



# Universidade de Brasília

Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Gestão de Políticas Públicas

Henrique Daniel Leite Barros Pereira

## **Curva de Phillips para as Economias de Brasil e Estados Unidos**

Brasília

2022



Henrique Daniel Leite Barros Pereira

## **Curva de Phillips para as Economias de Brasil e Estados Unidos**

Tese apresentada à Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Gestão de Políticas Públicas da Universidade de Brasília como requisito parcial para obtenção do título de Doutor em Economia.

Área de concentração: Economia Política, Desenvolvimento e Meio Ambiente.

Linha de Pesquisa: Economia Política.

Orientador: Prof. Dr. Nelson Henrique Barbosa-Filho

Brasília

2022



Henrique Daniel Leite Barros Pereira

## **Curva de Phillips para as Economias de Brasil e Estados Unidos**

A Comissão Examinadora, abaixo identificada, aprova a Tese apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade e Gestão Pública da Universidade de Brasília, como requisito parcial para obtenção do Título de Doutor em Economia. Área de concentração: Economia Política, Desenvolvimento e Meio Ambiente. Linha de Pesquisa: Economia Política.

Brasília, 2022

Banca Examinadora:

Prof. Dr. Nelson Henrique Barbosa-Filho

Universidade de Brasília

Profa. Dra. Daniela Freddo

Universidade de Brasília

Dr. Claudio Roberto Amitrano

Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

Prof. Dr. Manoel Carlos de Castro Pires

Fundação Getúlio Vargas



À Damiana

À Bartolomeu, Bonifácio e Carlota





# Índice

<b>Agradecimentos</b>	<b>xiii</b>
<b>Resumo</b>	<b>xv</b>
<b>Abstract</b>	<b>xvii</b>
<b>1 Introdução e Revisão Teórica</b>	<b>1</b>
1.1 Da dinâmica no Mercado de Trabalho à Ferramenta de Política Pública: as origens da Curva de Phillips. . . . .	1
1.2 Curva de Phillips como Equação de Preços . . . . .	4
1.3 A Abordagem Monetarista . . . . .	7
1.4 A Curva Novo-Clássica . . . . .	8
1.5 Consenso e Bifurcação . . . . .	9
1.6 O caminho à direita: a Curva Novo-Keynesiana . . . . .	10
1.7 O caminho Keynesiano: a Curva de Phillips do Modelo do Triângulo. . . . .	13
1.8 Curva de Phillips Estruturalista . . . . .	14
1.9 Sobre a representação da Demanda . . . . .	14
1.10 Estimando a Curva de Phillips do Modelo do Triângulo Estruturalista . . . . .	18
<b>2 Curva de Phillips nos Estados Unidos da América</b>	<b>21</b>
2.1 Uma questão central nas últimas décadas . . . . .	21
2.2 A economia estadunidense pela ótica do Modelo do Triângulo . . . . .	23
2.2.1 A tradicional Curva de Phillips nos Estados Unidos. . . . .	23
2.2.2 Os choques de Oferta . . . . .	24
2.2.2.1 Efeito Alimentação-Energia . . . . .	24
2.2.2.2 Efeito Preço Relativo dos Importados . . . . .	27
2.2.2.3 Efeito Produtividade . . . . .	28
2.2.3 O elemento estrutural: a participação dos Salários na Renda . . . . .	30
2.2.4 O lado da Demanda: Emprego e Desemprego na economia - uma apresentação dos dados. . . . .	32
2.3 Estimando o Modelo do Triângulo para a Economia Estadunidense . . . . .	37
2.4 Conclusões . . . . .	48
<b>3 Curva de Phillips da Economia Brasileira na Era do Câmbio Livre e Metas de Inflação</b>	<b>51</b>

3.1	Curva de Phillips no Brasil. Tentativas, períodos e métodos. . . . .	51
3.2	A economia brasileira pela ótica do Modelo do Triângulo . . . . .	52
3.2.1	Os choques de Oferta . . . . .	54
3.2.1.1	Efeito Alimentação-Energia . . . . .	54
3.2.1.2	Efeito Preço Relativo dos Importados . . . . .	57
3.2.1.3	Efeito Produtividade . . . . .	61
3.2.2	O elemento estrutural: a participação dos Salários na Renda . . . . .	64
3.2.3	O lado da Demanda: Emprego e Desemprego na economia - uma apresentação dos dados. . . . .	66
3.3	Estimando o Modelo do Triângulo da Curva de Phillips para a Economia Brasileira . . . . .	70
3.4	Conclusões . . . . .	77
<b>A</b>	<b>Guia para replicação das variáveis para a economia estadunidense.</b>	<b>81</b>
<b>B</b>	<b>Guia para replicação das variáveis para a economia brasileira.</b>	<b>85</b>
<b>C</b>	<b>Testes de Estacionaridade para variáveis da economia estadunidense</b>	<b>91</b>
C.1	Inflação (1967:Q2 - 2019:Q4) . . . . .	91
C.2	Desemprego (1967:Q2 - 2019:Q4) . . . . .	93
C.3	Desemprego Amplo (1997:Q1 - 2019:Q4) . . . . .	95
C.4	Ocupação (1967:Q2 - 2019:Q4) . . . . .	97
C.5	Hiato de Desemprego (Filtro Hamilton) (1967:Q2 - 2019:Q4) . . . . .	100
C.6	Hiato de Desemprego (Filtro Hodrick-Prescot) (1967:Q2 - 2019:Q4) . . . . .	102
C.7	Hiato de Desemprego Amplo (Filtro Hamilton) (1997:Q1 - 2019:Q4) . . . . .	104
C.8	Hiato de Desemprego Amplo (Filtro Hodrick-Prescot) (1997:Q1 - 2019:Q4) . . . . .	106
C.9	Hiato de Ocupação (Filtro Hamilton) (1967:Q2 - 2019:Q4) . . . . .	108
C.10	Hiato de Ocupação (Filtro Hodrick-Prescot) (1967:Q2 - 2019:Q4) . . . . .	111
C.11	Efeito Alimentação-Energia (1967:Q2 - 2019:Q4) . . . . .	113
C.12	Efeito Preço dos Importados (1967:Q2 - 2019:Q4) . . . . .	115
C.13	Efeito Produtividade (Filtro Hamilton) (1967:Q2 - 2019:Q4) . . . . .	117
C.14	Efeito Produtividade (Filtro Hodrick-Prescot) (1967:Q2 - 2019:Q4) . . . . .	119
C.15	Participação dos Salários (1967:Q2 - 2019:Q4) . . . . .	122
<b>D</b>	<b>Teste de Estacionaridade para variáveis da economia brasileira</b>	<b>125</b>
D.1	Inflação (1999:Q1 - 2019:Q4) . . . . .	125
D.2	Desemprego (1999:Q1 - 2019:Q4) . . . . .	127
D.3	Ocupação (1999:Q1 - 2019:Q4) . . . . .	129
D.4	Hiato de Desemprego (Filtro Hamilton) (1999:Q1 - 2019:Q4) . . . . .	131
D.5	Hiato de Desemprego (Filtro Hodrick-Prescot) (1999:Q1 - 2019:Q4) . . . . .	134
D.6	Hiato de Ocupação (Filtro Hamilton) (1999:Q1 - 2019:Q4) . . . . .	136
D.7	Hiato de Ocupação (Filtro Hodrick-Prescot) (1999:Q1 - 2019:Q4) . . . . .	138
D.8	Efeito Alimentação-Energia (1999:Q1 - 2019:Q4) . . . . .	140

D.9	Efeito Preço dos Importados (1999:Q1 - 2019:Q4)	.142
D.10	Efeito Produtividade (Filtro Hamilton) (1999:Q1 - 2019:Q4)	.145
D.11	Efeito Produtividade (Filtro Hodrick-Prescot) (1999:Q1 - 2019:Q4)	.147
D.12	Participação dos Salários (1999:Q1 - 2017:Q4)	.149
<b>E</b>	<b>Sumários das Estimações por GMM para os Estados Unidos da América</b>	<b>153</b>
E.1	Para o período 1967-2019	.153
E.1.1	Modelo com Produtividade e sem Participação dos Salários	.153
E.1.1.1	Tendências por Filtro Hamilton	.153
E.1.1.2	Tendências por Filtro Hodrick-Prescot	.156
E.1.2	Modelo sem Produtividade e com Participação dos Salários	.159
E.1.2.1	Tendências por Filtro Hamilton	.159
E.1.2.2	Tendências por Filtro Hodrick-Prescot	.162
E.2	Para o período 1996-2019	.165
E.2.1	Modelo com Produtividade e sem Participação dos Salários	.165
E.2.1.1	Tendências por Filtro Hamilton	.165
E.2.1.2	Tendências por Filtro Hodrick-Prescot	.169
E.2.2	Modelo sem Produtividade e com Participação dos Salários	.174
E.2.2.1	Tendências por Filtro Hamilton	.174
E.2.2.2	Tendências por Filtro Hodrick-Prescot	.178
<b>F</b>	<b>Sumários das Estimações por GMM para o Brasil.</b>	<b>183</b>
F.1	Para o período 1999-2019 (Modelos com Produtividade e sem Participação dos Salários)	.183
F.1.1	Tendências por Filtro Hamilton	.183
F.1.2	Tendências por Filtro Hodrick-Prescot	.186
F.2	Para o período 1999-2017 (Modelos sem Produtividade e com Participação dos Salários)	.189
F.2.1	Tendências por Filtro Hamilton	.189
F.2.2	Tendências por Filtro Hodrick-Prescot	.192
<b>G</b>	<b>Estados Unidos: Regressões por MQO e respectivos testes Breusch-Pagan, Breusch-Godfrey e Bai-Perron</b>	<b>195</b>
G.1	Período 1967:Q2 a 2019:Q4	.195
G.1.1	Regressões com tendências geradas por Filtro Hamilton	.195
G.1.1.1	Modelo com Produtividade e sem Participação dos Salários (Modelo 1)	.195
G.1.1.2	Modelo sem Produtividade e com Participação dos Salários (Modelo 2)	.196
G.1.2	Regressões com tendências geradas por Filtro Hodrick-Prescot	.200
G.1.2.1	Modelo com Produtividade e sem Participação dos Salários (Modelo 3)	.200

G.1.2.2	Modelo sem Produtividade e com Participação dos Salários (Modelo 4) . . . . .	200
G.2	Período 1997:Q1 a 2019:Q4 . . . . .	202
G.2.1	Regressões com tendências geradas por Filtro Hamilton . . . . .	202
G.2.1.1	Modelo com Produtividade e sem Participação dos Salários (Modelo 5) . . . . .	202
G.2.1.2	Modelo sem Produtividade e com Participação dos Salários (Modelo 6) . . . . .	205
G.2.2	Regressões com tendências geradas por Filtro Hodrick-Prescot . . . . .	209
G.2.2.1	Modelo com Produtividade e sem Participação dos Salários (Modelo 7) . . . . .	209
G.2.2.2	Modelo sem Produtividade e com Participação dos Salários (Modelo 8) . . . . .	212
<b>H</b>	<b>Brasil: Regressões por MQO e respectivos testes Breusch-Pagan, Breusch-Godfrey e Bai-Perron</b> . . . . .	<b>217</b>
H.1	Período 1999 a 2019 . . . . .	217
H.1.1	Tendências por Filtro Hamilton . . . . .	217
H.1.1.1	Modelo com Produtividade e sem Participação dos Salários (Modelo 1) . . . . .	217
H.1.2	Tendências por Filtro Hodrick-Prescot . . . . .	220
H.1.2.1	Modelo com Produtividade e sem Participação dos Salários (Modelo 2) . . . . .	220
H.2	Período 1999 a 2017 . . . . .	222
H.2.1	Tendências por Filtro Hamilton . . . . .	222
H.2.1.1	Modelo sem Produtividade e com Participação dos Salários (Modelo 3) . . . . .	222
H.2.2	Tendências por Filtro Hodrick-Prescot . . . . .	224
H.2.2.1	Modelo sem Produtividade e com Participação dos Salários (Modelo 4) . . . . .	224
	<b>Bibliografia</b> . . . . .	<b>225</b>

## **Agradecimentos**

Devo iniciar agradecendo ao Centro de Estudos, Pesquisas e Projetos Econômico-Sociais do Instituto de Economia e Relações Internacionais da Universidade Federal de Uberlândia, órgão ao qual me vinculo enquanto Servidor Público Federal, pelo apoio à realização desse Doutorado. Instituto de Economia e Relações Internacionais e Universidade Federal de Uberlândia, que compõe esse caminho organizacional, ainda que essa tríade seja apenas uma mesma Instituição, merecem agradecimentos únicos pelos seus papéis específicos nesse processo. Um apoio que além de todo estímulo acadêmico materializou-se na permissão de afastamento das atividades de trabalho, elemento sem o qual essa jornada não teria acontecido.

Agradeço também à Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Gestão de Políticas Públicas da Universidade de Brasília pelo acolhimento durante esse curso e pela valiosa formação. Esse trabalho, que marca a sua conclusão, só foi possível pelo seu irreparável suporte institucional. Nesse sentido, reconheço e agradeço a enorme dedicação da Professora Doutora Daniela Freddo, coordenadora da Área de Economia Política do curso, à qual esse trabalho se vincula, e que permitiu a sua existência.

Meus maiores agradecimentos ao Professor Doutor Nelson Henrique Barbosa-Filho pela inestimável orientação, dedicada e paciente. Reconheço a difícil tarefa e sou grato por todo o valioso aprendizado que me permitiu em seu desenvolvimento.

Agradeço, ainda, aos Doutores Claudio Roberto Amitrano e Manoel Carlos de Castro Pires, que em conjunto com os Professores Nelson e Daniela formaram a Banca Avaliadora desse trabalho. Sinto-me honrando com sua disposição para uma avaliação crítica e criteriosa que me permitiu um aprendizado oportuno e valoroso. Também agradeço a Professora Doutora Adriana Moreira Amado, que assumiu a suplência dessa Banca Avaliadora.

Do grupo de Economia Política carrego amigos e aliados, aos quais agradeço pela companhia da jornada, pelas discussões inteligentes e pela fraternidade cultivada.

Há também muitos amigos a serem abraçados em gratidão pelo apoio constante dessa longa caminhada. Amigos e familiares. Alguns, apenas em memória.

Às minhas tias, tios, primos e primas; Aos meus sogro e sogra; E aos meus pai, mãe, irmãs e irmãos, cunhadas, cunhado e concunhada, minha gratidão familiar.

À Damiana, Bartolomeu, Carlota e Bonifácio, dedico e agradeço pelas alegrias.

## Resumo

Durante décadas a Curva de Phillips evoluiu para analisar os efeitos não apenas da Demanda sobre os preços, mas também dos Choques de Oferta, da Inércia Inflacionária e, mais recentemente, do Conflito Distributivo. Ainda que tais elementos tenham sua importância reconhecida, muito ainda se debate como melhor representá-los. Nesse sentido, esse trabalho busca investigar os efeitos desses elementos sobre a dinâmica inflacionária do Brasil e dos Estados Unidos da América, valendo-se da versão mais recente do Modelo do Triângulo da Curva de Phillips e experimentando novas variáveis e métodos para analisar a realidade dessa economia. Destaque-se o uso do Nível de Ocupação como uma das opções de variáveis de Demanda e a comparação de resultados entre os filtros estatísticos Hamilton e Hodrick-Prescot.

Palavras-chave: Curva de Phillips; Modelo do Triângulo; Desemprego; Ocupação; Filtro Hamilton; Filtro Hodrick-Prescot; Brasil; Estados Unidos da América.





## **Abstract**

For decades, the Phillips Curve has evolved to analyze the effects not only of Demand on prices, but also of Supply Shocks, Inflationary Inertia and, more recently, the Distributive Conflict. Although such elements have their importance recognized, much is still debated on how to best represent them. In this sense, this work seeks to investigate the effects of these elements on the inflationary dynamics of Brazil and the United States of America, using the most recent version of the Phillips Curve Triangle Model and experimenting with new variables and methods to analyze their realities. Noteworthy is the use of Occupancy Level as one of the Demand variables options and the comparison of results between the Hamilton and Hodrick-Prescot statistical filters.

Keywords: Phillips curve; Triangle Model; Unemployment; Occupation; Hamilton filter; Hodrick-Prescot filter; Brazil; USA.

# 1

## Introdução e Revisão Teórica

### 1.1 Da dinâmica no Mercado de Trabalho à Ferramenta de Política Pública: as origens da Curva de Phillips.

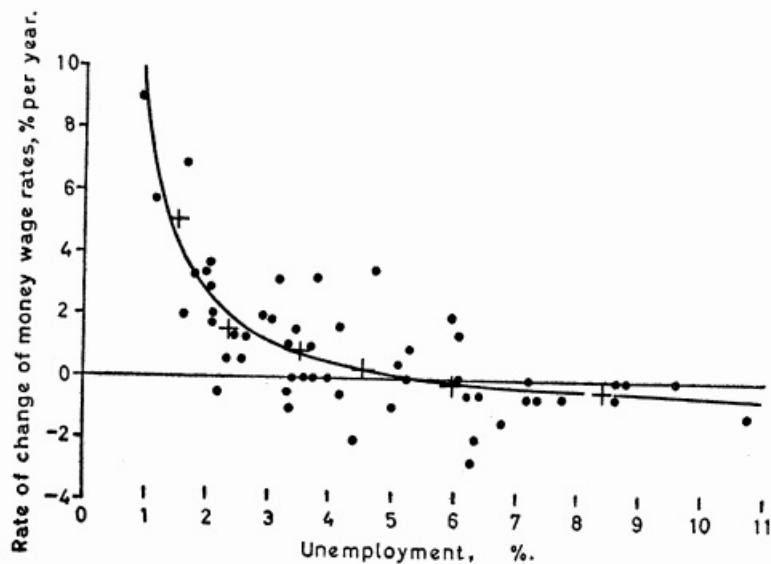
As origens dos estudos da relação entre desemprego e inflação tem sua pedra fundamental com o trabalho de A. W. Phillips de 1958, que observando séries temporais do salário nominal e do nível de desemprego vigentes no Reino Unido entre 1861 e 1957 correlaciona tais variáveis em um arranjo de resposta negativa da primeira às variações da segunda (Phillips (1958)). É a determinação do que viria a entrar para a história da Teoria Econômica como a Curva de Phillips.

Phillips inicia seu estudo com a perspectiva de que o mercado de trabalho deveria funcionar como qualquer mercadoria e ter seu preço sensível às forças de oferta e demanda. Ou seja, o salário, o preço da mercadoria “trabalho”, deveria reagir como o preço de uma mercadoria reage à sua abundância ou escassez e variar conforme a disponibilidade de mão-de-obra.

Assim, buscando evidenciar o quão o nível de desemprego e sua variação podem explicar as variações observadas no nível dos salários nominais, Phillips apresenta tal relação em uma curva construída por regressão não-linear com dados dos anos de 1861 a 1913, e também desenhando separadamente cada ciclo que ele observou nesse intervalo (“regular trade cycles”) como forma de mostrar o movimento das variáveis em relação à sua curva estimada. Adicionalmente acompanha o movimento dessas variáveis entre 1914 e 1957 sob a perspectiva daquela curva estimada. (Phillips (1958))

A Curva de Phillips, tal como visualizada naquele momento (FIGURA 1.1), de fato, mais que apresenta uma relação inversa entre salários nominais e desemprego,

mostrando que tal relação é relativamente estável durante um longo período, e, portanto, razoavelmente previsível.



**Figura 1.1:** Curva de Phillips para o Reino Unido 1861-1913 (Phillips, 1958)

O trabalho de Phillips é seminal. Em pouco tempo, diversos estudos foram levados à cabo para analisar pela primeira vez a relação entre desemprego e salários nominais em diversas economias. Dentre esses, o que logrou mais relevância nessa história da Curva de Phillips (Gordon (2011)) foi o trabalho conjunto de Samuelson e Solow, publicado em meados de 1960.<sup>1</sup>

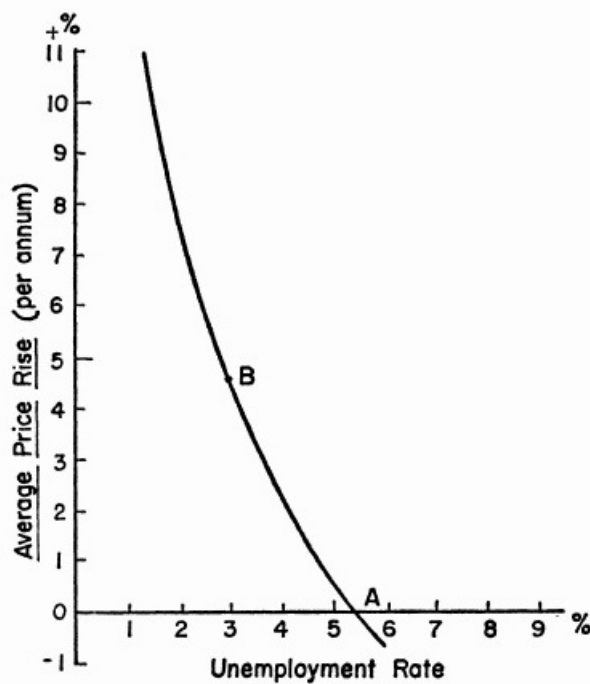
Isso porque além de ser um estudo para a então maior economia capitalista, os Estados Unidos, tal trabalho apresentou a relação entre desemprego e inflação como elemento central em uma, até então inédita, ferramenta de política econômica (Hall and Hart (2012)).

Gordon (2011, pág.13) aponta o interesse de Phillips (1958) por essa relação quando ao final de seu artigo esse autor “traduz a curva estimada para mudança salarial em uma relação inflação-desemprego subtraindo o crescimento de longo-prazo da produtividade”, como forma de encontrar uma taxa de desemprego que estabilize os preços. Também o artigo de Lipsey (1960) dedica energia a relação entre preços e salários, mas mantendo a

<sup>1</sup>Trabalho inscrito para apresentação no encontro anual da American Economic Association realizado em dezembro de 1959. Inclusive foi tal trabalho que cunhou a expressão Curva de Phillips nos anais da Teoria Econômica.

perspectiva apontada por Phillips de inflação como variável explicativa do salário. Assim, é em Samuelson e Solow (Samuelson and Solow (1960)) que a curva salarial apresentada por Phillips é modificada para uma curva de inflação sendo tratada por eles como uma ferramenta de política econômica.

A Curva de Phillips modificada para o Nível de Preços tal como construída por esses para a economia estadunidense pode ser observada abaixo:



**Figura 1.2:** *Curva de Phillips Modificada para Preços para os Estados Unidos (Samuelson e Solow, 1960)*

Tal curva é a expressão do salto lógico da perspectiva de que a variação do custo do trabalho, isto é, o salário, representa a maior parte da variação do nível de preços vigente na economia. A própria curva de inflação não foi estimada, apenas “grosseiramente” desenhada para os anos de 1934 à 1958, acompanhando a visualização da curva salarial para os Estados Unidos que os autores inicialmente construíram para o período de 1890 à 1959 (1.3). (Samuelson and Solow (1960), Hall and Hart (2012))

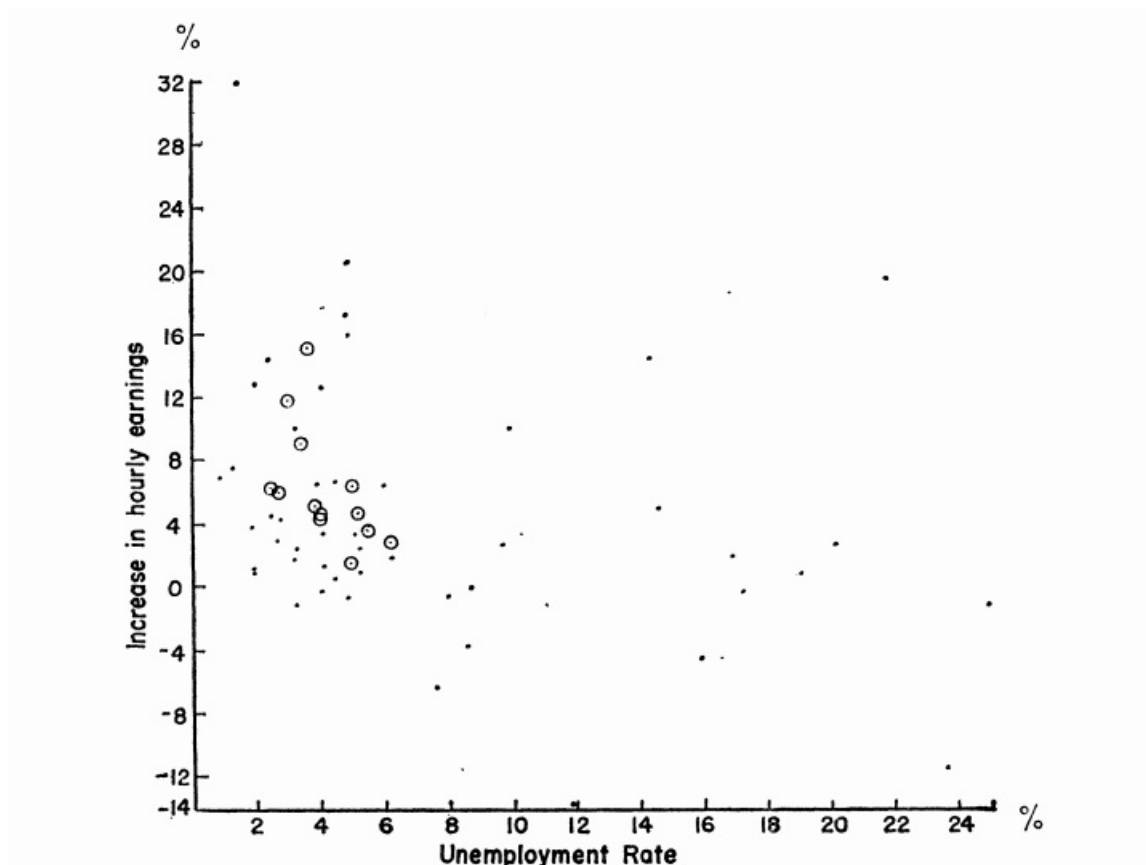


Figura 1.3: Curva de Phillips para os Estados Unidos (Samuelson e Solow, 1960)

## 1.2 Curva de Phillips como Equação de Preços

Como sistematizada por Solow e Samuelson, é fácil de observar a Curva de Phillips como uma reescritura de uma clássica Equação de Preços, onde o preço do produto é dado pelos custos do trabalho e outros elementos necessários à sua produção mais uma margem de lucro para o produtor. Barbosa-Filho (2014) explicita essa equivalência:

$$P = M(WB + P_I A) \quad (1)$$

Onde:

$P$  é o preço;

$M$  é Mark-up (percentual sobre os custos que o produtor quer como lucro);

$W$  é o Salário-Nominal;

$B$  é a razão Trabalho/Produto;

$P_I$  é o preço; e

$A$  é a razão Insumos Não-trabalho/Produto.

