agente levar em consideração em função da maior instabilidade econômica característica da economia brasileira. Porém, os resultados apresentados corroboram com a hipótese levantada ao final da seção de resultados, de ausência de relação entre as variáveis, com os únicos resultados estatisticamente significantes e com o sinal negativo sendo as estimações viesadas que não levam em consideração o papel das expectativas de inflação.

Por fim, a Tabela 4 apresenta os resultados adotando diferentes taxas de desconto intertemporal, sendo apresentadas apenas as estimações com o uso da variável instrumental, e com o controle de efeitos fixos. Em tese, menores valores de  $\beta$  sugerem que as firmas valorizam mais o presente do que o futuro no que diz respeito à definição dos preços. Menores valores da taxa de desconto intertemporal, portanto, levariam a uma reação mais forte das firmas em termos de ajuste de preço diante da dinâmica de desemprego futura, algo que poderia não estar sendo captado pelas estimações quando foi adotado um valor alto, de  $\beta=0.99$ . Foram realizadas estimações alterando o valor de  $\beta=0.99$  para  $\beta=0.95$  e  $\beta=0.90$ .

Os resultados mais uma vez convergem para a hipótese levantada ao final da seção

de resultados. Nas estimações com os dados de desocupação metropolitana, o p-valor aumenta para a estimação adotando  $\beta=0.95$ . Já o resultado encontrado com  $\beta=0.90$  apresenta um resultado estranho, com alto erro padrão e sem significância estatística. Por outro lado, com os dados de desemprego estadual, os resultados apresentados continuam apontando para a ausência de relação estrutural entre inflação e desemprego para a economia brasileira no período analisado.

Tabela 4 – Inclinação da Curva de Phillips Regional com Diferentes Valores de Beta

	$\beta = 0.99$	$\beta = 0.95$	$\beta = 0.90$				
Estimativa d	Estimativa do $\kappa$ com dados de regiões metropolitanas						
$\kappa$	0.132**	0.280*	4.225				
	(0.054)	(0.132)	(17.594)				
N	348	348	348				
Esti	Estimativa do $\kappa$ com dados estaduais						
$\kappa$	0.039	0.338	0.496				
	(0.033)	(0.284)	(0.311)				
N	348	348	348				
EF Estado	<b>√</b>	<b>√</b>	<b>√</b>				
EF Tempo	$\checkmark$	$\checkmark$	$\checkmark$				

Nota: As somas futuras descontadas de desemprego estão truncadas com T=20. O desemprego está defasado em 4 trimestres, e tem como fonte a PNADC. Os valores entre parênteses indicam o erro-padrão da estimação. \* p < 0.10, \*\* p < 0.05, \*\*\* p < 0.01

Dessa forma, os resultados apresentados aqui nessa seção se somam aos obtidos pelas principais regressões. Pode-se concluir que há um problema de viés nas inferências que relacionam a queda da inflação ao aumento do desemprego, sendo esse viés causado pela falta de incorporação do papel das expectativas de inflação nas estimações.

### Conclusão

Este trabalho estimou a curva de Phillips para a economia brasileira a partir de uma nova abordagem utilizando dados regionais, proposta por Hazell et al. (2022). Para realizar as estimações, foram levantados dados de variação de preços e pesos na cesta de consumo de bens não comercializáveis, e dados de desemprego a nível regional entre o período de 2013 e 2019. Além disso, foi feito o uso de uma variável instrumental que capta de forma mais precisa como choques exógenos de demanda afetam a dinâmica da economia local das diferentes regiões. O modelo desenvolvido pelos autores apresenta uma série de vantagens, que proporcionam estimações mais robustas quando comparadas a modelos de séries temporais com dados nacionais agregados.

Conforme discutido, a economia brasileira enfrentou um processo de desinflação em meados da década de 2010, no qual a inflação, antes elevada, foi reduzida, enquanto o desemprego aumentou. Esse movimento ocorreu em meio a mudanças na condução das políticas monetária e fiscal, que haviam perdido credibilidade devido à crise política e institucional que o país vivia. Além disso, o período também foi marcado por choques de oferta e demanda. Os dados apontam para uma possível relação negativa entre inflação e desemprego, que, porém, não é confirmada a partir da incorporação do papel das expectativas de inflação do modelo.

Se, por um lado, os resultados encontrados por Hazell et al. (2022) contribuíram para uma reinterpretação da dinâmica entre inflação e desemprego na economia dos Estados Unidos, por outro, os achados deste trabalho estão alinhados com os já observados na literatura sobre o tema para o caso brasileiro. As evidências encontradas não conseguem rejeitar a hipótese nula de relação entre inflação e desemprego, indicando que não houve relação entre as duas variáveis na economia brasileira durante o período analisado. A falsa associação entre as duas variáveis é induzida pelo viés de variável omitida, quando as expectativas de inflação não são levadas em consideração.