Partindo, então, de (1) e adotando o tempo contínuo, tem-se que a taxa de inflação é:

$$\pi = m + \alpha(w - \xi) + (1 - \alpha)(\pi_I + a) \quad (2)$$

Onde:

$\pi$  é a taxa de inflação;

$\alpha$  é a razão Trabalho/Produto;

$w$  é a inflação salarial;

$\xi$  é a taxa de crescimento da produtividade do trabalho;

$\pi_I$  é a inflação dos Insumos Não-trabalho; e,

$a$  é a taxa de crescimento da razão Insumos Não-trabalho/Produto.

Então, uma vez que:

$$w = \pi^e + \omega$$

$$\pi_I = \pi^e + v$$

Sendo:

$\pi^e$  a inflação esperada;

$\omega$  é o salário real desejado pelos trabalhadores; e,

$v$  é a mudança esperada nos preços relativos dos Insumos Não-Trabalhos.

A Curva de Phillips pode ser expressa como:

$$\pi = m + \alpha(\pi^e + \omega - \xi) + (1 - \alpha)(\pi^e + v + a) \quad (3)$$

O que enseja investigações sobre como o desemprego afeta a inflação salarial, como os preços dos Insumos Não-Trabalho afetam a inflação geral, como se forma a expectativa de inflação e qual a dinâmica do Mark-up no tempo e em sua relação com as outras variáveis, questões que foram abordadas com maior ou menor atenção da literatura econômica desde então.

Na Curva de Phillips de Solow e Samuelson a atenção está toda sobre a inflação salarial. A possibilidade de trocar desemprego por inflação foi bastante debatida e explorada pelos formuladores de política econômica do período, alçando a Curva de Phillips como modificada por Solow e Samuelson à ferramenta central de análise e suporte às suas políticas. A Curva providenciava uma explicação até então ausente para os modelos macroeconômicos, se mostrando uma ponte entre as Teorias Keynesianas Ortodoxas de determinação de Produto e Emprego, modelo IS-LM, e as Teorias de Salário e Inflação. Com o seu desenvolvimento, as políticas macroeconômicas marcadas pela busca de um baixo desemprego valendo-se de expansões fiscais e monetárias no bojo do modelo IS-LM tinham da Curva o custo de redução do desemprego em termos de inflação. A Curva de Phillips de Solow e Samuelson é uma Curva Keynesiana. (Snowdon and R. Vane (2005))

Conforme a década de 60 avançava, contudo, o baixo desemprego foi acompanhado de taxas de inflação maiores que as esperadas pelas previsões teóricas de então; maiores e crescentes. Esse descompasso, por assim dizer, entre o planejado e a realidade, estimulou uma nova transformação para a Curva de Phillips e veio a estabelecer um novo conjunto de possíveis conclusões e políticas a serem por elas apoiadas.

Se na Curva de Phillips de Solow e Samuelson o foco era o desemprego e as expectativas inflacionárias não eram tratadas no funcionamento da curva, o que lhe deixava com o entendimento de expectativas inflacionárias constantes, nos anos seguintes a atenção se direcionou para entender como mudanças de expectativas podem afetar o funcionamento da Curva de Phillips.

### 1.3 A Abordagem Monetarista

Em meados dos anos 60, a manutenção de uma baixa taxa de desemprego na economia estadunidense se mostrava associada à uma variação dos níveis de preços sistematicamente maior do que a esperada pela Curva de Phillips trabalhada pelos formuladores de políticas públicas de então. Assim, o interesse sobre a existência da relação apresentada há apenas alguns poucos anos não apenas continuava sua trajetória de empiria e caracterização de economias como também caminhou para novos arranjos teóricos que pudessem melhor suportar à discussão sobre a existência e o papel das políticas de controle da demanda. Nesse contexto, emergiu a Hipótese da Taxa Natural, um nível de emprego ou desemprego da economia para a qual essa invariavelmente converge. Sua concepção é atribuída à dois autores, Friedman e Phelps, que trabalhando separadamente chegaram simultaneamente à sua definição ao adotar em suas lógicas mecanismos de ação derivados das expectativas que os agentes do mercado possuem sobre as variações do nível de preços. Expectativas “adaptativas”. (Gordon (2011), Gordon (2018), Fuhrer et al. (2009))

Para Phelps (Phelps (1967), Phelps (1968)) e Friedman (Milton (1968)), no nível de desemprego natural a taxa de variação do nível de preços seria aquela esperada pelos agentes e uma vez que os formuladores de política pública aumentassem a demanda agregada, o que levaria a redução do nível de desemprego abaixo de sua taxa natural, a taxa de inflação observada seria maior que a esperada, o que faria com que os trabalhadores “adaptativamente” passassem a perceber essa aceleração inflacionária como um menor valor real de salários. Com um salário real menor, haveria uma demanda por aumento salarial e logo o salário real seria aumentado reduzindo a oferta de vagas por esse novo salário e aumentando o desemprego à sua taxa anterior, sua taxa natural. (Gordon (2011), Gordon (2018), Fuhrer et al. (2009))

A descrição de uma curva de inflação ancorada por uma expectativa permite uma boa imagem desse modelo. Cada taxa esperada de variação do nível de preços seria uma âncora para uma específica curva de inflação como concebida por Samuelson e Solow, e por isso mudanças na expectativa de inflação produziriam mudanças no posicionamento da curva, se deslocando com a âncora para um novo ponto de ancoragem. Ao se reduzir o desemprego através de uma política pública em troca de uma maior inflação pelo



trade-off determinado pela curva, a inflação vigente se torna maior que a esperada desencadeando um processo de convergência da taxa esperada para a taxa vigente, fazendo com que o nível de desemprego retorne à sua taxa natural sob esse novo conjunto de taxas inflacionárias vigente e esperada. (Gordon (2011))

Assim, no curto prazo, a relação entre inflação e desemprego se comportaria como apregoada por Samuelson e Solow, com a primeira respondendo negativamente à variações na última, porém, tal comportamento não se daria no longo prazo, com a curva *ex ante*, enquanto conjunto de opções para um objetivo de política pública, sendo uma linha vertical por sobre o nível natural de desemprego. Sempre haveria um trade-off temporário no curto prazo e nunca esse efeito permaneceria no longo prazo. As políticas apenas poderiam ter como alvo alcançar uma determinada taxa de variação de preços. (Gordon (2011), Gordon (2018), Fuhrer et al. (2009))

Dessa forma, Friedman e Phelps explicam a aceleração da inflação em sua contemporaneidade como causada por políticas de aumento da demanda agregada acima da sua taxa natural. A equação que estabeleceram ficou conhecida como Curva de Phillips Aumentada por Expectativas ou Curva Aceleracionista, quando o rearranjo dos termos mostra a variação da inflação, ao invés da própria, como a variável dependente.

As expectativas adaptativas, então fundamentais para a dinâmica do constante ajustamento do mercado, são aqui um resultado da imperfeição da distribuição das informações entre seus agentes, que demoram a perceber o aumento geral dos preços da economia. Mas não tardou e logo outra concepção teórica foi desenvolvida sobre o papel das expectativas nessa dinâmica, e dessa vez sua conclusão buscou encerrar o debate sobre o papel das políticas de controle da demanda.

### **1.4 A Curva Novo-Clássica**

Com o fundamento de que os agentes seriam racionais e existiriam em um ambiente de perfeita distribuição da informação, conhecendo os efeitos daquelas políticas sistematicamente realizadas e, portanto, antecipando esses efeitos, Lucas (em seus artigos de 1972 e 1973) transforma o arcabouço teórico desenvolvido por Friedman e Phelps. Por

conhecerem os efeitos das políticas sistematicamente realizadas, os agentes os antecipariam e não haveria mais tempo de adaptação; o ajuste para um novo nível de preços que mantivessem suas condições reais era imediato e, portanto, as políticas públicas seriam inefetivas até mesmo no curto prazo<sup>2</sup>. (Gordon (2011), Gordon (2018), Fuhrer et al. (2009))

Por essa interpretação, a Curva de Phillips seria uma reta sobre o nível de desemprego natural da economia. Nem mesmo a interpretação de um trade-off de curto prazo como entendido por Friedman e Phelps seria válida. A única possibilidade de mudança do nível de desemprego natural seria resultado de uma política não anunciada ou antecipada pelos agentes, uma que se realizasse de surpresa. Em uma surpresa, os agentes não teriam como ajustar seus preços a fim de manter suas mesmas condições reais e, portanto, haveria um trade-off entre inflação e desemprego. Todavia, seria algo apenas momentâneo, enquanto os agentes estivessem surpresos e os preços não fossem ajustados. (Gordon (2011), Gordon (2018), Fuhrer et al. (2009))

Dessa maneira, a Curva de Phillips estaria morta enquanto ferramenta de política econômica para a escolha entre inflação e desemprego. Mas logo surgiram aqueles que defenderam a sua existência. O que se seguiria, então, em termos de novas interpretações sobre a Curva de Phillips, foi a construção de dois caminhos distintos. Estava encerrada a fase de Consenso e a evolução da Curva de Phillips agora se daria por dois caminhos distintos. (Gordon (2011), Gordon (2018))

### **1.5 Consenso e Bifurcação**

Gordon (2011) divide a história da Curva de Phillips em dois períodos, os quais denomina de Consenso e Bifurcação, com esse primeiro se encerrando em 1975 com a proposição de inefetividade das políticas, emergência da abordagem Novo-Clássica da curva. A caracterização como consenso, contudo, é uma representação didática para a história do debate em torno das descobertas empíricas e proposições de políticas como um caminho de concepções que foram adicionadas quase como em camadas, alcançado, cada uma a seu tempo, a hegemonia de validação entre seus pares.

---

<sup>2</sup>A Proposição de Inefetividade das Políticas (policy ineffectiveness proposition) foi formalmente apresentada no artigo de Sargent e Wallace em 1975 (Gordon (2011), Gordon (2018)).

Já a história que se segue é a de duas trajetórias distintas e contemporâneas.

O ano de 1975, considerado o ano de ruptura pela formalização da inefetividade da política e pela busca de evidências empíricas para esse corolário, também foi um ano de muita visibilidade de significativos choques de oferta, elementos que até então não eram devidamente abordados no escopo teórico da Curva de Phillips. (Gordon (2011), Gordon (2018))

Esses grandes impactos evidenciaram a necessidade de abordagem desses elementos de maneira explícita e sistemática. Essa abordagem seria construída de maneira independente por Gordon (1975) e Phelps (1978)<sup>3</sup> e logo seria mesclada à Curva de Phillips por Gordon no início dos anos 80, o que ficou conhecido como o Modelo do Triângulo da Curva de Phillips, por lidar não somente com as variações da demanda agregada mas também com os choques de oferta e com o componente inercial das variações do nível de preços. (Gordon (2011), Gordon (2018))

Esse é um dos caminhos construídos com a bifurcação. O “lado esquerdo” da forquilha.

Já o outro caminho se fez buscando uma fundamentação teórica para o imperativo empírico de efetividade das políticas de controle do produto. O caminho foi uma busca por uma microfundamentação baseada no comportamento dos agentes que compreendesse a rigidez salarial ainda no campo das expectativas racionais. Desenvolveu-se, assim, a Curva de Phillips Novo-Keynesiana. (Gordon (2011), Gordon (2018))

### **1.6 O caminho à direita: a Curva Novo-Keynesiana**

As origens da Curva de Phillips Novo Keynesiana remontam ao ano de 1977 com os primeiros trabalhos que buscaram teorizar a rigidez salarial em um ambiente de expectativas racionais, garantindo, assim, que mesmo nesse ambiente haveria efetividade para uma política de controle de demanda. (Fuhrer et al. (2009))

Nesses primeiros trabalhos, os de Stanley Fischer e Jo An Gray, ambos em 1977, a rigidez salarial era explicada por questões contratuais. Os salários eram contratualmente

---

<sup>3</sup>Gordon posteriormente mesclaria as duas interpretações em 1984

fixos por algum período, o que faz com que mesmo políticas antecipadas sob expectativas racionais produzam algum efeito sobre as variáveis reais, ao menos enquanto o último contrato não fosse realinhado, limitando, então, o efeito da política ao tempo de duração do mais longo contrato. (Fuhrer et al. (2009))

Já no início da década de 80 o trabalho de John B. Taylor introduz duas inovações que desvinculam o efeito da política do tempo do contrato com a mais longa duração. No Modelo de Taylor os contratos são revistos de maneira escalonadas e tem como referências os contratos que foram estabelecidos anteriormente, assim a política pode se perpetuar por mais tempo que a duração dos contratos vigentes no presente. (Fuhrer et al. (2009))

Tais avanços se deram no contexto da necessidade de incluir a rigidez de preços e salários nos modelos macroeconômicos, mas foram caracterizados naquele momento como teorias baseadas em um componente *ad hoc*, sem uma evidente microfundamentação do porquê das firmas manterem seus preços e salários nominais fixos frente à mudanças no cenário econômico. Tal microfundamentação foi buscada e, já nos primeiros anos de década de 80, em 1982 e 1983, os trabalhos de Calvo e Rotemberg, se apresentaram como os achados dessa busca, pois ainda que com argumentações diferentes os dois caminhos definem o mesmo resultado. (Fuhrer et al. (2009))

No modelo de Calvo, a firma escolhe um preço e o mantém fixo enquanto não recebem um sinal aleatório para reajustá-lo. Assim, como ela muda seu preço de maneira infrequente, em oportunidades que surgem como em um processo de distribuição de Poisson, quando o faz, o ajusta para o preço desejado até uma nova ação de remarcação, buscando maximizar o valor presente de seu lucro. Então, ao otimizar seu preço, são as condições futuras que importam. (Fuhrer et al. (2009), Gordon (2011))

Já Rotemberg argumenta que ao reajustar seu preço a firma tem custos relativos ao preço anterior e ao preço que obteria na ausência de custos de ajuste, um problema de otimização cuja condição de primeira ordem pode ser simplificada e se apresentar como a forma canônica da Curva de Phillips Novo Keynesiana, com os preços do presente sendo

dado apenas pelos preços do futuro e algum desvio. A inflação é uma construção, então, das expectativas de preços do futuro, expectativas forward looking. (Fuhrer et al. (2009))

Já na quase virada do século, em 1999, Galí e Gertler apresentaram um trabalho de grande alcance onde Curva de Phillips Novo Keynesiana não só dependia das expectativas sobre a inflação futura mas também contava com a adoção do mecanismo de formação de preços baseado no passado - expectativas backward looking. Popularizaram, assim, a Curva de Phillips Novo Keynesiana Híbrida. (Fuhrer et al. (2009))

Tal abordagem tem sido amplamente discutida e estimada, desde então, especialmente para a economia estadunidense<sup>4</sup>. Um interesse em muito alimentado pelas inesperadas ausências de deflação, no período da Grande Depressão de 2008, e de inflação, nessa segunda metade da década de 2010, uma vez que esses seriam os comportamentos esperados de uma relação negativa entre inflação e desemprego.

Por certo, essas próprias “charadas” dadas por essas ausências colocam em xeque a capacidade da curva Novo-Keynesiana de explicar a inflação, ou seja, sua própria existência. Não por menos, a discussão de que a Curva de Phillips estaria morta é feita em muito com esse arcabouço. Não seria apenas uma questão sobre o papel da demanda mas também da capacidade explicativa de todo o conjunto. (Gordon (2013))

Gordon (2013) foca especialmente em comparar os resultados estimados por uma Curva de Phillips Novo-Keynesiana com aqueles obtidos por uma Curva de Phillips do Modelo do Triângulo, argumentando por uma maior capacidade dessa última em explicar a dinâmica inflacionária e lidar melhor com aquelas charadas. Argumenta que os resultados encontrados mostram que a Curva de Phillips não estaria morta, sendo que essa seria a segunda vez que o Modelo do Triângulo mostraria isso, uma vez que sua primeira construção desse modelo, em 1975, teria sido a primeira confrontação à emergência Novo-Clássica de Inefetividade das Políticas.

---

<sup>4</sup>VerUm bom exemplo recente encontra-se em Hooper et al. (2019). Com essa configuração expandida por expectativas adaptativas, a única diferença para o Modelo do Triângulo da Curva de Phillips, em termos gerais, é a presença da variável de expectativa de inflação futura

### **1.7 O caminho Keynesiano: a Curva de Phillips do Modelo do Triângulo.**

A Curva de Phillips do Modelo do Triângulo (TMPC), como já anotado acima, tem suas origens nos eventos após o primeiro Choque do Petróleo, em 1974, com os avanços teóricos sobre choques de oferta como causa de uma relação positiva entre desemprego e preços. Choques de oferta, agora, poderiam desencadear recessão e desemprego por causa de um grande e abrupto aumento de preços, como se deu com os Choques do Petróleo quando a taxa de inflação liderou o processo de ajustamento do desemprego que deixou de ser a variável independente da curva de Phillips. (Gordon (2011), Gordon (2013))

É também esse período o pós-emergência do corolário Novo-Clássico de Inefetividade das Políticas, encerrando a relação negativa de curto prazo entre inflação e desemprego exceto em momentos de políticas surpresas, o que foi diretamente em confronto com o conjunto teórico dos Ciclos de Negócios, uma vez que os ciclos causados por essas surpresas deveriam também durar o único período que os agentes levariam para se ajustar e não os longos ciclos visualizados por esse arcabouço, o que ensejou, dessa forma, questionamentos sobre inércia dos efeitos dos choques e medidas políticas. (Gordon (2011), Gordon (2013))

Assim, no início dos anos 80 essas teorias são abordadas dentro de um arcabouço de uma curva de inflação: surge a Curva de Phillips do Modelo do Triângulo, um arranjo com o objetivo de ser sensível à tradicional relação negativa entre desemprego e inflação no curto prazo, por liderança dos efeitos de demanda, mas também capturar os efeitos de uma relação positiva entre as duas variáveis por conta de choques de oferta. Com demanda e oferta no modelo, o triângulo se formaria com os efeitos de inércia sendo considerados por um longo arrasto da inflação. (Gordon (2011), Gordon (2013))

Tal modelo, ressalta Fuhrer et al. (2009), teve “sucesso empírico” e se tornou um modelo largamente usado para previsões, especialmente pelos Bancos Centrais.

### **1.8 Curva de Phillips Estruturalista**

Valendo-se do Modelo do Triângulo, Barbosa-Filho (2014) adiciona um importante elemento à esse arcabouço: a percepção de que a distribuição de renda pode ser uma variável significativa para a explicação de variações do nível de preços.

Até, então, os modelos não abordavam o conflito distributivo em seu modelo uma vez que as produtividades marginais do trabalho e do capital determinavam suas respectivas rendas no longo prazo. Dessa forma, a distribuição de renda é um resultado da função de produção da economia. Contudo, ao apresentar uma relação de longo prazo entre inflação e distribuição de renda mesmo à uma taxa constante da capacidade de utilização ou desemprego, ou outra variável usada para expressar a demanda, ao se determinar uma meta de inflação também está se determinando a distribuição de renda da economia. (Barbosa-Filho (2014))

O papel da distribuição de renda é explorado, assim, a partir da visão de uma relação intermediada pelo Estado, que ao buscar controlar a taxa de inflação acaba por determinar também aquela distribuição. (Barbosa-Filho (2014))

### **1.9 Sobre a representação da Demanda**

Desde que emergiu na segunda metade do século XX a Curva de Phillips tornou-se peça central da Política Monetária de cada país. Com uma busca cada vez maior por controlar a inflação, formuladores de políticas públicas tem feitos estimativas sistemáticas da relação entre inflação e desemprego e não raro justificam o rigor com que definem a taxa de juros básica da economia de seu país com elementos delineados por aquela relação que a curva assentou.

É interessante notar que esse rigor com que são delimitadas aquelas taxas de juros, com muitas variações se dando por decimais e amplas e sérias discussões sobre alguns decimais a mais ou menos muitas vezes parece esquecer a imprecisão de seu tradicional e principal estimador, ora o desemprego, ora aquele dele dependente, o gap de desemprego.

As estimativas de desemprego são constituídas a partir de pesquisas com amostras representativas que resultam em uma estatística com um determinado intervalo de confiança dado por um nível de confiança “x” de determinada pesquisa e que indica que caso tal pesquisa fosse repetida todas as possíveis vezes tal estimativa estaria em “x” por cento das vezes naquele determinado intervalo. Nada diferente do padrão já bem estabelecido para estimações do tipo. Contudo, pouco se menciona naquelas discussões que nível de confiança e que intervalo estariam associados àquela estatística. Uma segunda questão é que o gap de desemprego que substitui o desemprego em muitas estimações, além de depender, obviamente, daquela variável, comumente usa como segunda variável uma tendência derivada da primeira. Ou seja, a adoção do gap não somente pode não reduzir a imprecisão estatística como a incerteza sobre uma variável é substituída pela incerteza sobre duas variáveis.

Até aqui, contudo, essa é uma questão derivada da necessidade de expansão amostral - exceto aqueles métodos de derivação de tendência da referida variável. Mas não cabe apenas isso, o próprio conceito de desemprego adotado pode ser ele mesmo um elemento de incerteza e uma que pode ser alheia à apresentação e consideração de intervalo de confiança e margem de acerto.

A história da Curva de Phillips e todo o arcabouço teórico a ela relacionado estão diretamente vinculados ao conceito e à estimação da População Economicamente Ativa (PEA) - Labor Force nos Estados Unidos -, tida como a soma do número de pessoas empregadas e desempregadas, já que esse total é a base do cálculo da taxa de desemprego comumente utilizada naquela relação.

Contudo, o conceito tradicionalmente adotado de pessoa desempregada carrega uma dinâmica em sua mensuração que faz pensar se tal definição não pode alterar o que seriam as capacidades esperadas da Curva de Phillips. Isso porquê em tal conceituação só é considerada desempregada a pessoa que ativamente procurou emprego em um período recente de tempo, comumente os últimos 30 dias. No entanto, entre as que não estão empregadas e nem procurando emprego, ou seja, fora da PEA, fora da força de trabalho, não há somente pessoas que estão permanentemente fora do mercado de trabalho, como idosos que já assumiram sua aposentadoria definitiva, mas também pessoas que não



procuram emprego por acreditarem que não conseguirão um posto de trabalho. São os chamados “trabalhadores em desalento”. Estão em desalento pelas condições econômicas do presente mas podem vir a procurar emprego no futuro caso percebam que terão alguma possibilidade de serem contratados.

Dessa forma, a taxa de desemprego usada nas estimações não carrega em seu registro informações tão inequívocas sobre o estado da economia como possa, talvez, ser imaginado. Claramente é visível a possibilidade de dois valores iguais da taxa de desemprego para momentos bastante distintos da economia.

E não se trata apenas de uma movimentação sobre uma hipotética curva ora em registro de uma economia retraindo e ora em registro de seu retorno. É possível também dois registros iguais da taxa de desemprego em um único movimento de retração da economia ou um único movimento de expansão, ou seja, duas taxas de desempregos iguais em um movimento que primeiro registre uma economia em situação ruim e depois uma economia em pior situação, por exemplo em uma crise econômica. Inclusive, quanto mais severa uma recessão, maior deve ser a movimentação observada entre desempregados e desalentados.

Vale, portanto, ressaltar o elemento central dessa dinâmica: o ponto chave aqui é a percepção dos trabalhadores de que podem ou não ser contratados. E não se trata apenas de uma percepção sobre os números de vagas ou sobre outros trabalhadores sendo contratados, mas também de uma percepção dada por suas emoções, por sua esperança quanto à situação econômica. Isso adiciona uma subjetividade que pode produzir diferentes resultados de desemprego para um mesmo estado de demanda por mão de obra, bastando uma variação do otimismo dos trabalhadores. Ou seja, aquele registro de desemprego poderia ser outro apenas com alguma pequena mudança no ânimo das pessoas não ocupadas e aptas ao trabalho.

De toda forma, apenas esse reconhecimento sobre essa dubiedade da taxa de desemprego não autoriza maiores conjecturas sobre possíveis efeitos sobre a Curva de Phillips em si. Afinal, é preciso entender também como os preços podem se comportar em tal

dinâmica. Entretanto, já permite uma consideração sobre análises que se valem da Curva de Phillips.

De imediato é possível notar que tal efeito traz diretamente uma incerteza sobre como o desemprego pode reagir às políticas que buscam modificá-lo como meio para controlar aquela variável da Curva de Phillips que dele depende, a inflação. Afinal, o uso dos dados de desemprego como tradicionalmente estão conceituados poderia apresentar uma volatilidade adicional em relação ao ciclo econômico: sua direção e intensidade pode ter um papel fundamental na classificação dos não-ocupados entre desempregados e fora da força de trabalho com as pessoas desistindo de procurar emprego em determinados momentos de desânimo com a economia, o que faz com que esse desemprego seja menor do que talvez fosse adequado considerar, ou acelerando a busca por emprego em momentos de retomada do crescimento da economia, o que pode dotar o desemprego de um componente de tendência crescente. Assim, um determinado aumento do número de empregados pode encorajar muitas daquelas pessoas que não estavam procurando emprego a fazê-lo podendo até fazer com o que desemprego aumente em um contexto de crescimento do número de ocupados caso esse crescimento seja menor que o fluxo de pessoas saindo da inatividade para a busca de emprego.

Assim, a depender do momento do ciclo econômico, uma política de controle do desemprego pode produzir um overshooting, com tal variável subindo ou caindo mais que o planejado inicialmente, o que reforça ainda mais a necessidade de bem conhecer a população não ocupada que não procurou emprego e aqueles conceitualmente desempregados no momento.

Nesse sentido, esse trabalho busca somar à discussão sobre qual variável pode melhor representar a pressão do Custo Marginal do Trabalho sobre os Preços, uma avaliação sobre o uso da Razão Emprego sobre População em Idade Ativa, o Nível de Ocupação, avaliando-a em comparação com a tradicional Taxa de Desemprego (Desempregados sobre População Economicamente Ativa), uma vez que o tamanho da População em Idade Ativa (PIA) possui indícios de que pode se comportar de maneira menos volátil aos ciclos que a PEA, dadas as características de movimento do componente demográfico, das legislações de aposentadoria e de outros hábitos socioculturais que a determinam.

### 1.10 Estimando a Curva de Phillips do Modelo do Triângulo Estruturalista

Seguindo Gordon (2013) e incorporando o papel da Distribuição de Renda na forma da Participação dos Salários na Renda Nacional conforme Barbosa-Filho (2014), encontra-se duas equações gerais para as estimações, uma vez que a teoria aponta para a multicolinearidade entre a Participação dos Salários e a Produtividade da economia. São essas:

$$p_t = \alpha(L)p_{t-L} + \beta(D_{t-1} - D_{t-1}^N) + \gamma f_{t-1} + \delta i_{t-1} + \epsilon o_{t-1} + e_t \quad (1)$$

Sendo as letras minúsculas a primeira diferença de logaritmos e as maiúsculas o logaritmo dos níveis; e,

$p$  é o índice de preços ao consumidor;

$L$  é o polinômio operador de lags;

$D$  é a variável de Demanda em sua taxa observada, podendo ser a Taxa de Desemprego ou de Ocupação;

$D^N$  é taxa natural da variável de Demanda; utilizada apenas quando a estimação considera o Hiato;

$f$  é o Efeito Alimentação-Energia;

$i$  é o Efeito Preço Relativo dos Importados;

$o$  é o Efeito Produtividade; e,

$e$  é o termo de erro serialmente não correlacionado.

$$p_t = \alpha(L)p_{t-1} + \beta(L)(D_{t-1} - D_{t-1}^N) + \gamma f_{t-1} + \delta i_{t-1} + \zeta w_{t-1} + e_t \quad (2)$$

Que se diferencia de (1) pela inclusão da Participação dos Salários na Renda Nacional ( $w$ ) e exclusão do Efeito Produtividade ( $o$ ).

Para o índice normalizado de excesso de demanda ( $D_{t-1} - D_{t-1}^N$ ) utiliza-se tanto a Taxa de Desemprego como o Nível de Ocupação, em nível e em hiato, uma vez um dos objetivos é investigar se há diferenças significativas entre os usos desses indicadores. Para a construção dos hiatos, suas taxas naturais são construídas como tendências extraídas das respectivas séries pelo uso de um filtro estatístico. Aqui se usará o filtro Hamilton e o filtro Hodrick-Prescot como forma de compará-los.

Já para o vetor de choques de oferta, o modelo busca considerar o impacto inflacionário de choques nos preços por três mecanismos:

1. Efeito Alimentação-Energia - a diferença entre o resultado do índice adotado para o acompanhamento dos preços e um seu sub-índice gerado pela exclusão de alimentação e energia daquele, ou seja, o resultado do índice menos o resultado do seu “núcleo”;
2. Efeito Preço Relativo dos Importados - a diferença entre a taxa de variação do Deflator de Importados (exceto Combustíveis e Alimentação) e a taxa de mudança da variável dependente; e,
3. Efeito Produtividade - mudanças na tendência de produtividade, gerada por um filtro estatístico (Hamilton e Hodrick-Prescot), utilizando-se da diferença entre o valor da tendência no trimestre de referência e seu valor há 8 trimestres anteriores.

Por fim, para o componente estrutural, utiliza-se a Participação dos Salários na Renda Nacional.

Essa é a estrutura básica que será preenchida por cada economia para realização das estimações nos 2 próximos capítulos.



## 2

# Curva de Phillips nos Estados Unidos da América

### 2.1 Uma questão central nas últimas décadas

Desde que Samuelson and Solow (1960) desenharam a primeira Curva de Phillips para a economia estadunidense, estabelecendo-a como uma ferramenta de Política Econômica para a escolha entre Inflação e Desemprego, muito se investigou sobre uma relação entre essas variáveis nessa economia, construindo uma ampla história de transformações teóricas e de técnicas de aplicações dessas aos registros da realidade.<sup>1</sup>

Nas últimas duas décadas esse espaço tem se mostrado um terreno fértil em análises ao ser palco de uma importante discussão acerca da manutenção da capacidade da Curva de Phillips em explicar a inflação, ou a sua ausência, especialmente, frente à registros de Desemprego que pediriam, pela ótica mais simples da tradicional relação inversa entre inflação e desemprego, uma determinada reação do nível geral de preços. Esse, no entanto, se manteve razoavelmente estável nesse período.

Para muitos, a Curva de Phillips estaria morta, dormente ou apenas hibernando<sup>2</sup>. Para outros, a Curva de Phillips está viva e bem<sup>3</sup>.

---

<sup>1</sup>Sistematizações dessa literatura podem ser encontrados em Fuhrer et al. (2009), Watson2009empty citation, Gordon (2011), Hooper et al. (2019) e Taylor2021

<sup>2</sup>Hooper et al. (2019) apresenta uma boa lista desses trabalhos acrescentando, também, suas próprias mensurações.

<sup>3</sup>Gordon (2013) materializa bem a principal abordagem da Curva de Phillips que faz essa defesa.

Os primeiros se reúnem em torno da Curva de Phillips Novo Keynesiana (NKPC), que teoriza a inflação futura, antecipada por expectativas racionais, como elemento imprescindível para explicar a inflação presente. A contraposição<sup>4</sup> foi sustentada por estimações feitas no escopo do Modelo do Triângulo da Curva de Phillips (TMPC), a tradicional abordagem expandida com variáveis de choques de oferta sobre os preços e sem o componente de expectativas. (Gordon (2013))

O papel da Demanda, representado pelo tamanho de seu coeficiente na equação de inflação, teria declinado fortemente nas últimas décadas para as estimações feitas com o arcabouço teórico da NKPC. Hooper et al. (2019) fazendo o uso de uma regressão móvel de 20 anos, marca que o coeficiente do Hiato de Desemprego parte de cerca de -0,4 no início dos anos 80 para quase, -0,7 no início de 1995 e segue para cerca de -0,2 em meados de 2003, flutuando em torno desse novo patamar até findar sua série, em 2018.

Já as estimações de Gordon (2013) marcam um coeficiente em torno de -0,31 para a estimacão do período 1962-2013, e um coeficiente de -0,5 para o período 1962-1996, um indicativo que os anos posteriores a 1996 adicionaram registros de preços menos sensíveis àquele hiato<sup>5</sup>. Tal redução seria explicada por uma maior ocorrência de desemprego de longo prazo como mostraria a estimacão com o hiato de desemprego de curto prazo, cujo coeficiente estimado foi de -0,77 para o período de 1962-1996 e -0,64 para o período 1962-2013. Ao apresentar uma regressão móvel de 25 anos para a estimacão com essa variável de demanda para o núcleo de inflação, o coeficiente se mantém relativamente estável em torno de -0,6 entre a primeira estimacão, com a janela se encerrando em 1986, e o último período, que termina em 2013.

Outra análise feita com o Modelo do Triângulo que anota a perda de relevância da Demanda em explicar a inflação é a de Barbosa-Filho (2014) que estimando versões Estruturalistas do modelo, onde a distribuição de renda é uma das variáveis explicativas do processo inflacionário, mensura coeficientes do hiato do produto com equações lineares em 0,11, 0,05 e -0,003 para os subperíodos 1954-1970, 1971-1990 e 1991-2013, respectiva e

---

<sup>4</sup>Estimacões da Curva de Phillips Novo Keynesiana feitas com dados de regiões metropolitanas em Hooper et al. (2019) foram sugestivas de que o hiato de desemprego ainda poderia explicar a inflação em uma relação não-linear.

<sup>5</sup>Diferentemente de Hooper et al. (2019) que trabalha o hiato para a Taxa Natural de Desemprego calculada pelo CBO, Gordon (2013) estima sua própria Taxa Natural variável no tempo.

aproximadamente. Para todo o período 1954-2013 o coeficiente é estimado em torno de 0,05.

Assim, se amparando nessas estimações do Modelo do Triângulo, aqui ele é reconstruído valendo-se das variáveis utilizadas em Gordon (2013) com a adição do componente estruturalista de participação dos salários na renda nacional utilizado por Barbosa-Filho (2014). Algumas das variáveis intermediárias nesse processo são reconstruídas com outro filtro estatístico (filtro Hamilton em substituição ao filtro Hodrick-Prescott) e além da clássica Taxa de Desemprego “U3” a investigação também aborda a Taxa de Desemprego “U6”, doravante Desemprego Amplo, e o Nível de Ocupação, buscando, assim, avaliar se o comportamento do modelo com essas variáveis pode adicionar algum elemento ao papel do desemprego estrutural na dinâmica inflacionária.

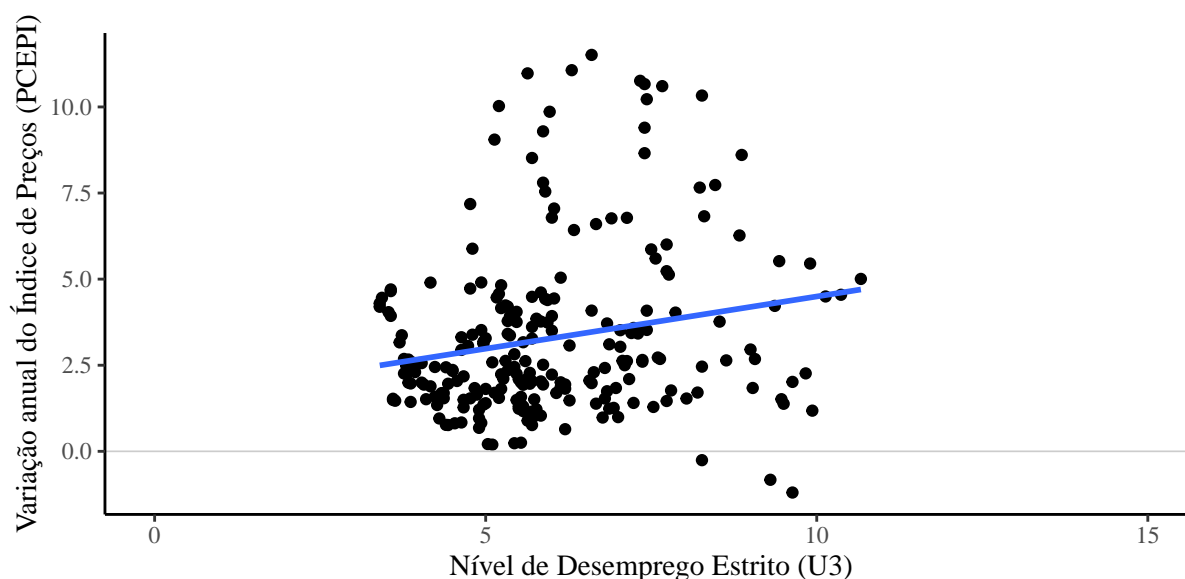
## **2.2 A economia estadunidense pela ótica do Modelo do Triângulo**

Quanto mais longa a série mais história ela pode trazer consigo. E quando olhamos para os últimos 60 anos da economia estadunidense através de algumas variáveis imprescindíveis para apreendê-la em um determinado arcabouço analítico certamente muitas dessas séries podem ser interpretadas em conjunto com uma miríade de outros indicadores contando muitas e muitas histórias. Contudo, o objetivo desse trabalho é tentar entender se há uma história da Curva de Phillips para a economia estadunidense que possa ser contada por aquelas variáveis aqui consideradas e, por isso, haverá menos tinta em contar histórias de cada uma dessas séries, ainda que seja necessário caracterizar seu comportamento geral e alguns registros-chaves no período.

### **2.2.1 A tradicional Curva de Phillips nos Estados Unidos.**

Não é de surpreender as significativas discussões sobre a inexistência da Curva de Phillips para a economia estadunidense uma vez que a tentativa de observar o que teria sido percebido por Samuelson e Solow (Samuelson and Solow (1960)) em meados do século XX encontra uma forma sem um padrão claro de trade-off entre inflação e desemprego (FIGURA 2.1).





Elaboração própria sobre dados do Bureau of Labor Statistics – BLS e Bureau of Economic Analysis – BEA.

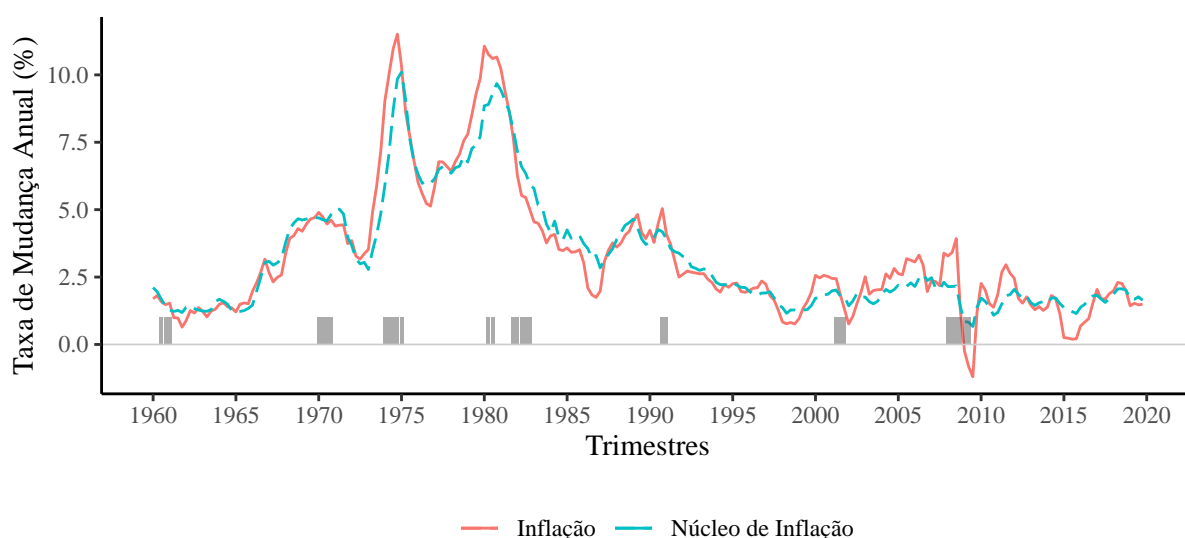
**Figura 2.1:** *Curva de Phillips nos Estados Unidos (1960:Q1 - 2019:Q4)*

E é nesse caminho que se dá a tentativa de apreender melhor a realidade através da Curva de Phillips do Modelo do Triângulo em sua versão estruturalista, com a consideração dos choques de oferta, inércia e elementos estruturais como variáveis explicativas dessa distorção da curva.

## 2.2.2 Os choques de Oferta

### 2.2.2.1 Efeito Alimentação-Energia

A inflação estadunidense vem se mantendo relativamente baixa e estável nos últimos 25 anos. Em que pese alguns momentos um pouco mais voláteis como o observado na crise de 2008 e no segundo semestre de 2014, e que sequer foram acompanhados pelo seu núcleo, a inflação se manteve razoavelmente comportada, ainda mais se comparada aos momentos da década de 70 onde os dois choques do Petróleo tiveram tal impacto que tanto o índice de inflação como seu núcleo tiveram comportamento semelhante subindo significativamente. (FIGURA 2.2)



Elaboração própria sobre dados do Bureau of Economics Analysis – BEA.

**Figura 2.2:** *Inflação e seu núcleo nos Estados Unidos (1960:Q1 - 2019:Q4)*

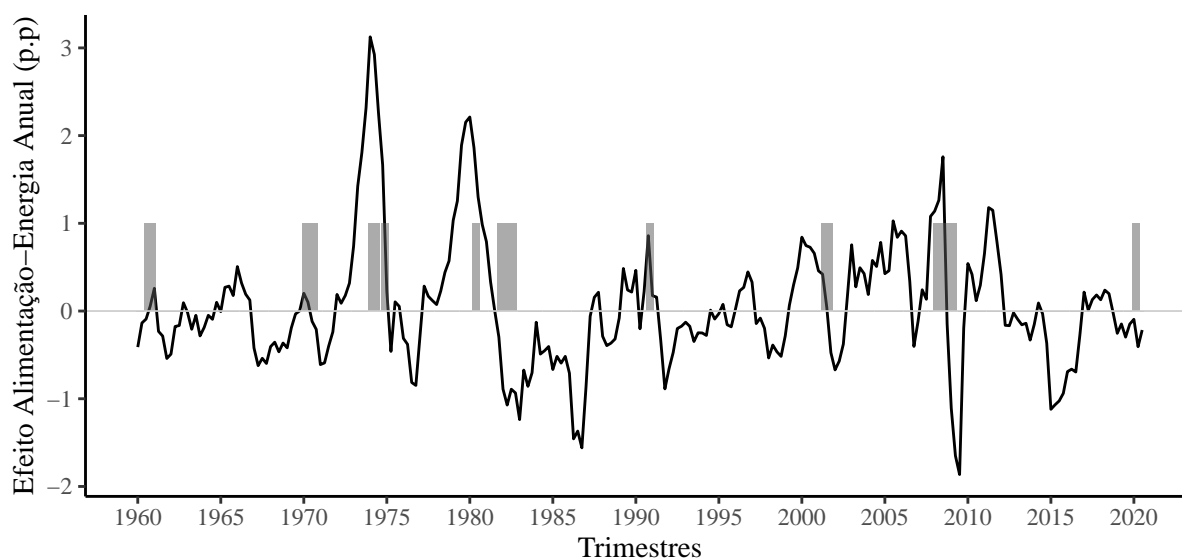
De fato, do início da década de 80 até o final dos anos 90 a inflação nos Estados Unidos apresentou uma queda até seu núcleo se estabilizar em algo em torno de pouco menos de 2%.

De 1959 ao primeiro choque do Petróleo em 1973, quatro fases distintas podem ser observadas: de 1959 à fins de 1965 tem-se um período de estabilidade com inflação e seu núcleo também em torno de pouco menos de 2%; já no período seguinte, até meados de 1968, a inflação e seu núcleo mudam de patamar atingindo uma taxa de cerca de 4% ao ano, assim permanecendo por pouco mais de 3 anos, até meados 1971, quando inicia uma desaceleração que seria, então, interrompida em 1973.

Sob a abordagem do Modelo do Triângulo da Curva de Phillips o efeito da Alimentação e da Energia sobre a inflação é uma das variáveis que a explicam. Tal efeito é mensurado como a diferença entre a variação da inflação e seu núcleo<sup>6</sup>, que excluí de sua

<sup>6</sup> $Za = PCEPI - PCEPILFE$  (aqui se manterá a nomenclatura da plataforma de dados do Fed St. Louis, a “Fred”. Ver Anexo A2 para a lista das variáveis)

composição a alimentação e a energia, mostrando, assim, por essa diferença, uma variação que se relaciona com mudanças nos preços desses dois componentes. Esse efeito pode ser visualizado na FIGURA 2.3.



Elaboração própria sobre dados do Bureau of Economics Analysis.

**Figura 2.3:** *Efeito Alimentação-Energia nos Estados Unidos (1960:Q1 - 2019:Q4)*

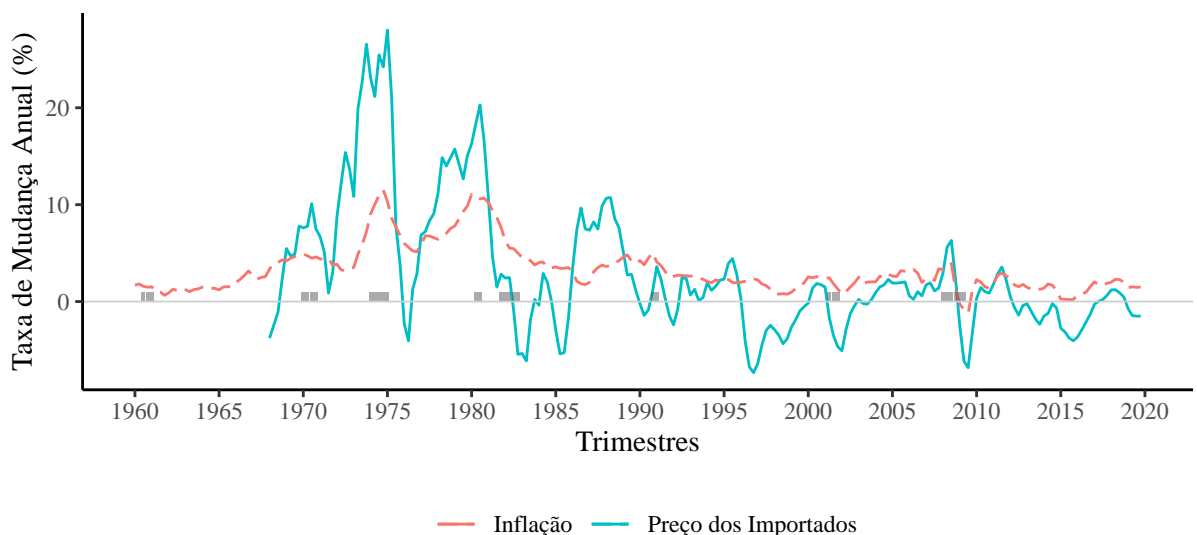
Como se pode observar, os dois choques do petróleo se destacam nessa série. Já nas décadas de 80 e 90 os preços de alimentação e energia cresceram menos que o restante do índice na maior parte desse período, mas a partir dos anos 2000 houve mais momentos em que esses preços cresceram mais que os outros, contribuindo mais para o resultado final da inflação, ainda que esse resultado final, como anotado, tenha sido de relativa estabilidade nesse pós-2000, especialmente do núcleo de inflação.

Outro elemento explicativo da inflação pela abordagem do Modelo do Triângulo da Curva de Phillips é o efeito causado pela variação dos Preços dos Importados.

### 2.2.2.2 Efeito Preço Relativo dos Importados

O Efeito Preço Relativo dos Importados sobre a inflação é mensurado como a diferença entre a taxa de mudança do deflator de preços dos importados, exceto Alimentos e Energia (Combustíveis), e a taxa de mudança do índice da variável dependente<sup>7</sup>

A FIGURA 2.4 mostra o comportamento desses preços dos importados desde 1967 em conjunto com o nível geral de preços da economia já apresentado anteriormente. É possível ver como mesmo sem contar com os preços dos combustíveis os choques do Petróleo influenciaram a estrutura de preços global e os preços importados subiram significativamente.



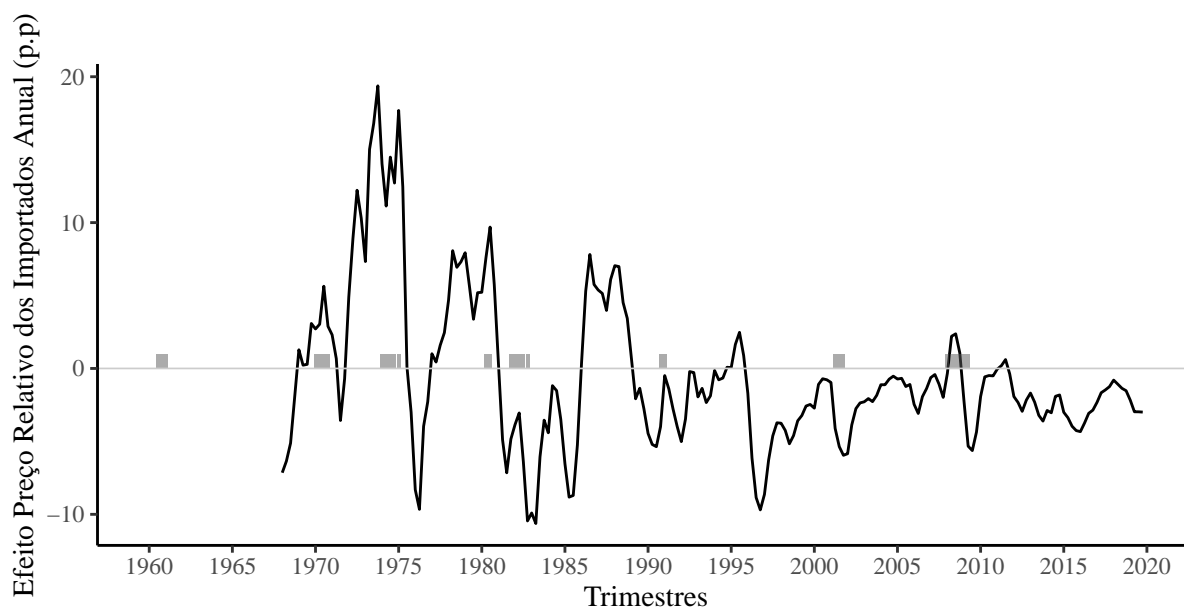
Elaboração própria sobre dados do Bureau of Economics Analysis – BEA.

**Figura 2.4:** Preço dos Importados (exceto Alimentação e Energia [Combustíveis]) nos Estados Unidos (1967:Q2 - 2019:Q4)

A dinâmica do Efeito Preço Relativo dos Importados para a economia estadunidense é observada na FIGURA 2.5, sendo possível observar três momentos em que os importados contribuíram com uma pressão positiva sobre a inflação, os dois choques do petróleo e mais um choque positivo na segunda metade da década de 80. Desde então, exceto por

<sup>7</sup> $Zb = B187RG3Q086SBEA - PCEPI$  (sendo a primeira adaptada pelo autor com a exclusão dos preços de alimentação e energia importados. Ver anexo A2.)

dois momentos de uma pequena contribuição positiva, os importados que não alimentos e combustíveis tem uma trajetória de contribuir para que a inflação não se eleve, um reflexo muito significativo do crescimento do comércio global da economia chinesa.