Algumas implicações surgem a partir dos resultados encontrados. Como o nível de inflação depende exclusivamente das expectativas, o foco do Banco Central deve ser o controle e a ancoragem dessas expectativas. O controle das expectativas de inflação de longo prazo depende, essencialmente, da percepção dos agentes quanto à credibilidade da autoridade monetária, ou seja, se ela será capaz de utilizar seus instrumentos de forma independente para manter a inflação dentro da meta estabelecida. Por um lado, portanto, a perda de credibilidade por parte da autoridade monetária terá grande impacto na inflação. Por outro lado, políticas que se concentrem apenas em um forte aumento do desemprego terão um alto custo social e resultados limitados.

Conclusão 33

Por fim, apesar da variabilidade dos dados na amostra disponível, o período analisado ainda é curto em comparação ao estudo do modelo original, que cobre quatro décadas e inclui mais regiões. A ampliação do período de cobertura e a inclusão de novas regiões metropolitanas na coleta de dados de inflação podem contribuir para pesquisas nesse campo. O IBGE já tem se esforçado para expandir as regiões incluídas, adicionando Rio Branco, São Luís e Aracaju em maio de 2018, algo que pode colaborar com estudos sobre o tema no futuro.

## Referências

- ALVES, S. A. L.; AREOSA, W. Targets and inflation dynamics. *Central Bank of Brazil Working Paper*, n. 100, 2005. Citado na página 15.
- BABB, N.; DETMEISTER, A. K. Nonlinearities in the phillips curve for the united states: Evidence using metropolitan data. FEDS Working Paper, 2017. Citado na página 15.
- BARTIK, T. J. Who benefits from state and local economic development policies? WE Upjohn Institute for Employment Research, 1991. Citado na página 22.
- BCB. Atualizações das estruturas de ponderação do ipca e do inpc e das classificações do ipca. *Relatório de inflação*, v. 13, n. 4, dezembro 2011. Citado na página 23.
- BLANCHARD, O.; GALÍ, J. Real wage rigidities and the new keynesian model. *Journal of money, credit and banking*, Wiley Online Library, v. 39, p. 35–65, 2007. Citado 2 vezes nas páginas 15 e 16.
- CALVO, G. A. Staggered prices in a utility-maximizing framework. *Journal of monetary Economics*, Elsevier, v. 12, n. 3, p. 383–398, 1983. Citado 3 vezes nas páginas 14, 15 e 18.
- FITZGERALD, T. J.; NICOLINI, J. P. et al. Is there a stable relationship between unemployment and future inflation?: Evidence from US cities. [S.l.]: Citeseer, 2014. Citado na página 15.
- FRIEDMAN, M. The role of monetary policy. *American Economic Review*, v. 58, p. 1–17, 1968. Citado na página 14.
- GALI, J.; GERTLER, M. Inflation dynamics: A structural econometric analysis. *Journal of monetary Economics*, Elsevier, v. 44, n. 2, p. 195–222, 1999. Citado na página 15.
- GREENWOOD, J.; HERCOWITZ, Z.; HUFFMAN, G. W. Investment, capacity utilization, and the real business cycle. *The American Economic Review*, JSTOR, p. 402–417, 1988. Citado na página 18.
- HAZELL, J. et al. The slope of the phillips curve: evidence from us states. *The Quarterly Journal of Economics*, Oxford University Press, v. 137, n. 3, p. 1299–1344, 2022. Citado 13 vezes nas páginas 11, 12, 13, 16, 18, 19, 20, 21, 22, 23, 25, 30 e 32.
- HOOPER, P.; MISHKIN, F. S.; SUFI, A. Prospects for inflation in a high pressure economy: Is the phillips curve dead or is it just hibernating? *Research in Economics*, Elsevier, v. 74, n. 1, p. 26–62, 2020. Citado na página 15.
- KILEY, M. T. An evaluation of the inflationary pressure associated with short-and long-term unemployment. *Economics Letters*, Elsevier, v. 137, p. 5–9, 2015. Citado na página 15.
- LUCAS, R. E. Expectations and the neutrality of money. *Journal of economic theory*, Academic Press, v. 4, n. 2, p. 103–124, 1972. Citado na página 14.

Referências 35

MAZALI, A. A.; DIVINO, J. A. Real wage rigidity and the new phillips curve: the brazilian case. *Revista Brasileira de Economia*, SciELO Brasil, v. 64, p. 291–306, 2010. Citado na página 16.

MENDONÇA, H. F. de; SANTOS, M. A. L. dos. Credibilidade da politica monetária e a previsao do trade-off entre inflação e desemprego: Uma aplicação para o brasil. *Revista EconomiA*, 2006. Citado na página 16.

MINELLA, A. et al. Inflation targeting in brazil: constructing credibility under exchange rate volatility. *Journal of international Money and Finance*, Elsevier, v. 22, n. 7, p. 1015–1040, 2003. Citado na página 15.

NGUYEN, H. Demand-driven propagation: Evidence from the Great Recession. [S.l.]: SSRN, 2017. Citado na página 22.

PALMA, A. A.; FERREIRA, D. Nairu, inflação e curva de phillips no brasil: novas evidências a partir de um modelo tempo-variante. *Estudos Econômicos (São Paulo)*, SciELO Brasil, v. 47, n. 1, p. 39–63, 2017. Citado na página 26.