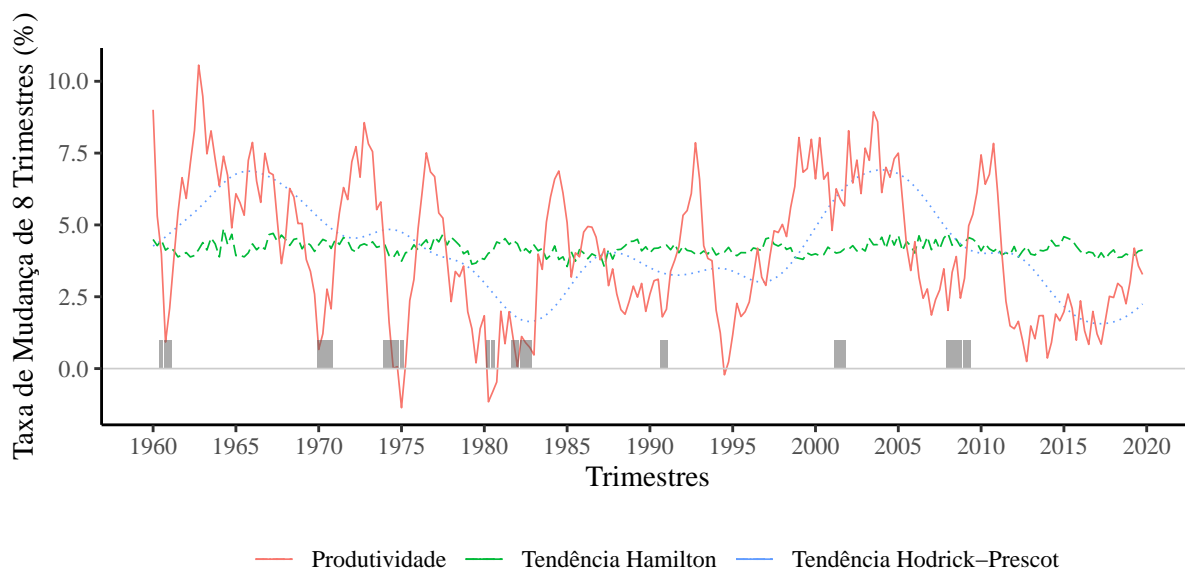
Elaboração própria sobre dados do Bureau of Economic Analysis – BEA.

**Figura 2.5:** *Efeito Preço Relativo dos Importados (exceto Alimentação e Energia [Combustíveis]) nos Estados Unidos (1967:Q2 - 2019:Q4)*

### 2.2.2.3 Efeito Produtividade

O último dos três elementos vinculados ao lado da oferta no Modelo do Triângulo da Curva de Phillips é a Mudança na Tendência da Taxa de Crescimento da Produtividade. Como apresentada em Gordon (2013), a Taxa de Crescimento da Produtividade é mensurada aqui como taxa de mudança de 8 trimestres do Produto por Hora Trabalhada<sup>8</sup> e seu comportamento desde a década de 60 pode ser observada na FIGURA 2.6 abaixo.

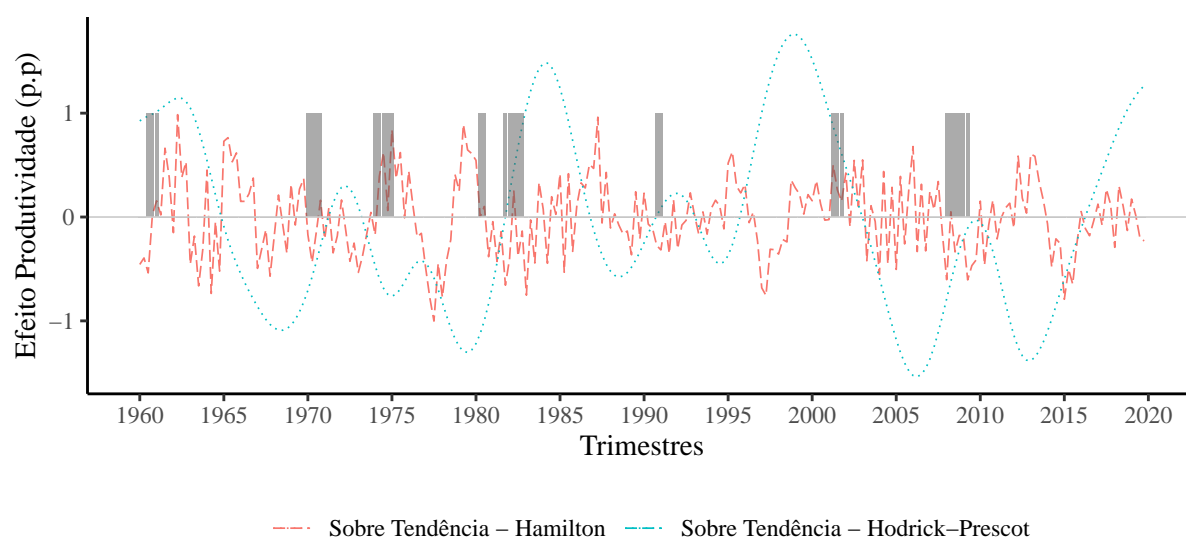
<sup>8</sup>Série “OPHNFB”. Ver Anexo A2.



Elaboração própria sobre dados do Bureau of Labor Statistics – BLS.

**Figura 2.6:** *Produtividade e sua tendência por filtro Hamilton nos Estados Unidos (1960:Q1 - 2019:Q4)*

Ainda seguindo Gordon (2013), para a mudança na tendência de produtividade, observa-se a diferença entre o valor presente da tendência e seu valor 8 trimestres passados. Contudo, diferentemente de Gordon (2013), a tendência é construída com a aplicação de um filtro Hamilton e não com o filtro Hodrick-Prescott como usado naquele referido artigo. Ela também pode ser visualizada na FIGURA 2.6. Já a observação de mudança na própria tendência conforme proposto, o Efeito Produtividade encontra-se na figura abaixo (FIGURA 2.7).

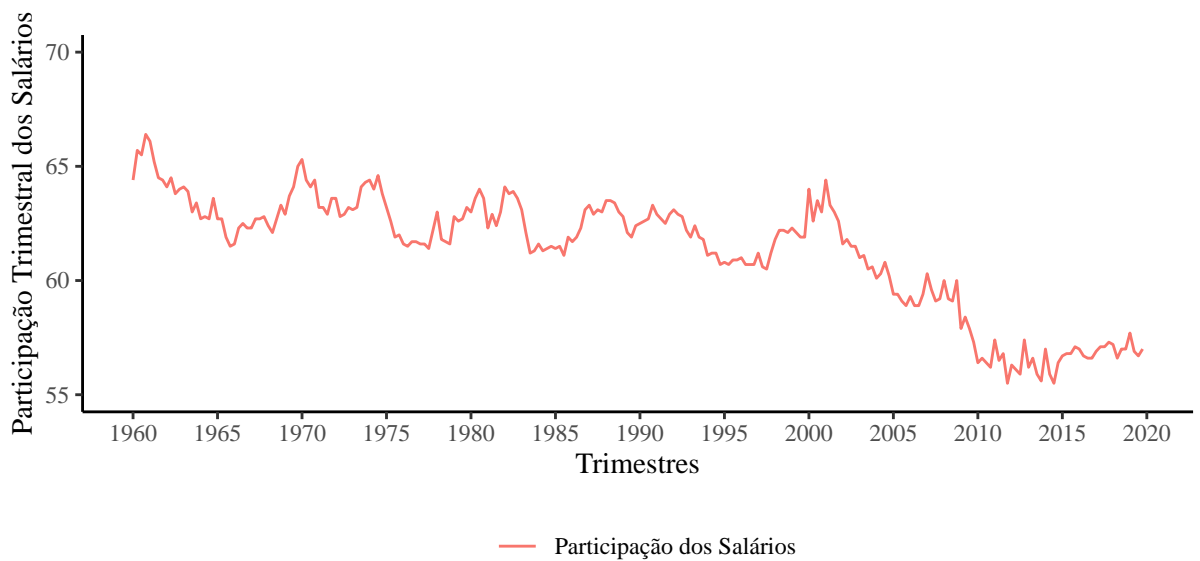


Elaboração própria sobre dados do Bureau of Labor Statistics – BLS.

**Figura 2.7:** *Efeito Produtividade nos Estados Unidos (1960:Q1 - 2019:Q4)*

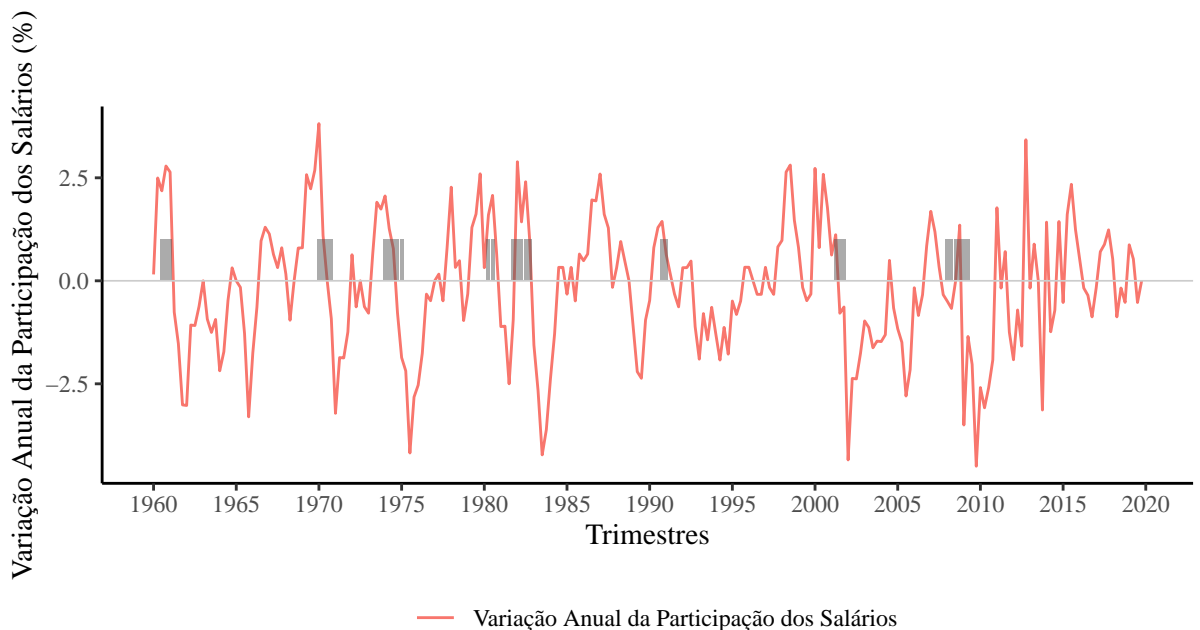
### 2.2.3 O elemento estrutural: a participação dos Salários na Renda

A participação dos salários na economia dos Estados Unidos declinou significativamente desde o início dos anos 60, como pode ser visto na FIGURA 2.8, principalmente na primeira década do novo século, quando, após uma elevação considerável em torno dos anos 2000, essa participação cai rapidamente por toda a década, atingindo o seu nível mais baixo no começo da segunda década e por lá se mantendo até o seu final. Na FIGURA 2.9 o mapa de sua variação por esse caminho.



Elaboração própria sobre dados do Bureau of Labor Statistics – BLS.

**Figura 2.8:** *Participação dos Salários na Renda nos Estados Unidos (1960:Q1 - 2019:Q4)*



Elaboração própria sobre dados do Bureau of Labor Statistics – BLS.

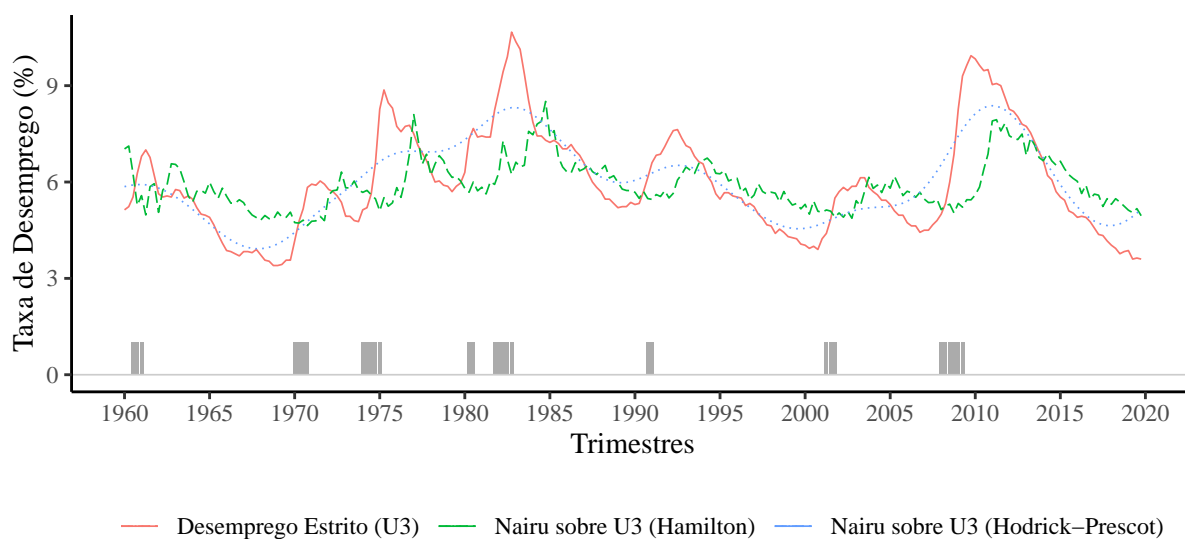
**Figura 2.9:** *Variação da Participação dos Salários na Renda nos Estados Unidos (1960:Q1 - 2019:Q4)*



#### **2.2.4 O lado da Demanda: Emprego e Desemprego na economia - uma apresentação dos dados.**

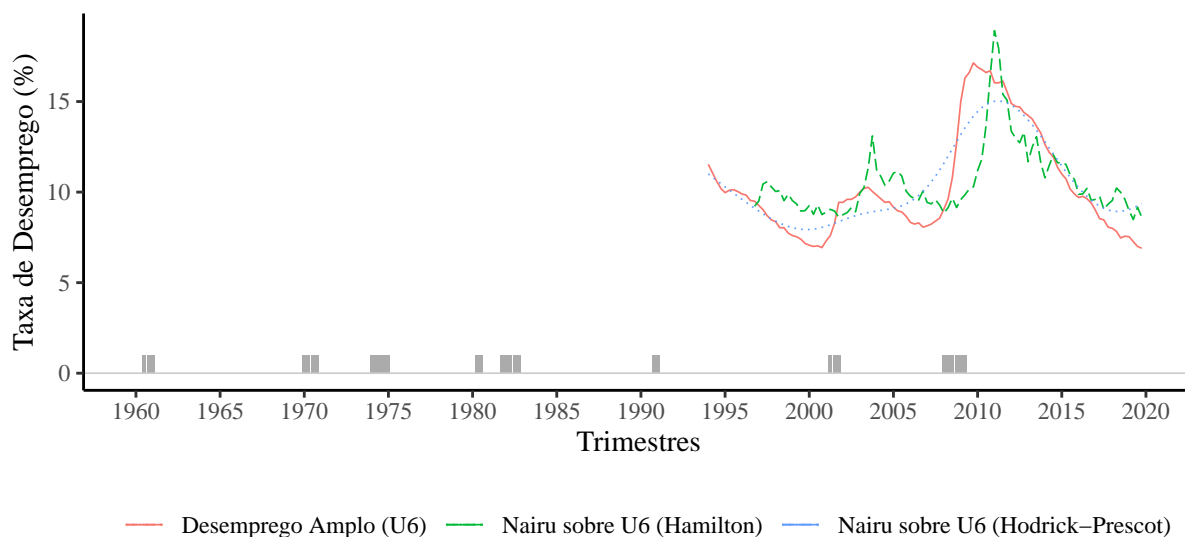
A economia estadunidense iniciou a década de 60 do último século com taxa de desemprego em pouco mais de 5% e se elevando à uma taxa de 7% já no primeiro trimestre de 1961, mas a partir de então o desemprego diminuiu durante toda essa década, voltando a subir no começo dos anos 70 e intensificando sua alta entre 74 e 75, pós primeiro choque do Petróleo. Contudo, caminhou até quase a chegada da nova década com um comportamento de queda, ao qual se seguiram quase 3 anos de elevação de seu nível, pós segundo choque do Petróleo, quando o desemprego atingiu mais de 10% da população, uma marca que só seria alcançada novamente com a grande crise de 2008-2009. De fato, entre esses dois picos, a taxa de desemprego demonstrou uma tendência de queda significativa, uma tendência que a taxa retoma pós essa última crise voltando a cair consistentemente e retomando valores presentes no começo daquela década de 60.

Assim, até antes da crise de 2008 a série poderia ser lida como ciclos com tendência de alta entre 1970 e os primeiros anos 80, aos quais se seguiram ciclos com tendência de queda. Um comportamento que em conjunção com os dados de inflação reforça os questionamentos sobre a existência da curva de Phillips, uma vez que, como já anotado, a inflação parece ter uma tendência de elevação até 1981 e depois assume um comportamento de queda até o final da década de 90, o inverso do que seria esperado pela relação negativa apontada pela Curva de Phillips de Samuelson e Solow.



Elaboração própria sobre dados do Bureau of Labor Statistics – BLS.

**Figura 2.10:** Desemprego e respectiva Nairu nos Estados Unidos (1960:Q1 - 2019:Q4)

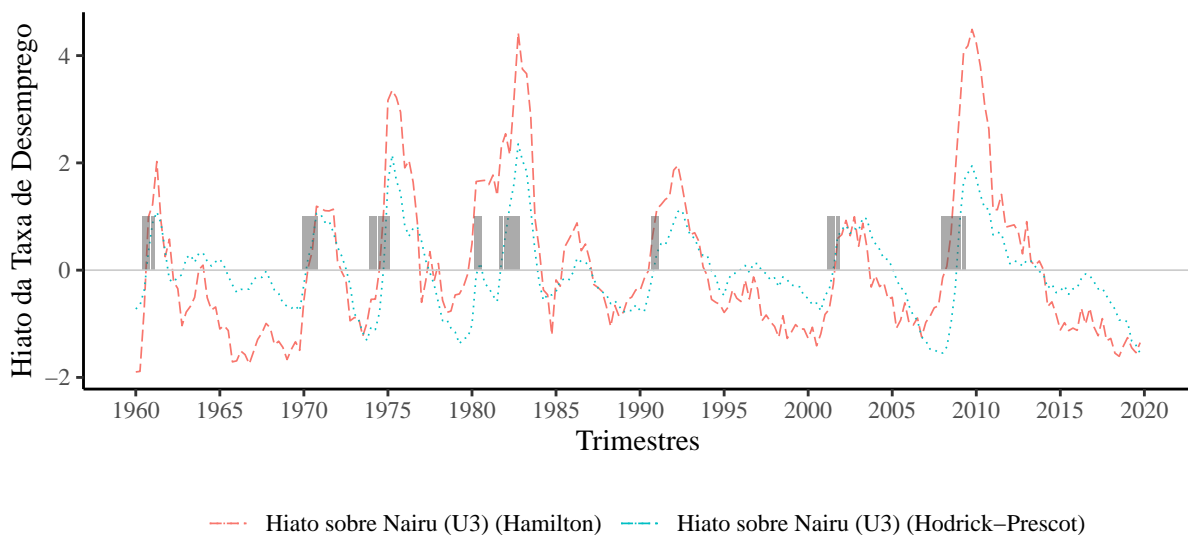


Elaboração própria sobre dados do Bureau of Labor Statistics – BLS.

**Figura 2.11:** Desemprego Amplo e respectiva Nairu nos Estados Unidos (1994:Q1 - 2019:Q4)

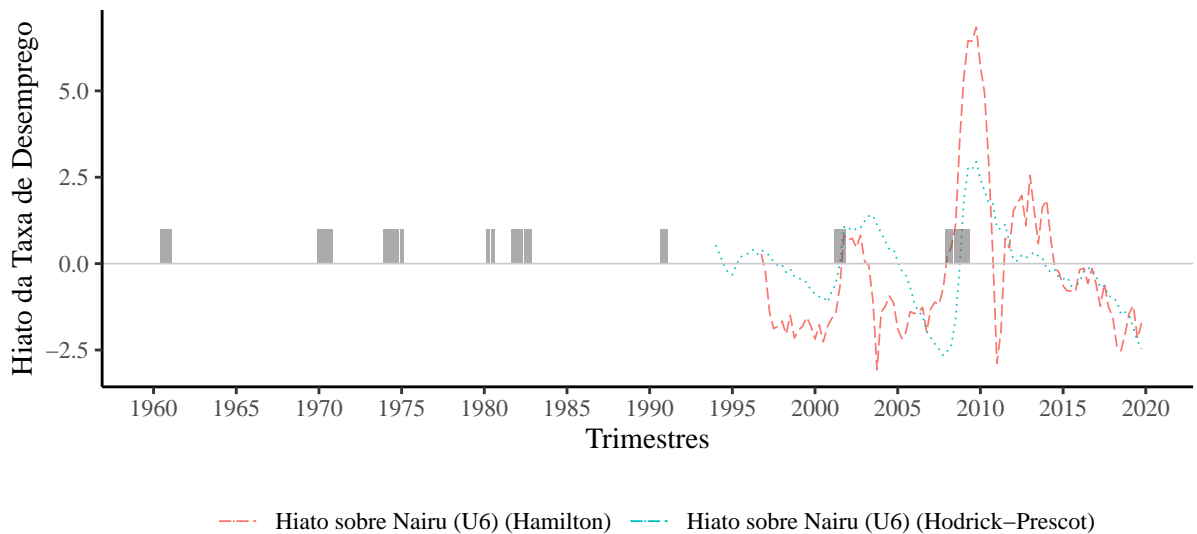
Mais que isso, a flutuação das linhas em alguns momentos entre a década de 70 e os anos 2000, faz parecer que há uma relação de causalidade entre inflação e desemprego, com alguma inflação passada causando o desemprego presente. O que demonstra a importância, e explica, a evolução da Curva de Phillips para o Modelo do Triângulo com a busca por apreender o efeito dos choques de oferta e da inércia inflacionária.

De toda forma, o Modelo do Triângulo aqui considerado busca relacionar a inflação com o hiato da demanda, ou seja, a diferença entre o seu valor atual, mensurado, e aquele valor que a variável deveria ter naquele momento para não acelerar a inflação, sua Nairu. Nesse sentido, ainda que por esse método a perspectiva de mudança estrutural não se torne tão visível quanto a observação direta do nível de desemprego, certamente há ganhos para análises conjunturais. Nas FIGURAS 2.10 e 2.11 é possível ver o comportamento desse hiato com a Nairu calculada pela aplicação de um filtro estatístico sobre os dados de Desemprego Estrito e Amplo para extrair sua tendência (Filtros Hamilton e Hodrick-Prescot).



Elaboração própria sobre dados do Bureau of Labor Statistics – BLS.

**Figura 2.12:** *Hiato de Desemprego nos Estados Unidos (1960:Q1 - 2019:Q4)*

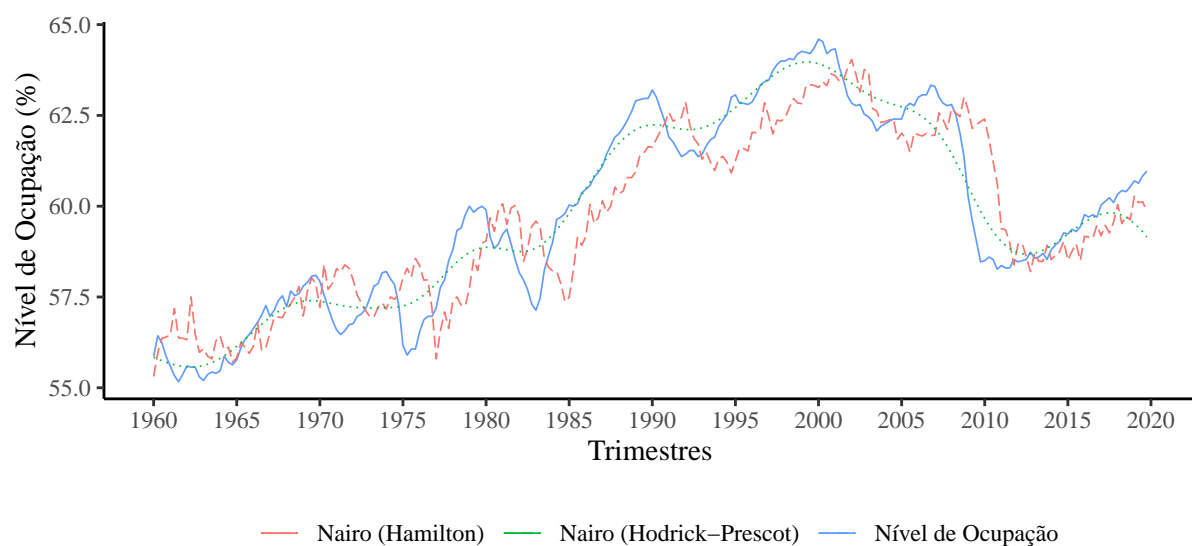


Elaboração própria sobre dados do Bureau of Labor Statistics – BLS.

**Figura 2.13:** *Hiato de Desemprego Amplo nos Estados Unidos (1994:Q1 - 2019:Q4)*

Já os dados de nível de ocupação permitem suportar outros conjuntos interpretativos sobre o desenvolvimento da economia estadunidense nos últimos 60 anos (FIGURA 2.14). Observando o nível de ocupação de sua população tem se, até meados da década de 70, antes do primeiro choque do Petróleo, dois ciclos com ambos atingido seus picos em um nível semelhante. Já após o significativo declínio depois desse choque, o nível de ocupação se expande em 3 ciclos longos e com uma forte tendência crescente, marcando picos sucessivamente maiores e atingindo seu máximo na virada do século, com mais de 7 pontos percentuais acima daqueles topos pré-1975. Tal comportamento reflete um importante evento desse último quartel do século, a chegada cada vez mais massiva das mulheres ao mercado de trabalho e mostra a capacidade da economia estadunidense em absorvê-las se expandindo.

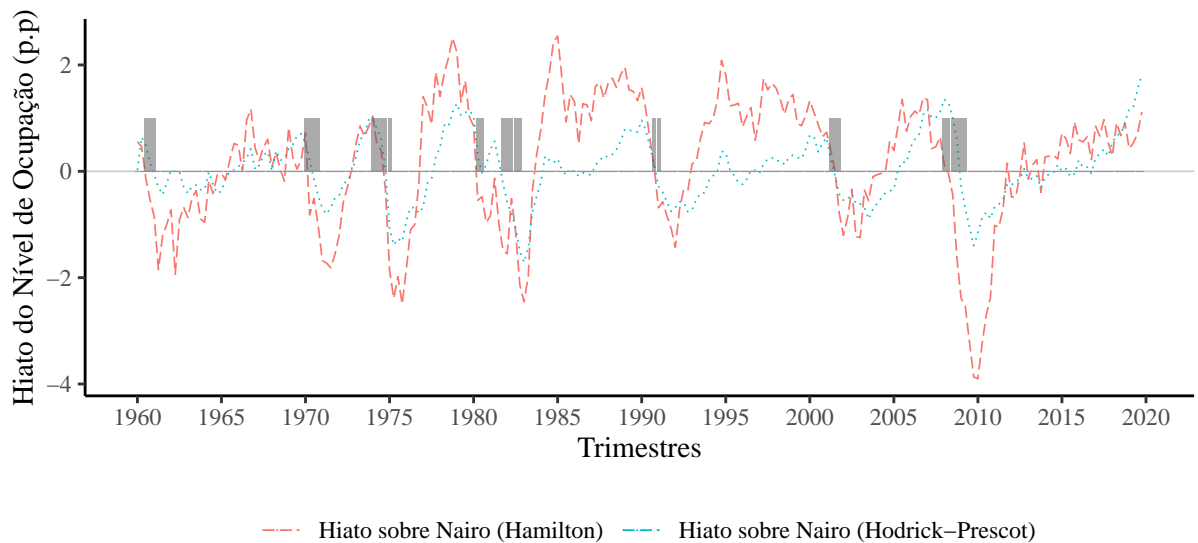
Esse processo de expansão foi interrompido com a crise da virada do século, cujos anos seguintes não viram a recomposição do patamar imediatamente anterior a cada crise: na crise seguinte, a de 2008, o nível de ocupação caiu significativamente e a recuperação que se engendrou posteriormente seguia lenta e longe do patamar recorde do ano 2000.



Elaboração própria sobre dados do Bureau of Labor Statistics – BLS.

**Figura 2.14:** *Nível de Ocupação Trimestral e respectiva Nairo por filtro Hamilton nos Estados Unidos (1960:Q1 - 2019:Q4)*

Como o Modelo do Triângulo aqui trabalhado busca apreender os efeitos da demanda através do desemprego por meio do hiato entre suas taxas realizadas e naturais, o mesmo se dá com sua busca através dos dados de nível de ocupação. Abaixo (FIGURA 2.15) a visualização desse hiato para uma taxa natural calculada com a aplicação do filtro para extrair sua tendência.



Elaboração própria sobre dados do Bureau of Labor Statistics – BLS.

**Figura 2.15:** *Hiato de Ocupação [Nairo por filtro Hamilton] (1960:Q1 - 2020:Q4)*

### 2.3 Estimando o Modelo do Triângulo para a Economia Estadunidense

A estimação do Modelo do Triângulo com as variáveis acima delimita o período de análise com o início no segundo trimestre de 1967, primeiro momento para o qual há dados para todas elas<sup>9</sup>. A exceção é a estimação que considera o Hiato de Desemprego Amplo (U6), cuja série se inicia apenas no primeiro trimestre de 1997, uma vez que seu indicador de desemprego passa a ser produzido a partir de 1994 e o filtro estatístico aplicado para extrair sua tendência consome 11 trimestres até produzir seu primeiro valor, que depois é defasado em 1 trimestre.

Para as estimações utilizou-se o Método dos Momentos Generalizados (GMM), apoiando-se em Arruda, Oliveira, and Castelar (2017), tanto para lidar com eventuais

<sup>9</sup>Especialmente por ocasião do uso do índice de preços de importados, cuja série se inicia bem posteriormente ao início da série de inflação, que tem início em 1959.

presenças de heterocedasticidade e autocorrelação<sup>10</sup>, como também simplesmente investigar os resultados gerados por esse método de investigação ainda pouco utilizado para tratar do tema.

Essa configuração do modelo para a estimação por GMM é a seguinte, então:

$$p_t = \alpha(L)p_{t-L} + \beta(D_{t-1} - D_{t-1}^N) + \gamma f_{t-1} + \delta i_{t-1} + \epsilon o_{t-1} + e_t \quad (1)$$

Sendo as letras minúsculas a primeira diferença de logaritmos e as maiúsculas o logaritmo dos níveis; e,

$p$  é o índice de preços ao consumidor;

$L$  é o polinômio operador de lags;

$D$  é a variável de Demanda em sua taxa observada, podendo ser a Taxa de Desemprego ou de Ocupação;

$D^N$  é taxa natural da variável de Demanda; utilizada apenas quando a estimação considera o Hiato;

$f$  é o Efeito Alimentação-Energia;

$i$  é o Efeito Preço Relativo dos Importados;

$o$  é o Efeito Produtividade; e,

$e$  é o termo de erro serialmente não correlacionado.

Assim, começando com as séries mais longas, onde é possível estimar o modelo para o período que abarca os anos de 1967 a 2019, se pode observar a importância da Inércia inflacionária, do Efeito Alimentação-Energia ( $f$ ) e do Efeito Preço Relativo dos Importados ( $i$ ), que se mostram como variáveis chaves para entender o período.

A Inércia carrega pouco mais de 0,85 de cada ponto percentual da inflação anterior para o trimestre atual; já o Efeito Alimentação-Energia ( $f$ ) transmite para inflação presente

---

<sup>10</sup>Ainda que as primeiras estimações feitas através do Método dos Mínimos Quadrados Ordinários, feitas para investigar a ocorrência desses problemas, não tenham registrado tais ocorrências. Os resultados das regressões lineares por MQO com respectivos testes de heterocedasticidade, autocorrelação e quebra-estrutural podem ser observados no Anexo G

entre 54% e 60% de suas variações no trimestre passado, contudo, o faz em uma relação negativa, um resultado inesperado para essa variável, uma vez que se espera uma relação direta entre o aumento anterior de alimentos e combustíveis e a inflação presente, sendo difícil decifrar que mecanismos de ação estão presentes nessa relação inversa; já o Efeito Preço Relativo dos Importados (i), apesar de uma pequena magnitude do seu coeficiente (0,03), mostrou-se estatisticamente significativo e com sinal condizente com sua concepção teórica.

Sinais esperados também foram encontrados nos coeficientes das variáveis representativas da Demanda, contudo seus valores foram ínfimos, inclusive, comparados, os usos das variáveis Desemprego e Ocupação não apresentaram diferenças que possam alimentar o debate sobre qual variável pode oferecer mais informações explicativas da inflação.

Já o Efeito Produtividade (o) aparece com o sinal positivo, um resultado inesperado a partir de sua conceituação, uma vez que se teoriza uma relação direta entre o aumento de produtividade e uma menor pressão inflacionária, ou seja, uma relação inversa.

	Hiato de Desemprego	Hiato de Ocupação	Nível de Desemprego	Nível de Ocupação
Intercepto	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.001 (0.000)	0.006 (0.012)
PCEPI	0.877*** (0.056)	0.869*** (0.053)	0.869*** (0.054)	0.859*** (0.060)
Hiato de Desemprego	-0.001 (0.001)			
f	-0.595*** (0.141)	-0.573*** (0.140)	-0.548*** (0.136)	-0.537*** (0.154)
i	0.034* (0.015)	0.035* (0.014)	0.035* (0.014)	0.035* (0.015)
o	0.065 (0.084)	0.060 (0.082)	0.060 (0.083)	0.074 (0.084)
Hiato de Ocupação		0.016 (0.011)		
Nível de Desemprego			-0.000 (0.001)	
Nível de Ocupação				-0.003 (0.007)
Criterion function	4674.671	4679.702	4648.914	4654.912
J-Test	9.817	9.827	9.763	9.775
Num. obs.	210	210	210	210

\*\*\*  $p < 0.001$ ; \*\*  $p < 0.01$ ; \*  $p < 0.05$

**Tabela 2.1:** EUA - 1967:Q2 - 2019:Q4 - Estimações por GMM sem Participação dos Salários e com tendências geradas por filtro Hamilton,

O mesmo padrão de resultados está nas estimações que buscam apreender os efeitos da mudança da Participação dos Salários na Renda, inclusive com valores de coeficientes similares. Nessa configuração do modelo, há a saída da produtividade, como forma de



evitar uma teórica multicolinearidade entre ela e a Participação dos Salários. Assim tem-se a seguinte configuração:

$$p_t = \alpha(L)p_{t-1} + \beta(L)(D_{t-1} - D_{t-1}^N) + \gamma f_{t-1} + \delta i_{t-1} + \zeta w_{t-1} + e_t \quad (2)$$

Se diferenciando de (1) pela inclusão da Participação dos Salários na Renda Nacional ( $w$ ) e exclusão do Efeito Produtividade ( $o$ ).

Os resultados mostram ainda que o coeficiente desse elemento estrutural ( $w$ ) se mostrou similar em magnitude ao do Efeito Preço Relativo dos Importados ( $i$ ), contudo, não apresentou, como o segundo, significância estatística.

	Hiato de Desemprego	Hiato de Ocupação	Nível de Desemprego	Nível de Ocupação
Intercepto	0.000* (0.000)	0.000* (0.000)	0.001 (0.000)	0.004 (0.012)
PCEPI	0.860*** (0.056)	0.857*** (0.053)	0.855*** (0.053)	0.849*** (0.063)
Hiato de Desemprego	-0.001 (0.001)			
f	-0.559*** (0.134)	-0.547*** (0.134)	-0.527*** (0.128)	-0.524*** (0.148)
i	0.034* (0.013)	0.034* (0.013)	0.034* (0.013)	0.034* (0.013)
w	0.028 (0.023)	0.026 (0.022)	0.032 (0.023)	0.036 (0.023)
Hiato de Ocupação		0.014 (0.011)		
Nível de Desemprego			-0.000 (0.001)	
Nível de Ocupação				-0.002 (0.007)
Criterion function	4973.316	4850.931	4925.583	4977.866
J-Test	10.444	10.187	10.344	10.454
Num. obs.	210	210	210	210

\*\*\*  $p < 0.001$ ; \*\*  $p < 0.01$ ; \*  $p < 0.05$

**Tabela 2.2:** EUA - 1967:Q2 - 2019:Q4 - Estimções por GMM com Participação dos Salários e tendências geradas por filtro Hamilton,

Uma camada adicional de comparação foi experimentada pelo uso do Filtro Hodrick-Prescot para gerar as variáveis de tendência, uma vez que esse tradicional instrumento foi bastante utilizado anteriormente pela literatura econômica para gerar tais séries. Tal uso, entretanto, como se pode observar nas tabelas abaixo, não produziu resultados significativamente diferentes do alcançado com o mais recentemente desenvolvido Filtro Hamilton para os coeficientes dos Hiatos de Demanda.

Já os coeficientes estimados para o Efeito Produtividade (o) se apresentam nesses resultados com um sinal condizente com a teoria de sua concepção, uma diferença importante entre o uso dos dois tipos de filtro e que enseja futuras investigações sobre a realidade das tendências de produtividade.

	Hiato de Desemprego	Hiato de Ocupação	Nível de Desemprego	Nível de Ocupação
Intercepto	0.001** (0.000)	0.001** (0.000)	0.001* (0.000)	-0.001 (0.013)
PCEPI	0.835*** (0.049)	0.836*** (0.050)	0.843*** (0.053)	0.847*** (0.061)
Hiato de Desemprego	-0.002 (0.001)			
f	-0.522*** (0.122)	-0.505*** (0.123)	-0.525*** (0.132)	-0.538*** (0.153)
i	0.034** (0.013)	0.034* (0.014)	0.033* (0.014)	0.034* (0.014)
o	-0.043 (0.023)	-0.042 (0.023)	-0.043 (0.023)	-0.038 (0.026)
Hiato de Ocupação		0.014 (0.022)		
Nível de Desemprego			-0.001 (0.001)	
Nível de Ocupação				0.001 (0.007)
Criterion function	4619.846	4810.750	4773.446	4729.803
J-Test	9.702	10.103	10.024	9.933
Num. obs.	210	210	210	210

\*\*\*  $p < 0.001$ ; \*\*  $p < 0.01$ ; \*  $p < 0.05$

**Tabela 2.3:** EUA - 1967:Q2 - 2019:Q4 - Estimções por GMM sem Participação dos Salários e com tendências geradas por filtro Hodrick-Prescot,

	Hiato de Desemprego	Hiato de Ocupação
Intercepto	0.001** (0.000)	0.001** (0.000)
PCEPI	0.850*** (0.052)	0.850*** (0.052)
Hiato de Desemprego	-0.001 (0.002)	
f	-0.524*** (0.122)	-0.503*** (0.122)
i	0.035** (0.013)	0.034** (0.013)
w	0.030 (0.022)	0.031 (0.023)
Hiato de Ocupação		0.005 (0.022)
Criterion function	4814.691	5178.943
J-Test	10.111	10.876
Num. obs.	210	210

\*\*\*  $p < 0.001$ ; \*\*  $p < 0.01$ ; \*  $p < 0.05$

**Tabela 2.4:** EUA - 1967:Q2 - 2019:Q4 - Estimções por GMM com Participação dos Salários e tendências geradas por filtro Hodrick-Prescot,

No geral, todas as estimações realizadas destacam o papel da inércia e dos preços de alimentos e combustíveis - ainda que com sinal diferente do esperado - para o desenho de uma Curva de Phillips para a economia estadunidense.

De toda forma, é um período muito longo e cheio de transformações, o que acaba trazendo dúvidas sobre os limites interpretativos de uma estimação de um período tão longo e heterogêneo.

Nesse sentido, observar as estimações permitidas pela série de Desemprego Amplo traz duas contribuições, adicionar a comparabilidade com um indicador de desemprego menos sensível ao desalento dos trabalhadores e ter em análise um período menos heterogêneo.

Nesse menor período, no qual a dinâmica inflacionária da economia estadunidense mostrou-se bem mais estável, também se destacam, com a magnitude de seus coeficientes, a inércia do próprio índice de preços e o efeito Alimentação-Energia, mas com valores bem menores que os registrados no período 1967-2019 e sem se mostrarem estatisticamente significantes. Já o Efeito Preço Relativo dos Importados passou a apresentar maiores coeficientes e ainda com o mesmo registro de significância estatística, sinalização de um maior papel desse efeito sobre a dinâmica inflacionária nas últimas décadas. Os coeficientes passaram de algo de 0,03 para 0,1.

	Hiato de Desemprego (U3)	Hiato de Desemprego (U6)	Hiato de Ocupação	Nível de Desemprego (U3)	Nível de Desemprego (U6)	Nível de Ocupação
Intercepto	0.002*** (0.000)	0.002*** (0.000)	0.002*** (0.000)	0.003*** (0.001)	0.003*** (0.001)	-0.028* (0.014)
PCEPI	0.163 (0.194)	0.121 (0.194)	0.157 (0.195)	0.154 (0.182)	0.127 (0.179)	0.141 (0.178)
Hiato de Desemprego (U3)	-0.001 (0.001)					
f	0.148 (0.267)	0.190 (0.264)	0.154 (0.269)	0.140 (0.262)	0.164 (0.258)	0.116 (0.255)
i	0.109** (0.038)	0.111** (0.040)	0.115** (0.037)	0.121** (0.040)	0.128** (0.040)	0.147*** (0.039)
o	0.060 (0.088)	0.049 (0.092)	0.067 (0.087)	0.052 (0.093)	0.040 (0.093)	0.034 (0.093)
Hiato de Desemprego (U6)		-0.002 (0.001)				
Hiato de Ocupação			0.012 (0.015)			
Nível de Desemprego (U3)				-0.001 (0.001)		
Nível de Desemprego (U6)					-0.001 (0.001)	
Nível de Ocupação						0.017* (0.008)
Criterion function	6986.003	7039.366	5617.386	5805.338	5622.818	4730.920
J-Test	6.427	6.476	5.168	5.341	5.173	4.352
Num. obs.	92	92	92	92	92	92

\*\*\*  $p < 0.001$ ; \*\*  $p < 0.01$ ; \*  $p < 0.05$

**Tabela 2.5:** EUA - 1997:Q1 - 2019:Q4 - Estimaciones por GMM sem Participação dos Salários e com tendências geradas por filtro Hamilton,

	Hiato de Desemprego (U3)	Hiato de Desemprego (U6)	Hiato de Ocupação	Nível de Desemprego (U3)	Nível de Desemprego (U6)	Nível de Ocupação
Intercepto	0,002*** (0,000)	0,002*** (0,000)	0,002*** (0,000)	0,003*** (0,001)	0,003*** (0,001)	-0,029* (0,014)
PCEPI	0,082 (0,177)	0,072 (0,181)	0,098 (0,177)	0,094 (0,172)	0,076 (0,171)	0,091 (0,165)
Hiato de Desemprego (U3)	-0,001 (0,001)					
f	0,264 (0,246)	0,267 (0,245)	0,236 (0,244)	0,221 (0,244)	0,234 (0,244)	0,178 (0,236)
i	0,106* (0,042)	0,106* (0,042)	0,113** (0,041)	0,117** (0,041)	0,123** (0,041)	0,144*** (0,039)
w	-0,000 (0,018)	-0,001 (0,018)	-0,005 (0,018)	0,000 (0,019)	-0,001 (0,019)	0,003 (0,018)
Hiato de Desemprego (U6)						
Hiato de Ocupação			0,014 (0,016)			
Nível de Desemprego (U3)				-0,001 (0,001)		
Nível de Desemprego (U6)					-0,001 (0,001)	
Nível de Ocupação						0,017* (0,008)
Criterion function	7568,693	7433,354	6191,629	6368,391	6149,044	5185,160
J-Test	6,963	6,839	5,696	5,859	5,657	4,770
Num. obs.	92	92	92	92	92	92

\*\*\* p < 0,001; \*\* p < 0,01; \* p < 0,05

**Tabela 2.6:** EUA - 1997:Q1 - 2019:Q4 - Estimações por GMM sem Participação dos Salários e com tendências geradas por filtro Hamilton,

Mais uma vez a Participação dos Salários não é registrada com significância estatística, contudo, os valores estimados de seus coeficientes se mostram menores que os estimados para o período que se inicia em 1967, próximos de zero e até com um comportamento errático, apresentando pequenos valores positivos e negativos, o que talvez possa ser indício de uma perda de influência dessa variável sobre a dinâmica inflacionária.

Quanto à comparabilidade entre os estimadores de Demanda, nenhum de seus coeficientes teve registro com significância estatística e mostram-se de pequena magnitude, sem diferenças robustas em seus valores, ainda que haja um padrão de valor crescente do coeficiente quando se sai do Desemprego (U3) para o Desemprego Amplo (U6) e depois para a Ocupação, um ponto favorável ao uso dessas últimas variáveis, mas que, dado o exposto sobre seus valores, certamente precisa ser melhor investigado.

Por sua vez, comparando os comportamentos das estimações feitas com diferentes filtros estatísticos, com a apresentação dos resultados obtidos a partir de variáveis derivadas de tendências construídas pelo filtro Hodrick-Prescot (ver tabelas abaixo), se observa a mesma dinâmica já observada para o período 1967-2019, com os coeficientes se mostrando semelhantes exceto aquele para o Efeito Produtividade, que muda de orientação, passando a registrar coeficientes negativos.

	Hiato de Desemprego (U3)	Hiato de Desemprego (U6)	Hiato de Ocupação	Nível de Desemprego (U3)	Nível de Desemprego (U6)	Nível de Ocupação
Intercepto	0,002*** (0,000)	0,002*** (0,000)	0,002*** (0,000)	0,004*** (0,001)	0,006*** (0,001)	-0,051*** (0,015)
PCEPI	0,079 (0,167)	0,059 (0,166)	0,090 (0,160)	-0,028 (0,176)	-0,090 (0,167)	-0,031 (0,157)
Hiato de Desemprego (U3)	-0,003 (0,002)	-0,003 (0,002)	-0,003 (0,002)	-0,003 (0,002)	-0,003 (0,002)	-0,003 (0,002)
f	0,220 (0,235)	0,239 (0,233)	0,238 (0,230)	0,356 (0,247)	0,413 (0,238)	0,286 (0,231)
i	0,116** (0,037)	0,115** (0,037)	0,108** (0,037)	0,117** (0,037)	0,122** (0,037)	0,145*** (0,035)
o	-0,034 (0,028)	-0,035 (0,027)	-0,038 (0,028)	-0,065 (0,033)	-0,081* (0,032)	-0,080** (0,027)
Hiato de Desemprego (U6)						
Hiato de Ocupação			0,049 (0,026)			
Nível de Desemprego (U3)				-0,002* (0,001)		
Nível de Desemprego (U6)					-0,003** (0,001)	
Nível de Ocupação						0,030*** (0,008)
Criterion function	4556,249	4555,906	4484,068	4825,149	4612,719	4066,199
J-Test	4,192	4,191	4,125	4,439	4,244	3,741
Num. obs.	92	92	92	92	92	92

\*\*\* p < 0,001; \*\* p < 0,01; \* p < 0,05

**Tabela 2.7: EUA - 1997:Q1 - 2019:Q4 - Estimções por GMM sem Participação dos Salários e com tendências geradas por filtro Hodrick-Prescot,**

	Hiato de Desemprego (U3)	Hiato de Desemprego (U6)	Hiato de Ocupação
Intercepto	0.002*** (0.000)	0.002*** (0.000)	0.002*** (0.000)
PCEPI	0.100 (0.166)	0.082 (0.165)	0.120 (0.160)
Hiato de Desemprego (U3)	-0.002 (0.002)		
f	0.211 (0.237)	0.228 (0.235)	0.211 (0.228)
i	0.117** (0.041)	0.116** (0.041)	0.111** (0.039)
w	0.006 (0.018)	0.005 (0.018)	0.007 (0.018)
Hiato de Desemprego (U6)		-0.003 (0.002)	
Hiato de Ocupação			0.036 (0.027)
Criterion function	5400.293	5362.961	5238.904
J-Test	4.968	4.934	4.820
Num. obs.	92	92	92

\*\*\*p < 0.001; \*\*p < 0.01; \*p < 0.05

**Tabela 2.8:** EUA - 1997:Q1 - 2019:Q4 - Estimções por GMM sem Participação dos Salários e com tendências geradas por filtro Hodrick-Prescot,



## 2.4 Conclusões

Ainda que as estimações para o período mais recente, 1997 a 2019, estejam em linha com o encontrado em literatura sobre o tema, com estimadores de Demanda apresentando coeficientes pequenos e estatisticamente insignificantes, quando se observam as estimações que investigam o período que se inicia aos fins da década de 60 é preciso olhar com cuidado os resultados de insignificância e pequeno valor dos coeficientes relacionados ao papel da Demanda, uma vez que boa parte da literatura aponta um papel maior desse componente em explicar a inflação.

Aqui já se pode pôr dois elementos a se considerar nesse caminho de buscar entender tal diferença: temporalidade e concepção de taxas naturais.

Muitos dos estudos iniciam sua série no começo da década de 60 ou ainda nos anos 50 do século XX, mas a série de Preço Relativo dos Importados (exceto Alimentação e Energia [Combustíveis]) aqui utilizada limita o início das estimações aos fins dos anos 60. Logo, uma agenda em aberto passa por avaliar substitutas para essa variável.

Já a forma como as Taxas Naturais de Desemprego e Nível de Ocupação foram concebidas podem ser uma explicação adicional para tais resultados. Talvez o uso do filtro estatístico para extrair a tendência da série seja responsável pelos respectivos hiatos não apresentarem melhor capacidade de explicar a inflação. Em teoria, espera-se que os hiatos forneçam mais informações que apenas os níveis, que aqui também não mostraram forte relação com a dinâmica inflacionária. Nesse sentido, cabe mais estudos sobre o uso dos filtros e sua calibragem, como também discussões sobre outros filtros e mesmo outras maneiras de conceber a Taxa Natural.

Ainda nessa agenda é importante considerar uma busca por dados de menor regularidade, posto que uma investigação com dados trimestrais pode não ter a mesma capacidade de uma que se valha de dados mensais e possa expressar uma interação mais rápida e direta entre as variáveis. Nesse sentido, o desafio é por adaptações ou substituições das séries de Preços de Importados e Produtividade aqui utilizadas, ambas disponíveis apenas trimestralmente.

Como já apontado anteriormente, Hooper et al. (2019) faz uma importante incursão sobre os dados das Regiões Metropolitanas estadunidenses no escopo da Curva de Phillips Novo Keynesiana Híbrida, encontrando maior sensibilidade do hiato de desemprego para esses objetos do que para o agregado da economia. Uma agenda futura para o Modelo do Triângulo Estruturalista da Curva de Phillips pode buscar também adaptá-lo para a interpretação da dinâmica inflacionária observada nessas regiões.

Ressalte-se ainda que as configurações de modelagem aqui utilizadas são bastante simples, sem uso de variáveis dummies ou comparações entre períodos que possam ser delimitados por características específicas ou quebras-estruturais, algo visível nos testes realizados<sup>11</sup>, além de não ter uma abordagem mais profunda sobre inércia, uma forma de tentar mostrar se apenas a conjunção de variáveis já podem dizer algo relevante e sublinhar diferenças, ou a ausência delas, por causa de diferentes métodos.

De toda forma, desafios em abertos, ressalta-se que os indícios encontrados com as estimações realizadas no âmbito desse trabalho, de forte papel do efeito Alimentação-Energia e do Efeito Preço Relativo dos Importados, esse último em anos mais recentes, além de mensurarem reconhecidos fenômenos históricos, encontram consonância em outros estudos sobre o tema.