PHELPS, E. S. Phillips curves, expectations of inflation and optimal unemployment over time. *Economica*, JSTOR, p. 254–281, 1967. Citado na página 14.

PHILLIPS, A. W. The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the united kingdom, 1861-1957. *Economica*, JSTOR, v. 25, n. 100, p. 283–299, 1958. Citado na página 14.

ROTEMBERG, J. J. Sticky prices in the united states. *Journal of political economy*, The University of Chicago Press, v. 90, n. 6, p. 1187–1211, 1982. Citado na página 14.

SACHSIDA, A. Reexaminando a curva de Phillips brasileira com dados de seis regiões metropolitanas. [S.1.], 2009. Citado 2 vezes nas páginas 15 e 17.

SACHSIDA, A. Inflação, desemprego e choques cambiais: uma revisão da literatura sobre a curva de phillips no brasil. *Revista Brasileira de Economia*, SciELO Brasil, v. 67, p. 549–559, 2013. Citado na página 11.

SACHSIDA, A.; RIBEIRO, M.; SANTOS, C. H. dos. A curva de Phillips e a experiência brasileira. [S.l.], 2009. Citado na página 15.

SAMUELSON, P. A.; SOLOW, R. M. Analytical aspects of anti-inflation policy. *The American economic review*, JSTOR, v. 50, n. 2, p. 177–194, 1960. Citado na página 14.

TAYLOR, J. B. Aggregate dynamics and staggered contracts. *Journal of political economy*, The University of Chicago Press, v. 88, n. 1, p. 1–23, 1980. Citado na página 14.

VELOSO, G. de O. et al. A curva de phillips: Uma análise da economia brasileira de 2002 a 2012. Revista Economia & Tecnologia (RET), v. 9, p. 05–19, 2013. Citado na página 15.

VEREDA, L. et al. Expectativas de inflação, metas percebidas pelos agentes e credibilidade das autoridades monetárias. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), 2020. Citado na página 16.



## APÊNDICE A – Informações Extras

## A.1 Classificação de Bens Não Comercializáveis de Acordo com o Banco Central do Brasil

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; ; 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.

Excluídos: 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

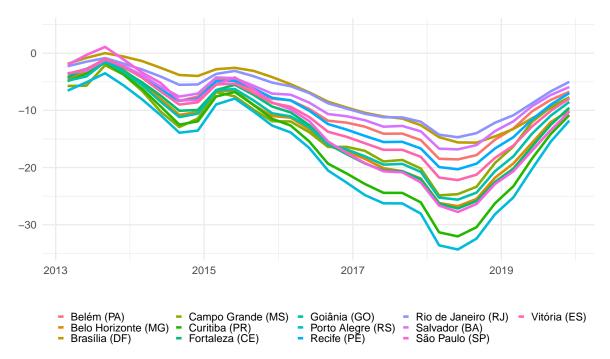
#### A.2 Variável Instrumental

400 300 200 100 2013 2015 2017 2019 Campo Grande (MS) Goiânia (GO) - Rio de Janeiro (RJ) - Vitória (ES) Belém (PA) Belo Horizonte (MG) Brasília (DF) Curitiba (PR) Fortaleza (CE) Porto Alegre (RS) Recife (PE) Salvador (BA) São Paulo (SP)

Figura 6 – Intrumento de Demanda Comercializável

Elaboração própria a partir de dados do CAGED

Figura 7 – Intrumento de Demanda Comercializável com ajuste sazonal, diferença em relação ao indicador em 20 períodos anteriores e defasado em 4 preíodos



Elaboração própria a partir de dados do CAGED

### A.3 Amostra Ampliada

Os dados utilizadas nas estimações deste trabalho vão até o ano de 2019 porque o levantamento de desemprego a nível metropolitano foi interrompido durante a pandemia. Porém, a série estadual não foi descontínuada. Com a amostra ampliada, é possível verificar se os resultados se alteram com a inclusão de mais 5 anos de amostra. A Tabela 5 apresenta os resultados encontrados.

Tabela 5 – Inclinação da Curva de Phillips Regional com Dados de Desemprego Estadual entre 2013 e 2024

	Desemprego Defasado			Variável Instrumental
	(1)	(2)	(3)	(4)
$\kappa$	-0.0077***	-0.0248***	-0.0521	-0.0316
	(0.0023)	(0.0031)	(0.0355)	(0.0264)
N	595	595	595	400
$\overline{\psi}$	-0.249***	-0.406***	-0.137**	-0.133
	(0.058)	(0.034)	(0.067)	(0.442)
N	595	595	595	400
EF Estado		<b>√</b>	✓	<b>√</b>
EF Tempo			$\checkmark$	$\checkmark$

Nota: As somas futuras descontadas de desemprego estão truncadas com T=20. O desemprego está defasado em 4 trimestres, e tem como fonte a PNADC. Os valores entre parênteses indicam o erro-padrão da estimação. \* p < 0.10, \*\* p < 0.05, \*\*\* p < 0.01

Porém, os resultados não se alteram de forma significativa, de forma a serem bastante parecidos com os apresentados na Tabela 2.