Assim, entender bem o processo gerador dessas variáveis é uma questão chave para entender a conformação do processo inflacionário para a economia estadunidense. De um lado, questionamentos sobre o que dirige os preços internacionais dos produtos que a economia precisa importar, e como seus choques reverberam economia adentro, podem fornecer informações importantes sobre a evolução e comportamento futuro da dinâmica inflacionária, além, evidentemente, de ensejar questionamentos diversos sobre globalização, parcerias comerciais, política internacional etc. De outro, entender a dependência alimentar e energética, conhecendo seus circuitos produtivos e distributivos e os padrões de consumo da população pode permitir políticas públicas que evite gargalos de oferta. Certamente não faltam lugares que possam fornecer informações importantes sobre a evolução e o comportamento da dinâmica inflacionária.

---

<sup>11</sup>Ver Anexo G



## 3

# Curva de Phillips da Economia Brasileira na Era do Câmbio Livre e Metas de Inflação

### 3.1 Curva de Phillips no Brasil. Tentativas, períodos e métodos.

Diversas aplicações da Curva de Phillips à economia brasileira foram feitas desde que essa passou a adotar o Regime de Câmbio Flutuante e o Sistema de Metas de Inflação, em 1999. Evidentemente, como é necessário uma série temporal longa para uma análise mais robusta, em sua maioria elas abordaram períodos mistos, também compostos por momentos anteriores àquela adoção dessa nova institucionalidade. Nesse sentido, um dos objetivos deste trabalho é colaborar com as discussões sobre a Curva de Phillips para a economia brasileira com foco nas duas primeiras décadas de vigência dessas instituições.

Em importante revisão sobre o histórico de aplicações de Curvas de Phillips para a economia brasileira, Sachsida (2014) apresenta os principais trabalhos desde aquele ano até a publicação de seu estudo, listando resultados, períodos de análise e alguns métodos. Além da dita questão temporal também é visível que apenas poucas aplicações das curvas de inflação podem ser caracterizadas como Curvas de Phillips Keynesianas. Dessa forma, outro objetivo deste trabalho é colaborar com mais uma análise com essa moldura metodológica, mais especificamente com uma aplicação do Modelo do Triângulo da Curva de Phillips, abordagem pouco explorada para a economia brasileira, valendo-se, ademais, de uma configuração de variáveis explicativas ainda não aplicada à mesma.

Com diferentes configurações de tempo, regressores, métodos econométricos e teorias basilares, Sachsida (2014) mostra que cada aplicação é única e não facilmente comparável com as outras, e, não apenas isso, mostra também que os resultados diferem significativamente, alguns ao ponto de se oporem. A partir disso, conclui, então, que “parece ficar a

dúvida da adequação do uso da Curva de Phillips para descrever a dinâmica inflacionária brasileira no período recente”.

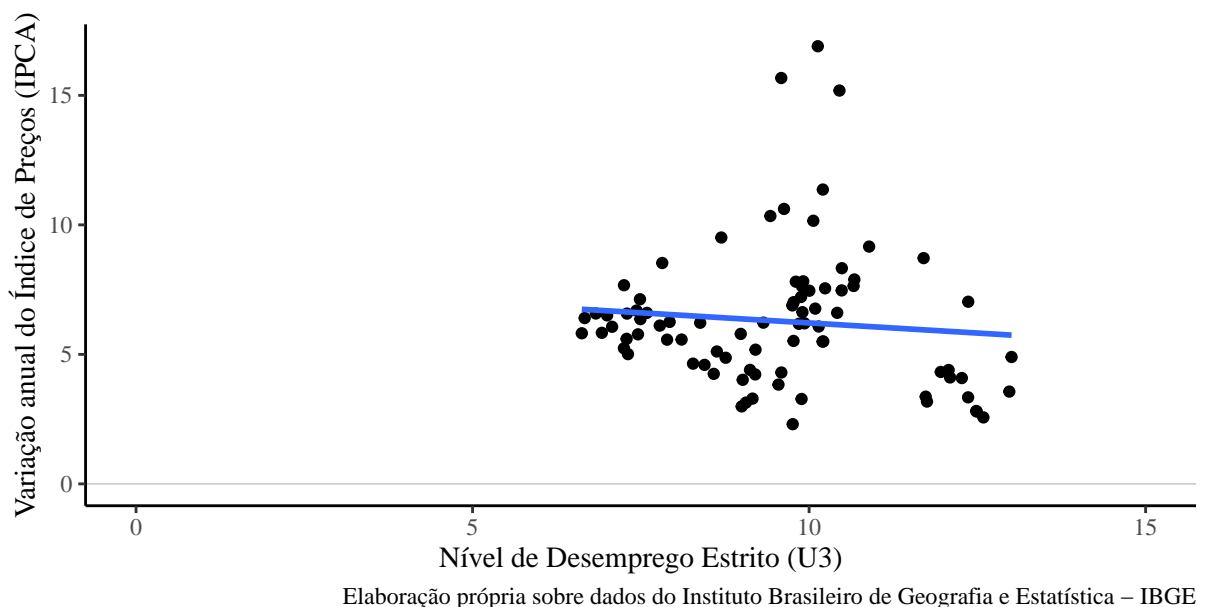
Obviamente, com estudos temporal e metodologicamente tão diversos também parece ficar uma dúvida sobre a adequação de várias configurações e escolhas teóricas das aplicações. No entanto, longe de querer constituir um debate entre essas aplicações, revisá-las ou atualizá-las como tentativa de esgotar esse debate, esse trabalho apenas se propõe a ser mais uma contribuição à discussão, ampliando-a com uma nova abordagem e novas variáveis.

Machado and Portugal (2014) e Arruda, Oliveira, and Castelar (2017) parecem ter sido as únicas tentativas de aplicação de uma Curva de Phillips à economia brasileira depois daquela revisão de literatura apresentada em Sachsida (2014). Esses trabalhos aplicam curvas caracterizadas como Curvas de Phillips Novo-Keynesianas, um arcabouço que considera a inflação futura, prevista pelos agentes econômicos de maneira racional, como elemento explicador da inflação presente. Machado and Portugal (2014) aponta um importante papel do Sistema de Metas para redução e menor volatilidade mensal da inflação enquanto Arruda, Oliveira, and Castelar (2017), valendo-se também da inflação passada como variável explicativa do seu modelo, uma Curva de Phillips Novo-Keynesiana Híbrida Padrão, indica um papel relevante desse componente inercial na explicação da inflação brasileira, bem como confirma a “robustez do hiato de desemprego” e “inadequação do hiato do produto”, o que também estaria presente nos estudos anteriores, listados pela revisão de literatura de Sachsida (2014) e por ele revisitados.

### **3.2 A economia brasileira pela ótica do Modelo do Triângulo**

A economia brasileira passou por um significativo processo de hiperinflação que começa a ser desconstruído com o advento do Plano Real em 1994. Paulatinamente, a inflação cai trimestre após trimestre até ser mensurada por taxas de um dígito depois de anos de taxas medidas em dezenas de pontos percentuais. Apenas a partir de 1997 a inflação anual em cada trimestre passou a ser mensurada abaixo de 10%. Desde então ainda houve registro de dois momentos em que a taxa de inflação é contabilizada em dois dígitos, sem, contudo, ocorrência de uma nova história hiperinflacionária no país.

Um olhar para a figura constituída pelos locus dos dados de inflação e desemprego da economia brasileira rapidamente encontra a dificuldade de interpretá-la enquanto semelhante à uma esperada curva de relação negativa entre inflação e desemprego. Não obstante, é possível já se perguntar se poderia haver semelhança com as tradicionais curvas desenhadas por Phillips (1958) e Samuelson and Solow (1960), uma vez que uma parte significativa dos dados que construía essa relação negativa se localizava abaixo da taxa de desemprego de 5% e os dados para a economia brasileira sequer atingem tal marca (FIGURA 3.1). Outro ponto de fácil caracterização visual é a aparente incapacidade de reduzir a inflação mesmo com altos níveis de desemprego, em comparação com aquele visual tradicional da Curva de Phillips que apontaria para uma inflação cada vez mais próxima de zero com um desemprego significativamente alto como o observado em uma série de registros acima de 10%.



**Figura 3.1:** *Curva de Phillips nos Brasil (1997:Q1 - 2019:Q4)*

É possível extrair desses dados um entendimento sobre a relação entre inflação e desemprego? Bem, uma simples regressão linear entre essas duas variáveis até revela uma relação negativa entre elas no período, em linha com o arcabouço da tradicional curva. Todavia, isso não é o bastante em um ambiente teórico onde efeitos advindos de choques

de oferta e elementos estruturais, como inércia e conflito distributivo, reconhecidamente afetam a inflação. Assim é que tal desafio analítico deve ser posto ao Modelo do Triângulo da Curva de Phillips, como forma de, ao considerar tais efeitos, buscar um melhor entendimento do comportamento da inflação brasileira frente às condições do mercado de trabalho do país.

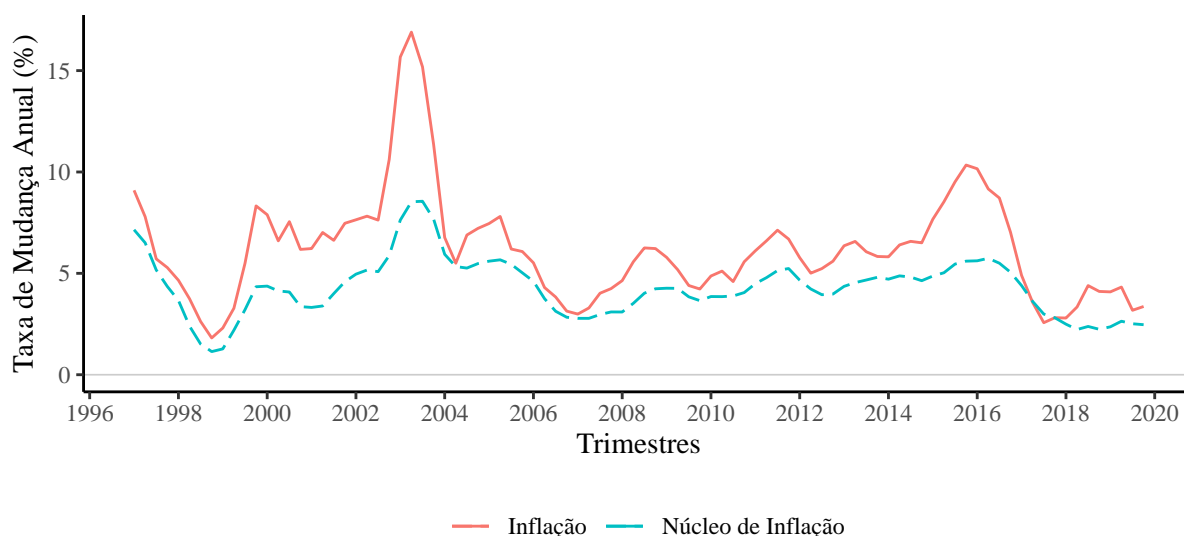
### **3.2.1 Os choques de Oferta**

#### **3.2.1.1 Efeito Alimentação-Energia**

A economia brasileira inicia o ano de 1997 com a inflação ainda em desaceleração do fim de seu processo hiperinflacionário, movimento que encontra seu primeiro registro de reversão apenas no primeiro trimestre de 1999, um ano de significativa aceleração da inflação, com uma diferença de 6 p.p entre a taxa anual do primeiro e último trimestre desse ano. Tal aceleração, como pode ser vista na FIGURA 3.2, não se deu com a mesma intensidade sobre o indicador de núcleo de inflação, anotando ali um papel relevante para a inflação de energia e alimentação nesse ano, o que pode ser melhor observado na FIGURA 3.3, que apresenta o Efeito Alimentação-Energia para a economia brasileira no período.<sup>1</sup>

---

<sup>1</sup>Como dito anteriormente, o Efeito Alimentação-Energia é o resultado da diferença entre a variação da inflação e seu núcleo ( $Za = IPCA - IPCALFE$ ). Ver Anexo A1 para a lista das variáveis.

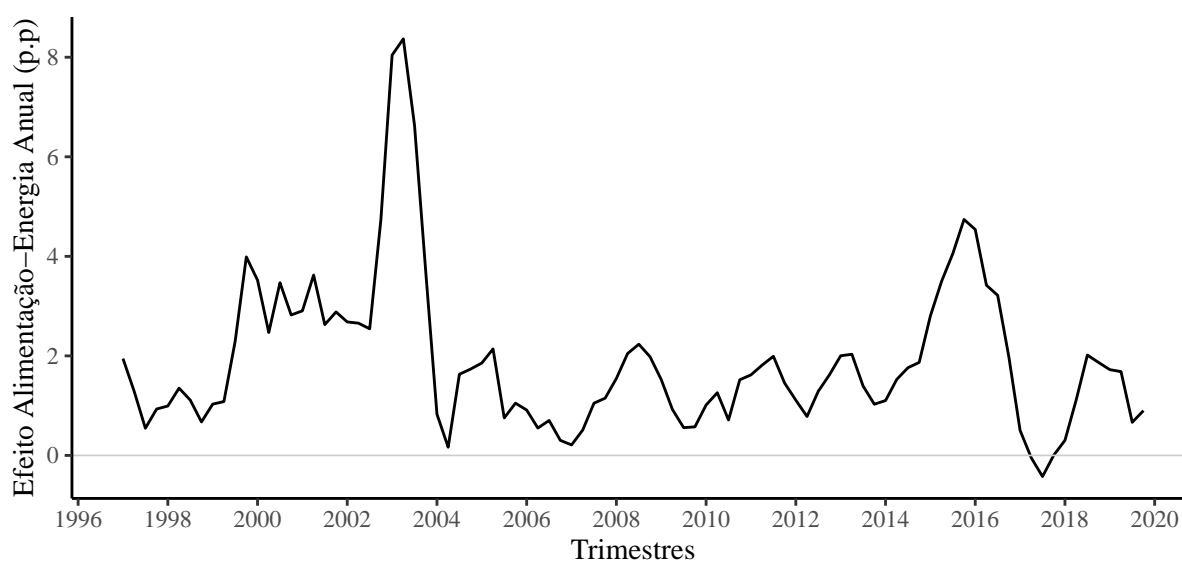


Elaboração própria sobre dados do IBGE.

**Figura 3.2:** *Inflação e seu núcleo no Brasil (1997:Q1 - 2019:Q4)*

Como visto na FIGURA 3.3, o efeito Alimentação-Energia naquele ano de 1999 foi o terceiro mais forte do período em análise, sendo ultrapassado por dois outros momentos de grande pressão de preços desses componentes da inflação no país, ao final de 2002 e início de 2015. É fácil observar também que durante todo o período de 1997 a 2019, exceto apenas por dois trimestres em meados de 2017, a inflação total sempre teve uma taxa maior que a taxa do seu núcleo, mostrando claramente a insegurança energética e alimentar da economia brasileira.





Elaboração própria sobre dados do IBGE.

**Figura 3.3:** *Efeito Alimentação-Energia no Brasil (1997:Q1 - 2019:Q4)*

Depois de 1999 a inflação total manteve o novo patamar elevado até que o choque energético ao fim de 2002 fez com que a sua taxa anual atingisse mais de 16% no segundo trimestre de 2003, anotando o maior valor para o efeito Alimentação-Energia da série, mesmo com o núcleo de inflação também mostrando um comportamento de alta naquele momento, ainda que longe da aceleração visualizada para o indicador total.

Após aquele pico atingido, a inflação total retorna ao seu patamar pré-crise ao final de 2003 mantendo-se assim por cerca de dois anos até iniciar, em companhia da inflação do núcleo, uma trajetória de desaceleração até início de 2007, quando ambas iniciam um longo período em tendência de alta, todavia com o núcleo de inflação crescendo menos e com menor volatilidade.

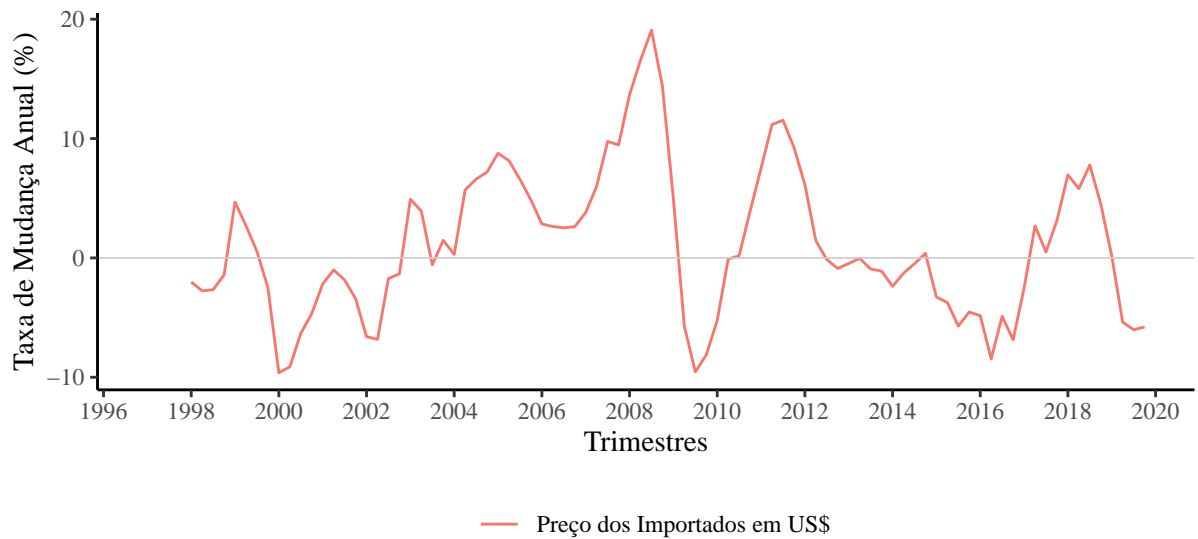
Tal período se encerra em 2015 e com um choque, o terceiro grande impacto do efeito Alimentação-Energia em menos de 20 anos e mais um também dirigido por problemas advindos do setor de energia elétrica do país. Como no choque anterior, o núcleo de inflação não acompanhou a alta do indicador total, demonstrando, inclusive, uma estabilidade bem mais significativa que a vista nos choques anteriores. Não obstante, passado

o choque a inflação cai por todo o ano de 2016 e início de 2017, ao ponto de apresentar, ainda que apenas por dois trimestres, uma taxa menor que a taxa do seu núcleo, mesmo com esse também apresentando uma queda significativa nesse período. Contudo, as duas logo voltam a se afastar com o núcleo de inflação não acompanhando a aceleração inflacionária que se seguiu até meados de 2018 e criou um novo patamar que se manteve por todo o ano seguinte.

É por esse roteiro que, além de visualizar facilmente que o núcleo de inflação consistentemente apresentou menores taxas de variação anual que a inflação total, o quadro geral da FIGURA 3.2 também nos mostra claramente como a inflação do período teve um comportamento de grande volatilidade e como isso não foi integralmente replicado por seu núcleo.

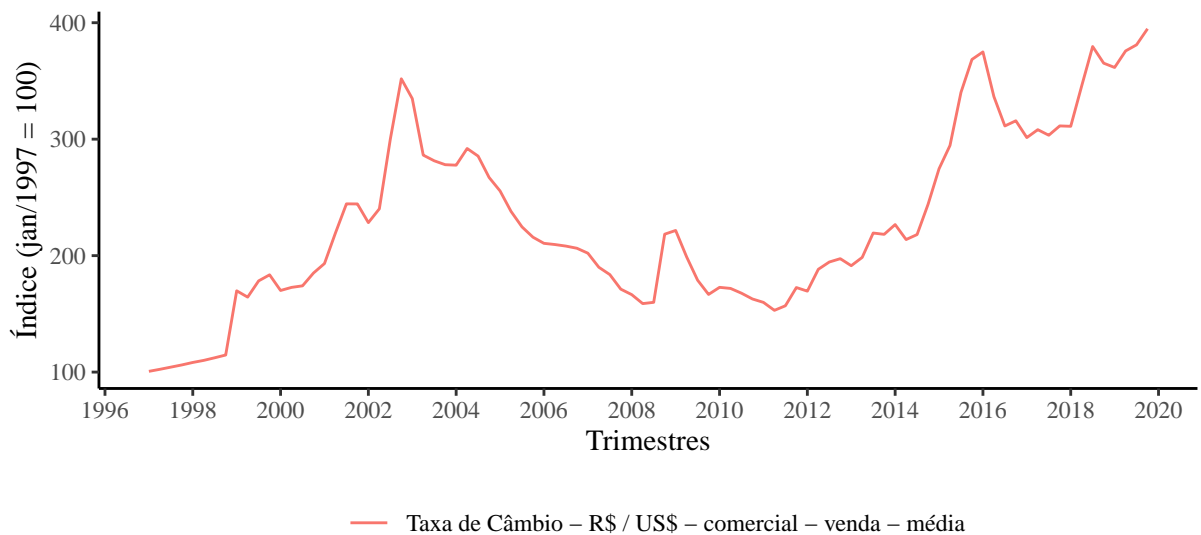
#### **3.2.1.2 Efeito Preço Relativo dos Importados**

Para melhor entender o Efeito Preço Relativo dos Importados para a economia brasileira é interessante apresentar também as duas variáveis que o compõe: o Índice de Preço dos Importados, mensurado em dólares estadunidenses (FIGURA 3.4), e a Taxa de Câmbio para essa moeda (FIGURA 3.5). Abaixo é possível visualizar esses componentes e com isso perceber como os seus movimentos geram a dinâmica dos preços dos importados em moeda nacional.



Elaboração própria sobre dados da FUNCEX.

**Figura 3.4:** Preço dos Importados (exceto Alimentação e Energia [Combustíveis]) no Brasil, em US\$ (1997:Q1 - 2019:Q4)



Elaboração própria sobre dados do Bacen.

**Figura 3.5:** Taxa de Câmbio - R\$ / US\$ - comercial - venda - média (1997:Q1 - 2019:Q4)

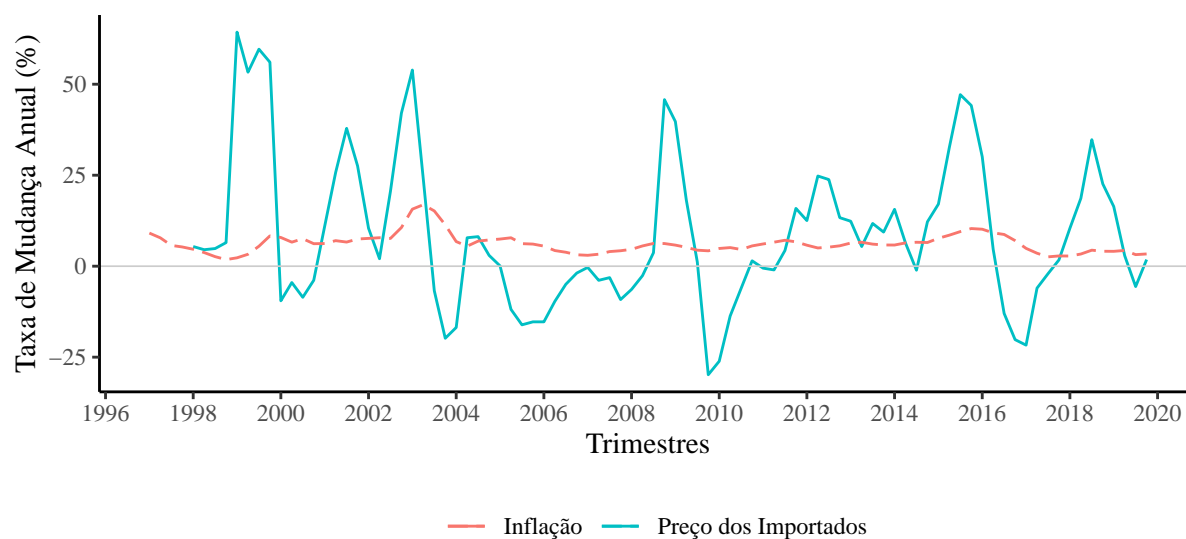
Assim, a partir dessas duas séries, a FIGURA 3.6 apresenta o Índice de Preços dos Importados, exceto Alimentos e Petróleo, em moeda nacional, para a economia brasileira, mostrando alguns elementos importantes para entender a dinâmica da inflação total no país.

São vários choques nessas duas décadas de um indicador bastante volátil, resultado não somente da dinâmica de preços dos bens e serviços ofertados pelo mundo mas também das flutuações da taxa de câmbio de nossa moeda. Vários e muito fortes, com taxas anuais atingindo picos de mais de 50%.

O início de 1999 é um desses momentos onde a taxa estava em tal patamar, mas ao qual se seguiu uma tendência de queda durante o resto do ano chegando aos anos 2000 com uma taxa negativa. E isso aconteceu enquanto ocorria aquele aumento de preços internos, o que pode ter contribuído para que esse avanço não fosse maior. Em meados de 2001 e meados de 2002 novos choques significativos ocorreram, sendo o de meados 2002 concomitante ao aumento dos índices gerais de preços da economia.

Já entre 2003 e 2008 o índice de preços dos importados ficou boa parte do tempo apresentando taxas negativas e sem nenhum pico tão significativo até a chegada da Crise Financeira de 2008, crise essa que adicionou tal volatilidade ao índice que aos trimestres de forte elevação dos preços em 2008, um dos picos históricos, se seguiram fortes quedas pelos trimestres de 2009 com uma recuperação da tendência de alta entre fins de 2009 e meados de 2012, quando uma nova tendência de alta se estabelece e se estende até meados de 2014.

Quando um significativo choque de preços de importados começa a impactar a economia brasileira de fins de 2014 a meados de 2015 é possível também observar o aumento da inflação total nesse período, especialmente a partir do choque de preços da energia elétrica em 2015. Logo, nos dois momentos mais impactantes aumentos do Efeito Alimentação-Energia, como visto anteriormente, houve também aumento do Índice de Preços dos Importados exceto Alimentos e Petróleo.



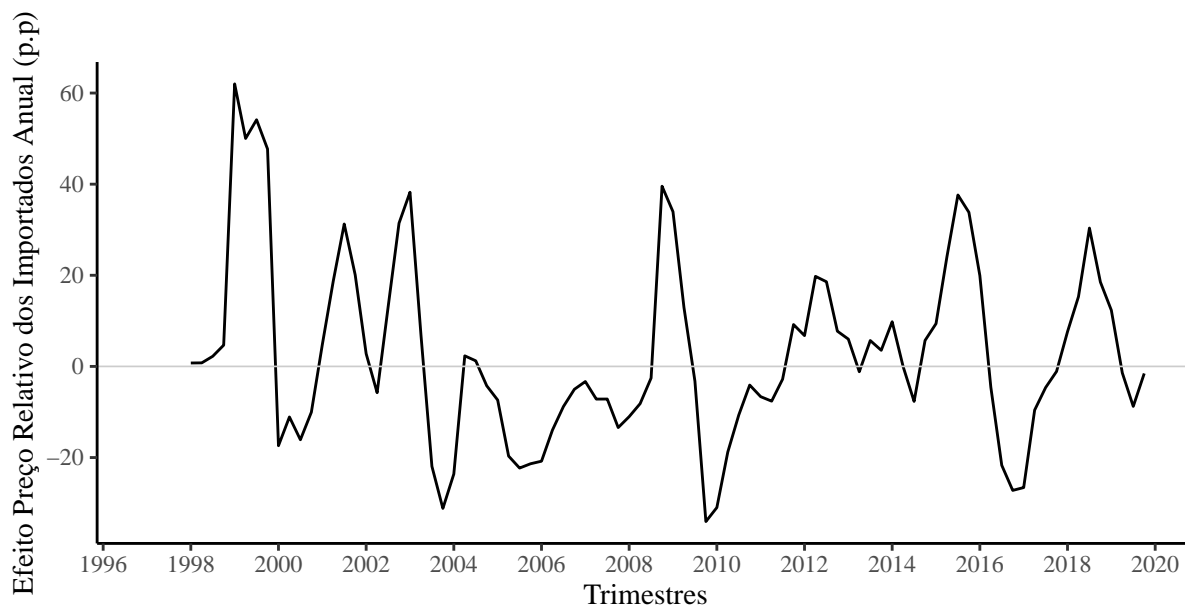
Elaboração própria sobre dados do IBGE e da FUNCEX.

**Figura 3.6:** Preço dos Importados (exceto Alimentação e Energia [Combustíveis]) no Brasil, em R\$ (1997:Q1 - 2019:Q4)

O Efeito Preço Relativo dos Importados sobre a inflação, mensurado como a diferença entre a taxa de mudança do deflator de preços dos importados, exceto Alimentos e Energia (Combustíveis), e a taxa de mudança da variável dependente<sup>2</sup> mostra como esse índice de preços de importados foi volátil e apresentou em diversos momentos elevações muito acima da taxa de inflação vigente. (FIGURA 3.7)

---

<sup>2</sup> $i = ndice\ de\ Preos\ dos\ Importados - IPCA$  (sendo a primeira adaptada pelo autor com a exclusão dos preços de alimentação e energia importados. Ver anexo A2.)



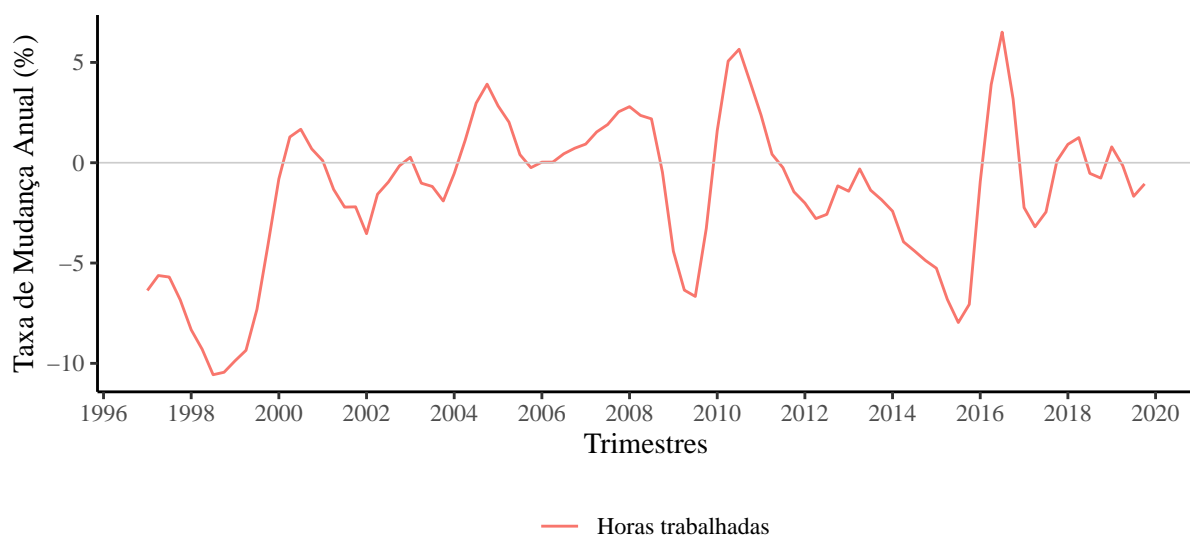
Elaboração própria sobre dados do IBGE e da FUNCEX.

**Figura 3.7:** *Efeito Preço Relativo dos Importados (exceto Alimentação e Energia [Combustíveis]) nos Brasil (1997:Q1 - 2019:Q4)*

### 3.2.1.3 Efeito Produtividade

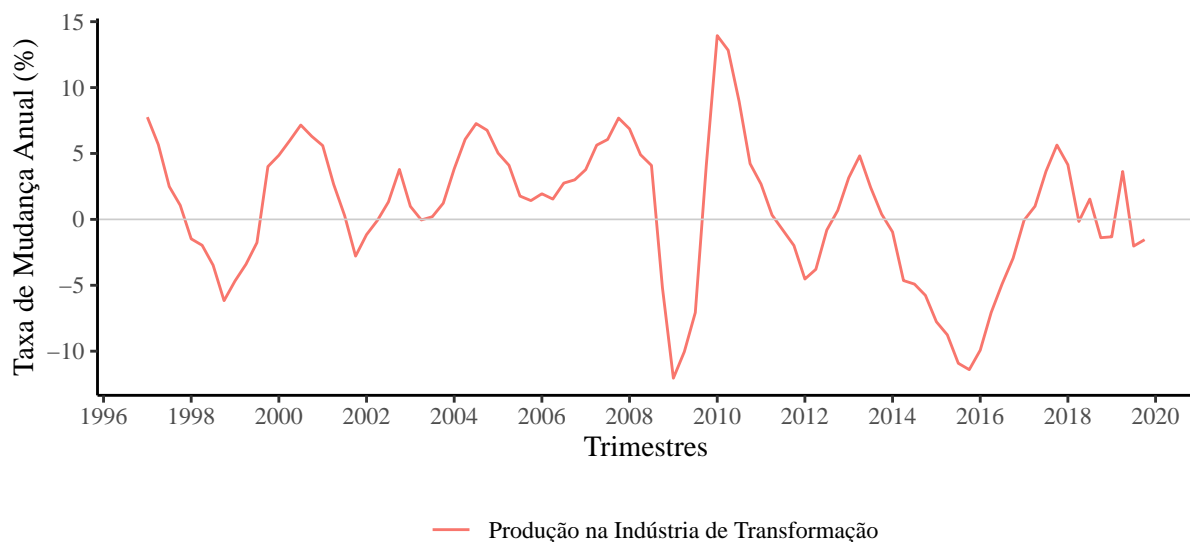
Por fim, completa o quadro de choques na oferta no Modelo do Triângulo da Curva de Phillips a mudança na tendência da Taxa de Crescimento da Produtividade. O Crescimento da Taxa de Produtividade é aqui definido como a taxa de mudança de 8 trimestres do Produto por Hora Trabalhada na Indústria de Transformação<sup>3</sup> e sua tendência é obtida com a aplicação do filtro estatístico Hamilton sobre essa taxa.

<sup>3</sup>Ver Anexo A1 para metodologia de construção da série. Lembrando que a estimação do modelo trabalha com valores em log, nesse caso trata-se da 8 diferença do log do valor do trimestre atual



Elaboração própria sobre dados do IBGE e da CNI.

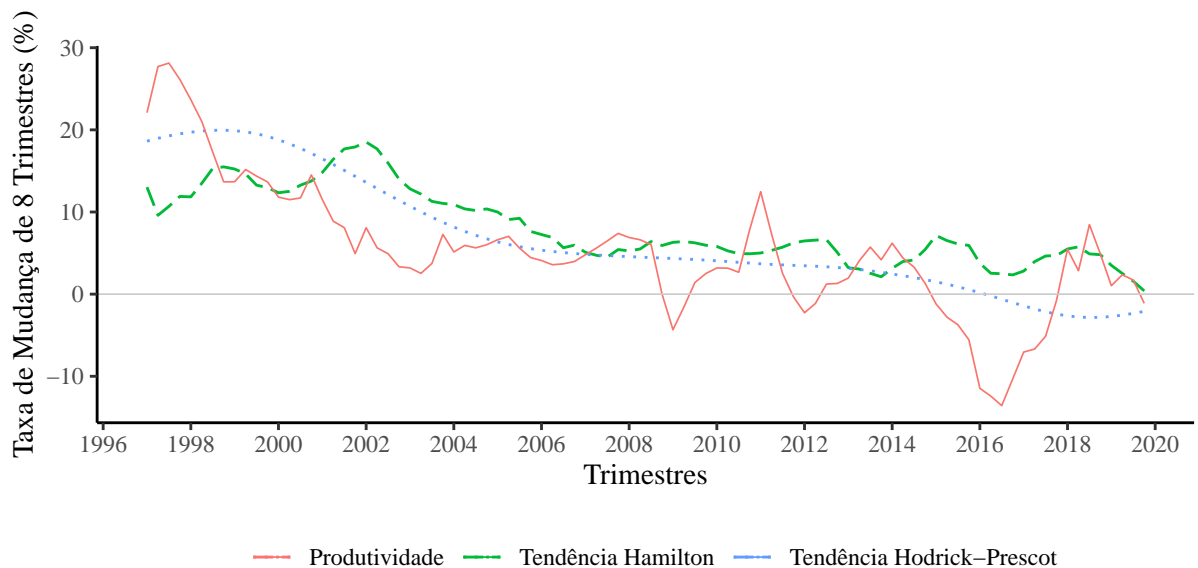
**Figura 3.8:** Horas trabalhadas na Indústria de Transformação no Brasil (1997:Q1 - 2019:Q4)



Elaboração própria sobre dados do IBGE.

**Figura 3.9:** Produção na Indústria de Transformação no Brasil (1997:Q1 - 2019:Q4)

Na FIGURA 3.10 é possível observar a dinâmica da taxa de crescimento da produtividade brasileira entre 1997 e 2019 e as mudanças em sua tendência.



Elaboração própria sobre dados do IBGE e da CNI.

**Figura 3.10:** *Produtividade e sua tendência por filtro Hamilton nos Brasil (1997:Q1 - 2019:Q4)*

A partir de meados de 1997 o crescimento da produtividade começa a desacelerar fortemente em um declínio que segue até meados de 2003, quando parece se estabilizar em torno de 5% até a chegada da crise de 2008, quando, então, a taxa desacelera fortemente e logo passa a registrar queda na produtividade. Contudo, em meados de 2009 a produtividade já cresce a taxas positivas novamente iniciando um período de ciclos longos e amplos onde se destaca a longa desaceleração e o registro de elevadas taxas negativas entre 2014 e 2017, com quedas de mais de 10%.

À fins de variável explicativa no âmbito do Modelo do Triângulo, como já dito, o Efeito Produtividade é mensurado como a diferença entre o valor presente daquela tendência e seu valor há 8 trimestres anteriores. Tal resultado pode ser observado na figura abaixo (FIGURA 3.11):





Elaboração própria sobre dados do IBGE e da CNI.

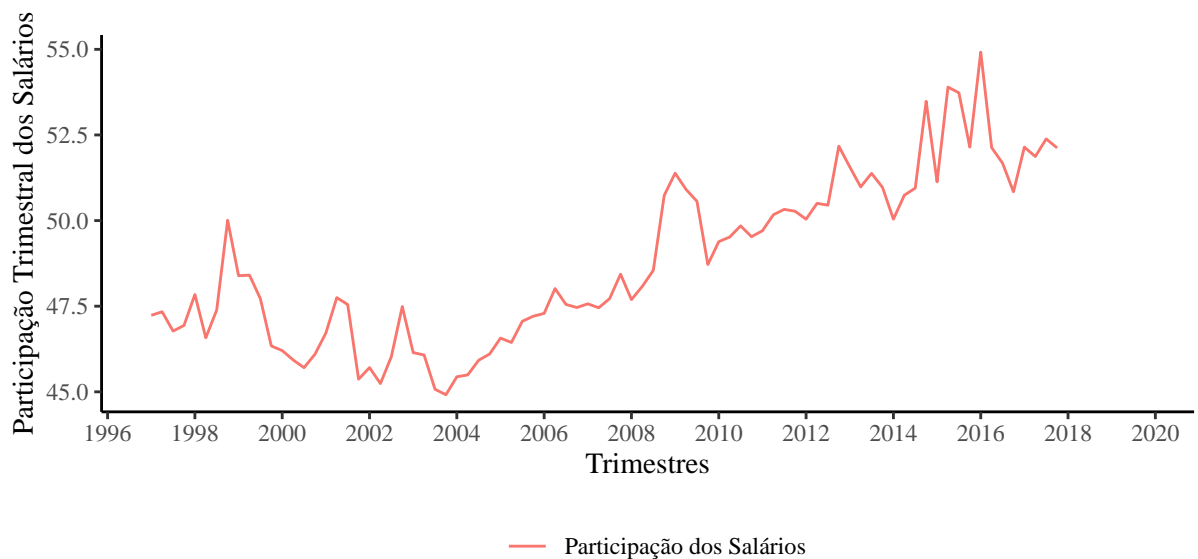
**Figura 3.11:** *Efeito Produtividade nos Brasil (1997:Q1 - 2019:Q4)*

### 3.2.2 O elemento estrutural: a participação dos Salários na Renda

A FIGURA 3.12 mostra a participação dos salários na renda nacional entre 1997 e 2017, último ano disponível para essa série<sup>4</sup>. É visível o ponto de inflexão no início de 2004 marcando o começo de uma longa tendência de alta que apenas a partir de 2016 parece apresentar uma perda de fôlego.

---

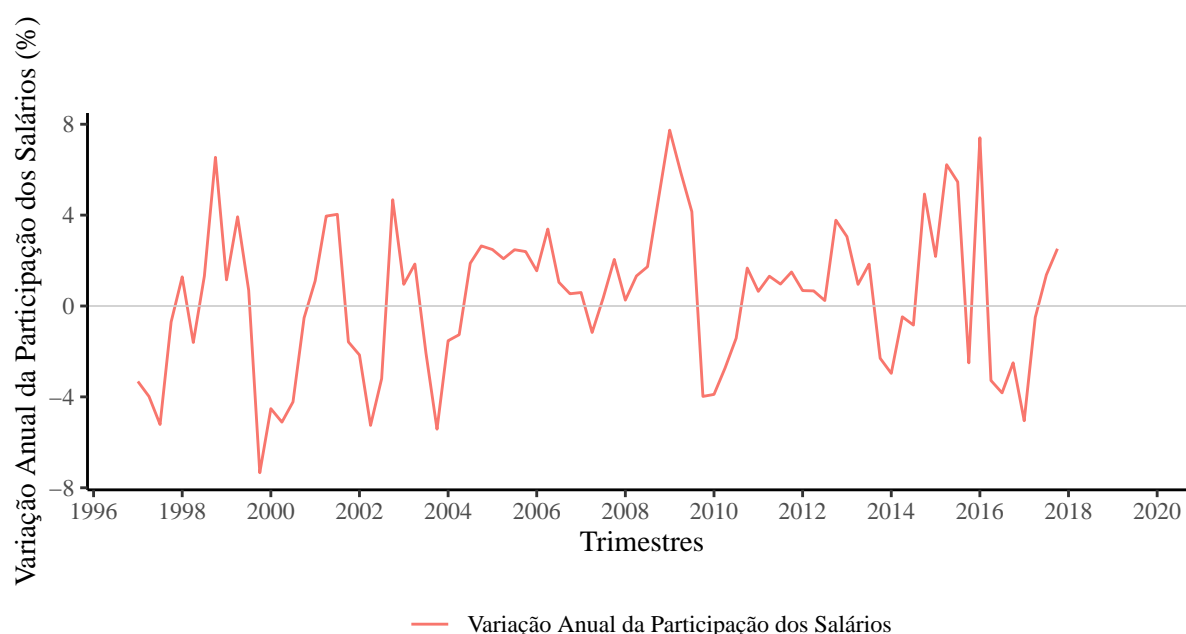
<sup>4</sup>Ver Anexo A1 sobre origem e metodologia dessa série



Elaboração própria sobre dados atualizados de BASTOS (2012). Ver Anexo A1.

**Figura 3.12:** *Participação dos Salários na Renda nos Brasil (1997:Q1 - 2017:Q4)*

A FIGURA 3.13, com a taxa de variação anual de cada trimestre, mostra bem a dinâmica desse longo período de crescimento da participação dos salários. Entre meados de 2004 e meados de 2013, exceptuando o efeito da crise financeira de 2008, apenas em um momento, e de maneira breve, em meados de 2007, a taxa apresenta um valor negativo.



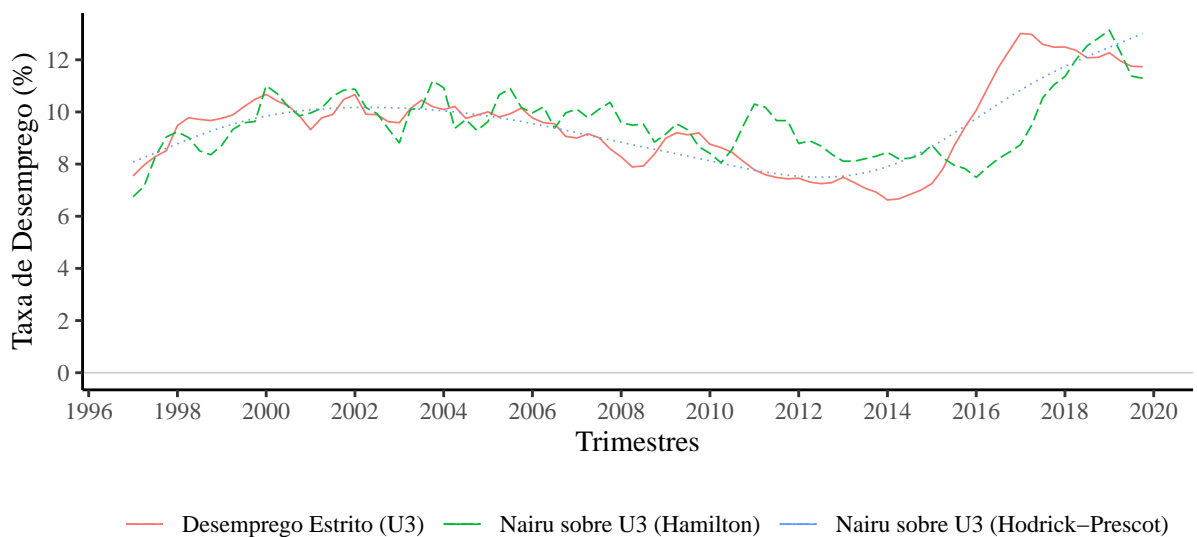
Elaboração própria sobre dados atualizados de BASTOS (2012). Ver Anexo A1.

**Figura 3.13:** *Variação da Participação dos Salários na Renda nos Brasil (1997:Q1 - 2017:Q4)*

### 3.2.3 O lado da Demanda: Emprego e Desemprego na economia - uma apresentação dos dados.

A economia brasileira encerra a década de 90 em um processo de crescente taxa de desemprego, um movimento que se inicia pouco após a implementação do Plano Real e atinge seu pico em torno dos anos 2000, com o desemprego marcando taxas de mais de 10% ao trimestre. Esse pico fica como o platô entre os anos 2000 e 2004, quando, a partir de então, a taxa de desemprego inicia uma linha de queda que quase parece única até o final de 2014. O quase é por conta da crise financeira que em 2009 interrompeu o declínio com um choque visível nos dois primeiros trimestres do ano, elevando a taxa de desemprego em pouco mais de 1,5 p.p.. Logo depois a taxa volta a cair seguindo uma tendência que chega até o início de 2014. (FIGURA 3.14)

Após 2014, o estado de crise política que se estabelece na economia brasileira e que culmina no processo de golpe parlamentar joga a taxa de desemprego para recordes da série, elevando-a de próximo de 7% no último trimestre de 2014 para mais de 13% no primeiro trimestre de 2017.



Elaboração própria sobre dados de IBGE e VAZ e BARREIRA (2016) atualizados. Ver Anexo A1.

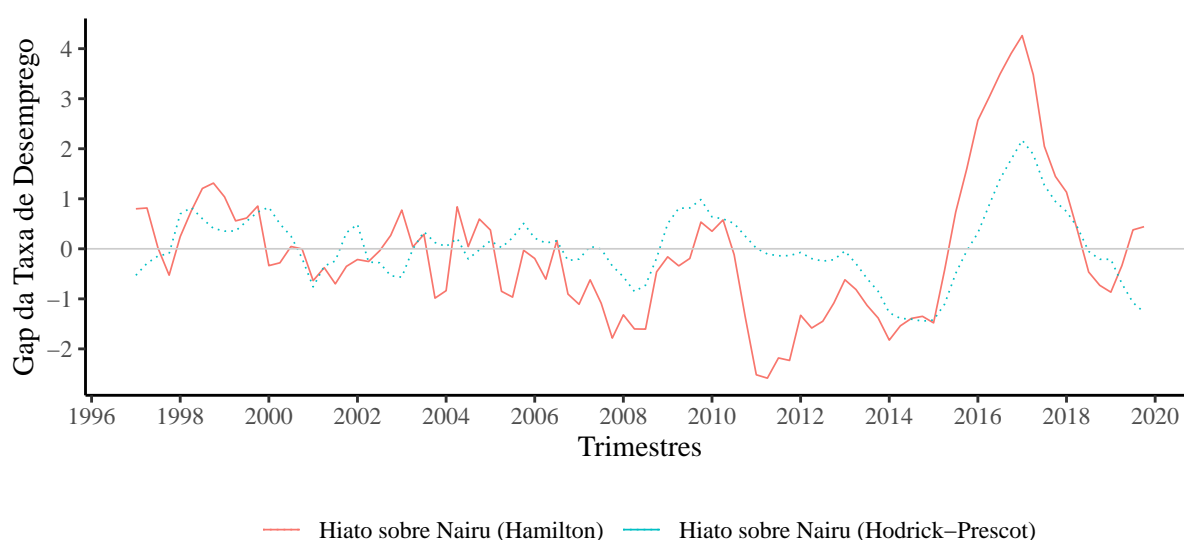
**Figura 3.14:** *Desemprego Trimestral e respectiva Nairu nos Brasil (1997:Q1 - 2019:Q4)*

Dessa forma, da observação dessa série da taxa de desemprego da economia brasileira depreende-se claramente o desafio para os formuladores de políticas públicas que queiram mudar a realidade de uma economia que convive há mais de duas décadas com um nível de desemprego que em seu melhor momento se aproximou de 6,5% e por longos momentos teve como rotina o registro em dois dígitos da sua taxa. Especialmente pós-2014, com a taxa se estabelecendo em um patamar recorde de elevação.

Também por ela que a primeira pergunta feita acima sobre a Curva de Phillips para a economia brasileira é sobre a existência de um trade-off entre inflação e desemprego em uma economia com o desemprego tão elevado, uma vez que os estudos que originaram as pesquisas sobre essa troca expressaram uma maior inelasticidade da inflação em meio à altas taxas de desemprego. Logo, não encontrar uma relação fortemente negativa não seria um resultado estranho. Ainda assim, entre meados de 2007 e o início de 2015 registra-se a inflação acelerando enquanto o desemprego caía seguindo aquele processo de melhoria que começou em 2005. Já entre 2015 e 2016 o desemprego sobe significativamente, mas tendo a companhia da rápida elevação de preços provocada pelo

choque nos preços de energia, uma relação rapidamente revertida pela desaceleração da inflação entre 2016 e fins de 2017 enquanto o desemprego continuou a aumentar.

Adicionalmente, a estimativa da Curva de Phillips pelo Modelo do Triângulo na versão aqui adotada considera o hiato de desemprego, ou emprego, como a variável explicativa pelo vértice da demanda, sendo esse a diferença entre sua taxa natural, mensurada como sua tendência<sup>5</sup>, e seu valor presente, o que pode ser visualizado na FIGURA 3.15.



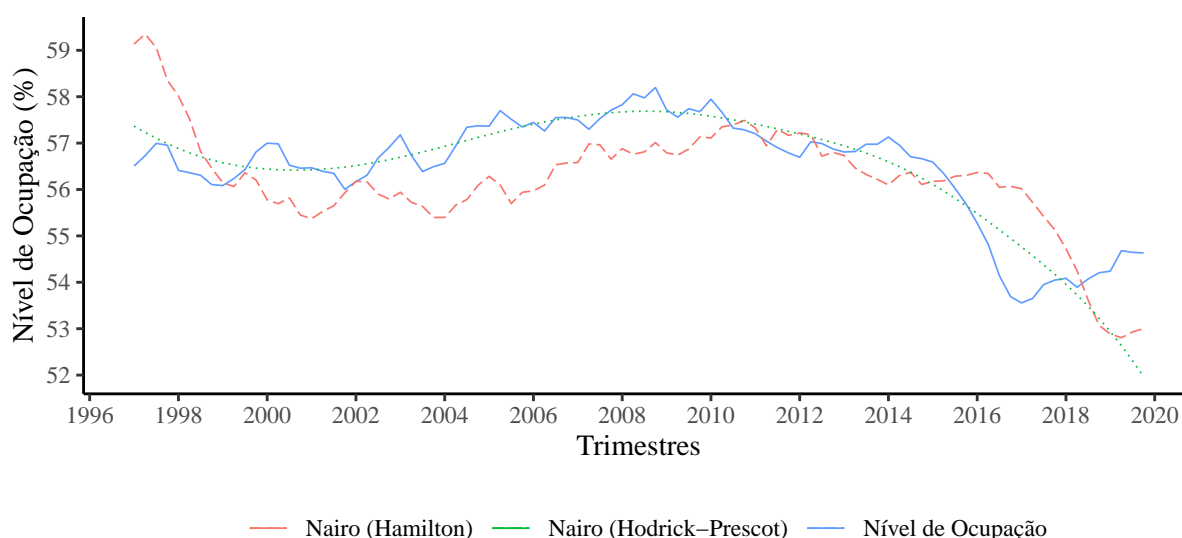
Elaboração própria sobre dados de IBGE e VAZ e BARREIRA (2016) atualizados. Ver Anexo A1 .

**Figura 3.15:** *Gap Trimestral de Desemprego nos Brasil (1997:Q1 - 2019:Q4)*

Quanto à realidade da outra variável que esse trabalho investiga como estimador de demanda para o Modelo do Triângulo, é possível visualizá-la na FIGURA 3.16.

---

<sup>5</sup>Extraída pela aplicação do Filtro Estatístico Hamilton. Ver Anexo A1.



Elaboração própria sobre dados de VAZ e BARREIRA (2016) atualizados. Ver Anexo A1.

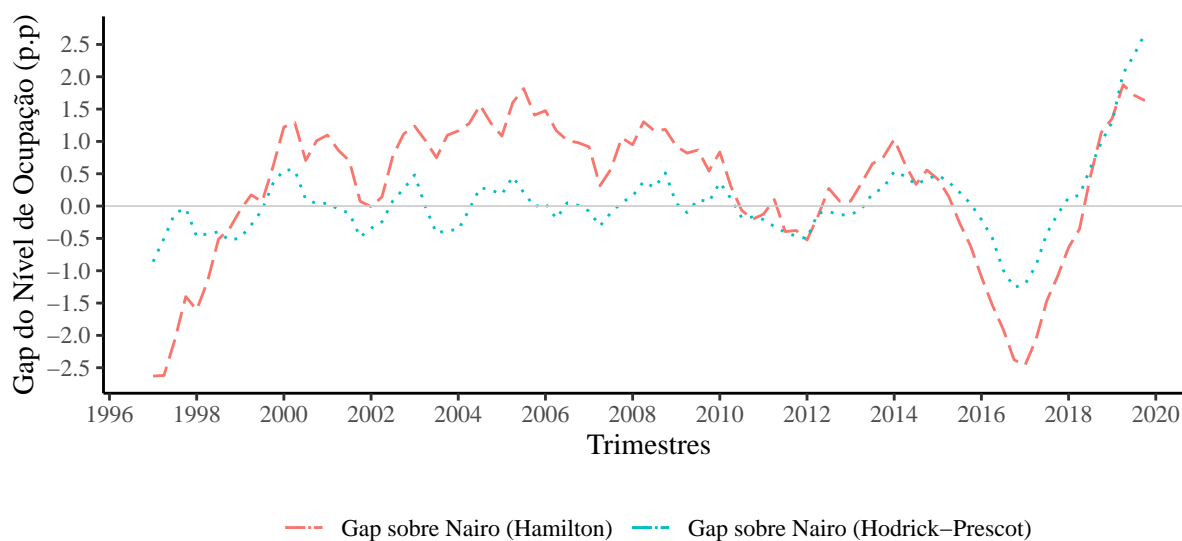
**Figura 3.16:** *Nível de Ocupação Trimestral e respectiva Nairo por filtro Hamilton nos Brasil (1997:Q1 - 2019:Q4)*

Olhando por essa variável, a economia brasileira chega ao final da década de 90 e inicia os anos 2000 com uma relativa estabilidade do nível de ocupação de sua população em idade ativa - flutuando entre 56% e 57% de ocupação. É um novo patamar para a economia, resultante do declínio imediatamente anterior desse indicador que o diminuiu em mais de 2 p.p. pouco depois da implementação do Plano Real. Tal novo patamar parece se manter até 2002, quando se inicia a melhoria econômica que até finais de 2008 leva o nível de ocupação a atingir 58% de ocupação, um aumento que ainda que possa parecer tímido é deveras importante quando observa-se toda a série.

O que acontece em seguida marca uma diferença significativa para a história contada pelos registros da taxa de desemprego vistos acima: enquanto o nível de ocupação cai entre fins de 2009 e 2012, por conta da crise financeira de 2008, nesse mesmo período a taxa de desemprego também está caindo (depois de marcar um aumento entre meados de 2008 e meados de 2009), o que parece um indício que esse comportamento da taxa de desemprego se deu apenas porque aumentou o número de pessoas que desistiu de procurar emprego.

Após esse intervalo, nível de ocupação e taxa de desemprego parecem ter uma relação mais direta, com as duas taxas apresentando um leve sinal de melhora entre 2012 e 2014 e depois piorando significativamente, desemprego subindo, nível de ocupação caindo, até fins de 2016, com a crise político-econômica que se estabeleceu. Nesse momento, a ocupação atinge seu pior valor até o momento, pouco mais de 53%.

Tal como com o hiato de desemprego, experimentar a capacidade explicativa do nível de ocupação na configuração do Modelo do Triângulo adotada nesse trabalho passa também pela construção de seu nível natural, como a tendência da série, e a mensuração da diferença entre esse nível natural e o nível de ocupação registrado em cada momento da série. O resultado pode ser visualizado na FIGURA 3.17.



Elaboração própria sobre dados de VAZ e BARREIRA (2016) atualizados. Ver Anexo A1

**Figura 3.17:** *Gap Trimestral de Ocupação [Nairo por filtro Hamilton] (1997:Q1 - 2019:Q4)*

### 3.3 Estimando o Modelo do Triângulo da Curva de Phillips para a Economia Brasileira

Com os dados apresentados acima é possível estimar as configurações do Modelo do Triângulo aqui investigadas, valendo-se, para tanto, do Método dos Momentos Generalizados (GMM), seguindo seu uso em Arruda, Oliveira, and Castelar (2017) como forma

de lidar com a presença generalizada de heterocedasticidade encontrada nas estimações pelo Método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO)<sup>6</sup>.

Adicionalmente, de maneira a melhor capturar os efeitos da inércia inflacionária, se considera aqui a investigação dos efeitos da inflação passada até 1 ano antes do trimestre de registro da inflação presente, ou seja, o modelo investiga a inflação dos 4 trimestres anteriores como possíveis explicadores da inflação presente<sup>7</sup>. Ressalte-se, ainda, que aqui não se faz uso de variáveis dummies, uma vez que os choques do período devem ser devidamente apreendidos pelos componentes de choques de oferta do Modelo e outros elementos, que porventura os possam justificar, não foram devidamente investigados. Assim, por exemplo, choques de preços de energia devem ser incorporados pelo Efeito Alimentação-Energia e choques cambiais pelo Efeito Preço Relativo dos Importados.

Para esse período de 20 anos de câmbio flutuante não se dispõe aqui de todos os dados de Participação dos Salários na Renda Nacional, apenas até 2017, mas dada a validade de se olhar para todo esse importante período, cabe iniciar, então, o observando sem se valer de tal variável, com o Modelo do Triângulo Tradicional.

Essa configuração do modelo para a estimação por GMM é a seguinte, então:

$$p_t = \alpha(L)p_{t-L} + \beta(D_{t-1} - D_{t-1}^N) + \gamma f_{t-1} + \delta i_{t-1} + \epsilon o_{t-1} + e_t \quad (1)$$

Sendo as letras minúsculas a primeira diferença de logaritmos e as maiúsculas o logaritmo dos níveis; e,

$p$  é o índice de preços ao consumidor;

$L$  é o polinômio operador de lags;

---

<sup>6</sup>Arruda, Oliveira, and Castelar (2017), no entanto, identifica a presença de heterocedasticidade a partir de uma primeira estimação pelo Método das Variáveis Instrumentais usando o teste Pagan-Hall, enquanto aqui se parte de uma primeira estimação por MQO usando o teste Breusch-Pagan. Já a autocorrelação é investigada naquele estudo com o teste Cumby-Huizinga, enquanto neste trabalho com o teste Breusch-Godfrey. Os resultados das regressões por MQO e dos testes de heterocedasticidade, autocorrelação e quebra-estrutural estão apresentados no Anexo H

<sup>7</sup>Nesse sentido, as estimações pelo MQO foram feitas com os 4 últimos trimestres da inflação passada como regressores e as estimações por GMM contaram com esses mesmos trimestres como instrumentos



### CAPÍTULO 3. CURVA DE PHILLIPS DA ECONOMIA BRASILEIRA NA ERA DO CÂMBIO LIVRE E METAS DE INFLAÇÃO

$D$  é a variável de Demanda em sua taxa observada, podendo ser a Taxa de Desemprego ou de Ocupação;

$D^N$  é taxa natural da variável de Demanda; utilizada apenas quando a estimação considera o Hiato;

$f$  é o Efeito Alimentação-Energia;

$i$  é o Efeito Preço Relativo dos Importados;

$o$  é o Efeito Produtividade; e,

$e$  é o termo de erro serialmente não correlacionado.

E os resultados das estimações podem ser vistos na tabela abaixo:

	Hiato de Desemprego	Hiato de Ocupação	Nível de Desemprego	Nível de Ocupação
Intercepto	0.002** (0.001)	0.002* (0.001)	0.009* (0.004)	-0.103** (0.037)
IPCA	0.688** (0.219)	0.723*** (0.216)	0.597* (0.241)	0.608** (0.208)
Hiato de Desemprego	-0.003 (0.003)			
$f$	-0.144 (0.312)	-0.179 (0.321)	-0.014 (0.337)	-0.017 (0.315)
$i$	0.027* (0.013)	0.031* (0.013)	0.026* (0.013)	0.032** (0.012)
$o$	0.006 (0.020)	0.009 (0.021)	-0.011 (0.021)	-0.013 (0.019)
Hiato de Ocupação		0.041 (0.028)		
Nível de Desemprego			-0.006 (0.004)	
Nível de Ocupação				0.060** (0.021)
Criterion function	9918.729	9670.283	9872.032	8188.012
J-Test	8.332	8.123	8.293	6.878
Num. obs.	84	84	84	84

\*\*\* $p < 0.001$ ; \*\* $p < 0.01$ ; \* $p < 0.05$

**Tabela 3.1:** Brasil - 1999:Q1 - 2019:Q4 - Estimções por GMM com tendências geradas por filtro Hamilton

Essas estimções apontam para o forte papel da inércia inflacionária, com a variação do período anterior se perpetuando em 60% a 72% no presente a depender de qual elemento de demanda é considerado. Tais resultados se colocam em linha com os obtidos por Arruda, Oliveira, and Castelar (2017), cuja investigação encontrou coeficientes de

inércia entre 0,52 a 0,69. Adicionalmente, os coeficientes dos interceptos<sup>8</sup>, apesar de pequenos em magnitude, se mostram estatisticamente significantes, o que pode ser lido como um indício de persistência inflacionária.

Os pequenos valores dos coeficientes dessas variáveis de demanda denotam um pequeno papel desse lado do triângulo na inflação do período. De toda forma, seus resultados permitem dois importantes apontamentos.

Um primeiro é sobre uma aparente proximidade entre os valores dos coeficientes de hiato e nível das variáveis do lado da demanda do modelo, o desemprego e a ocupação. Para o desemprego encontrou-se -0,003 para o hiato e -0,006 para o nível. Para a ocupação, 0,041 para o hiato e 0,060 para o nível. Coeficientes pequenos mas com sinais condizentes com a teoria, sendo que o coeficiente para o Nível de Ocupação se apresenta como estatisticamente significativo, o que, de certa forma, deixa indício de incorreta e limitada construção do hiato, uma vez que se espera, teoricamente, que o hiato da taxa registrada para sua taxa natural seja mais relevante do que a própria taxa observada.

Já uma segunda caracterização importante são coeficientes com maiores valores quando a variável em questão é a Ocupação e não o Desemprego, o que se pode ler como uma sinalização de que a Curva de Phillips é capaz de informar melhor quando se usa essa variável.

Quanto ao lado da oferta do Modelo do Triângulo, apenas o Efeito Preço Relativo dos Importados (i) apresentou significância estatística; e o fez para todas as estimações construídas. Ainda que com coeficientes pequenos, é um marco dos efeitos das dinâmicas cambial e dos preços dos importados, especialmente por tratar-se aqui de um arranjo simples, sem inércia específica desse efeito, ou seja, a variável aqui mostra significância para o acontecido com os preços dos importados em moeda nacional já no trimestre anterior.

Ressalte-se que, a dinâmica cambial influencia não somente os preços dos importados como também deve ser determinante dos preços de alimentação e energia, dado o caráter exportador de alimentos e importador de combustível da economia brasileira.

---

<sup>8</sup>Curiosamente o coeficiente do intercepto quando se considera o Nível de Ocupação apresenta sinal inverso aos apresentados nas outras estimações

Por seu turno, os Efeitos Alimentação e Energia (f) e Produtividade (O) aparecem associados à coeficientes pequenos e sem registro de significância estatística. O primeiro, adicionalmente, apresenta os coeficientes com o sinal inverso ao esperado, indicando uma relação negativa e não direta como se espera de sua definição.

De toda forma, pode ser prematuro diminuir a importância de tais variáveis para a dinâmica inflacionária brasileira uma vez que não se pode descartar que haja um efeito inercial dessas que esteja sendo apreendido pela inércia do próprio índice de inflação, dado que as estimações de seus coeficientes as consideram em seus resultados no trimestre anterior, deixando qualquer possível reverberação temporal adicional fora do alcance da estimação ou absorvida pelo componente inercial do próprio índice de preços, aqui ajustado para o período de 1 ano. Nesse sentido, é possível conjecturar que a inércia inflacionária também diga respeito à dinâmica de disseminação dos choques de oferta pelos seus respectivos mercados, cada um com sua lógica e história, e não somente à indexação e conflito distributivo.

Quanto à aplicação do Modelo do Triângulo em sua versão estruturalista, com a Participação dos Salários na Renda sendo investigada como elemento explicativo da inflação, optou-se aqui pela retirada do Efeito Produtividade como forma de evitar a teórica multicolinearidade entre as duas variáveis. Assim, o modelo assume a seguinte forma:

$$p_t = \alpha(L)p_{t-1} + \beta(L)(D_{t-1} - D_{t-1}^N) + \gamma f_{t-1} + \delta i_{t-1} + \zeta w_{t-1} + e_t \quad (2)$$

Se diferenciando de (1) pela inclusão da Participação dos Salários na Renda Nacional ( $w$ ) e exclusão do Efeito Produtividade ( $o$ ).

Abaixo se pode observar os resultados das estimações por GMM para o período 1999 a 2017.

CAPÍTULO 3. CURVA DE PHILLIPS DA ECONOMIA BRASILEIRA NA ERA DO CÂMBIO LIVRE E METAS DE INFLAÇÃO

	Hiato de Desemprego	Hiato de Ocupação	Nível de Desemprego	Nível de Ocupação
Intercepto	0.003*** (0.001)	0.003*** (0.001)	0.007 (0.004)	-0.092* (0.043)
IPCA	0.533* (0.240)	0.496* (0.245)	0.529* (0.246)	0.566* (0.253)
Hiato de Desemprego	-0.003 (0.003)			
f	0.091 (0.354)	0.118 (0.366)	0.083 (0.356)	-0.010 (0.382)
i	0.027* (0.012)	0.028* (0.012)	0.025 (0.013)	0.027* (0.012)
w	0.051 (0.045)	0.046 (0.044)	0.045 (0.045)	0.042 (0.043)
Hiato de Ocupação		0.043 (0.027)		
Nível de Desemprego			-0.004 (0.004)	
Nível de Ocupação				0.054* (0.024)
Criterion function	11023.818	9909.312	10761.686	9575.940
J-Test	8.378	7.531	8.179	7.278
Num. obs.	76	76	76	76

\*\*\* $p < 0.001$ ; \*\* $p < 0.01$ ; \* $p < 0.05$

**Tabela 3.2:** Brasil - 1999:Q1 - 2017:Q4 - Estimacões por GMM com tendências geradas por filtro Hamilton

Nesse arranjo, a Participação dos Salários não apresenta significância estatística, registrando valores de coeficientes entre 0,042 e 0,051, com os mais elevados quando a variável de demanda considerada é o Desemprego. Contudo, vale anotar que a variável foi inserida nas estimacões como variação trimestral simples, e também sem defasagens, o que deixa espaço para investigacões que a abordem de outras maneiras.

Os outros resultados, de maneira geral, são bastante similares, registrando com significância estatística a importância da inércia do indicador de inflação, da demanda, quando essa é a Ocupação considerada em nível - e não como hiato para uma taxa natural construída pela aplicacão do filtro estatístico Hamilton e do Efeito Preço Relativo dos Importados (i).

Vale ressaltar que para esse período e configurações das estimacões, a inércia do indicador de inflação apresenta menores coeficientes e que se apresentam menos discrepantes entre si, mas também menores níveis de confiança de suas estimacões. Ainda assim a inflação passada seria a responsável por cerca de 50% da inflação presente.

Outros experimentos para esses períodos foram realizados com a mudançã do método de filtragem estatística de Hamilton para a Hodrick-Prescot, a fim de adicionar mais uma

camada comparativa; nesse caso, com a adoção dessa ferramenta que foi amplamente usada para o fim de encontrar as tendências de variáveis econômicas, que para o Desemprego e Ocupação são tidas como suas taxas de não aceleração inflacionária.

Os resultados, contudo, como vistos abaixo, mostram que não há diferença significativa para o papel da Demanda em relação ao uso do Filtro Hamilton, com os coeficientes dos hiatos de Desemprego e Ocupação apresentando quase os mesmos pequenos valores e sem significância estatística. Também há pouca ou quase nenhuma diferença para os coeficientes do Efeito Preços dos Importados, que, todavia, perdem a significância estatística apenas para o período 1999-2019.

No entanto, há uma nova perspectiva para os coeficientes de Inércia e Efeito Produtividade.

Com a nova tendência de produtividade gerada pelo filtro Hodrick-Prescot, registra-se para o Efeito Produtividade coeficientes bem mais elevados e com significância estatística ao passo que os coeficientes de inércia se mostram menores e sem essa significância. Ou seja, desse novo ponto de vista, houve um papel para a produtividade no período e um peso bem menor para a inércia inflacionária.

	Hiato de Desemprego	Hiato de Ocupação	Nível de Desemprego	Nível de Ocupação
Intercepto	0.003*** (0.001)	0.003*** (0.001)	0.009** (0.004)	-0.093** (0.035)
IPCA	0.293 (0.265)	0.285 (0.269)	0.219 (0.216)	0.276 (0.231)
Hiato de Desemprego	-0.014 (0.008)			
f	0.233 (0.387)	0.283 (0.412)	0.373 (0.343)	0.319 (0.368)
i	0.023 (0.013)	0.023 (0.012)	0.023 (0.013)	0.030* (0.013)
o	-0.137*** (0.035)	-0.153*** (0.037)	-0.119*** (0.031)	-0.113** (0.035)
Hiato de Ocupação		0.038 (0.054)		
Nível de Desemprego			-0.006 (0.003)	
Nível de Ocupação				0.055** (0.020)
Criterion function	12858.591	13058.653	9177.246	7968.374
J-Test	10.801	10.969	7.709	6.693
Num. obs.	84	84	84	84

\*\*\*  $p < 0.001$ ; \*\*  $p < 0.01$ ; \*  $p < 0.05$

**Tabela 3.3:** Brasil - 1999:Q1 - 2019:Q4 - Estimacões por GMM com tendências geradas por filtro Hodrick-Prescot

	Hiato de Desemprego	Hiato de Ocupação
Intercepto	0.003*** (0.001)	0.004*** (0.001)
IPCA	0.501* (0.243)	0.489* (0.245)
Hiato de Desemprego	-0.012 (0.007)	
f	0.086 (0.351)	0.073 (0.408)
i	0.026* (0.013)	0.029* (0.013)
w	0.045 (0.045)	0.052 (0.047)
Hiato de Ocupação		0.149 (0.103)
Criterion function	11500.974	10771.817
J-Test	8.741	8.187
Num. obs.	76	76

\*\*\* $p < 0.001$ ; \*\* $p < 0.01$ ; \* $p < 0.05$

**Tabela 3.4:** *Brasil - 1999:Q1 - 2017:Q4 - Estimções por GMM com tendências geradas por filtro Hodrick-Prescot*

Conta a favor dessa interpretação a significativa queda de produtividade observada desde 1997, da qual se espera, em teoria, ter se transformado em uma tendencial pressão inflacionária dos preços de produtos produzidos nacionalmente. Pesam contra, contudo, os indícios encontrados na literatura de uma inércia inflacionária maior, em linha com os encontrados quando se usa o filtro Hamilton, e as conhecidas críticas feitas ao uso do filtro Hodrick-Prescot.

Nesse sentido, as estimções que se valem do filtro Hamilton parecem melhor amparadas pelo seu método e alguns outros elementos já apresentados na literatura sobre o tema.

### 3.4 Conclusões

As diversas metodologias das Curvas de Phillips já construídas para o Brasil são um bom exemplo das dificuldades que as teorias enfrentam quando buscam experimentar suas aplicações, em especial à economia brasileira. Além de dificuldades metodológicas comuns ao desafio de aplicar certas teorias, como é o caso de buscar mensurar variáveis não-observadas, como as taxas naturais, por exemplo, a economia brasileira sofre com a ausência de um adequado, e necessário, sistema de registros de dados, com poucas informações, séries interrompidas etc.

Nesse sentido, o surgimento de novas séries de dados razoavelmente longas, como as aqui utilizadas séries de Desemprego e Ocupação, que se iniciam nos primórdios dos anos 90 - o que é um feito e tanto para a economia brasileira realizado por Ottoni, Vaz, and Cabral Barreira (2016) -, tiveram um papel central em permitir um novo olhar sobre a realidade desse período de 20 anos de adoção do Regime de Câmbio Flutuante e do Sistema de Metas de Inflação. E certamente é possível avançar no futuro a partir das estimações aqui realizadas com a disposição de mais dados e novos tratamentos ou abordagens para a cesta de variáveis aqui utilizada.

Ainda que séries mais longas terão de lidar com o problema da hiperinflação vigente até meados da década de 90, possivelmente ampliarão o entendimento de como cada variável do modelo acontece. Também séries com maior frequência, bimestral ou trimestral, ou mesmos com uma espacialidade desagregada para as regiões metropolitanas, se puderem ser construídas, podem jogar novas luzes sobre a dinâmica inflacionária.

Por exemplo, a Participação dos Salários na Renda Nacional aqui utilizada, trabalhada pioneiramente com uma regularidade menor que a anual por Bastos (2012), é uma série que pode ser revisitada para que se avalie a possibilidade de se construir uma série sem uma grande defasagem para o presente ou que tenha regularidade mensal, o que permitiria que todo o sistema de dados aqui utilizado pudesse ser trabalhado nas estimações com essa frequência.

Enfim, em termos de experimentos metodológicos, a partir da plataforma aqui utilizada do Modelo do Triângulo muito ainda pode ser feito para se ampliar o entendimento dos seus componentes e como afetam a Inflação.

Nessa configuração, os resultados encontrados parecem em linha com os apontamentos da literatura nacional sobre o tema, onde a inércia inflacionária parece ter o papel mais expressivo na sua dinâmica e os efeitos dos choques de preços de importados, em muito determinados pela Taxa de Câmbio, também são notáveis.

Destaque ainda para os resultados relativos à demanda quando essa é o Nível de Ocupação, com coeficientes ainda que pequenos um pouco maiores e com significância estatística aos observados para as outras variáveis testadas, o que pode ser lido como

indício de que a variável relacionada à Ocupação pode ser utilizada para acompanhar melhor o comportamento da inflação que as variáveis relacionadas ao Desemprego e que as mensurações dos Hiatos de Demanda, através da utilização do filtro estatístico para a construção das tendências das séries, podem estar equivocadas.

Nesse sentido, as diferenças observadas entre os usos dos filtros Hamilton e Hodrick-Prescot não alteraram significativamente o papel da Demanda, apenas adicionando discussão sobre o Efeito Produtividade e a força da inércia do índice de preços.

Para os choques de oferta advindos dos preços de Alimentação e Energia e para os efeitos da mudança na Participação dos Salários na Renda Nacional, ainda que alguns resultados tenham apontado valores de coeficiente maiores que os de outros elementos, eles não se mostraram estatisticamente significantes, o que não significa que possam ser descartados imediatamente por incapacidade de explicar a inflação do período, posto a simplicidade das configurações aqui estimadas.

De fato, as configurações aqui estimadas são bastante simples, com especificações das variáveis feitas com pouca ou nenhuma defasagem e sem variáveis “dummies”, uma forma de avaliar suas capacidades básicas e que deixa espaço para estudos mais específicos de “ajustes finos” com o intuito de melhorar a compreensão dos dados disponíveis através de modelos mais complexos ou comparações com períodos melhor delimitados por suas características, como por exemplo uma abordagem que busque considerar a possível quebra estrutural que se apresenta nos testes aplicados sobre as estimações por MQO<sup>9</sup>. Tal simplicidade, contudo, torna ainda mais interessantes alguns resultados aqui apresentados.

---

<sup>9</sup>Ver Anexo H





## **A**

# **Guia para replicação das variáveis para a economia estadunidense.**

### 1. Inflação

1.1 Inflação total Indicador: Personal Consumption Expenditures Price Index - PCEPI

Regularidade: Mensal

Ajustado Sazonalmente: Sim

Unidade: Número índice (2012 = 100)

Produzido por: Bureau of Economic Analysis - BEA.

Série original disponível em: <https://fred.stlouisfed.org/series/PCEPI>

1.2 Núcleo de Inflação (Inflação menos Alimentação e Energia)

Indicador: Personal Consumption Expenditures Excluding Food and Energy - PCEPILFE

Regularidade: Mensal

Ajustado Sazonalmente: Sim

Unidade: Número índice (2012 = 100)

Produzido por: Bureau of Economic Analysis – BEA.

Série original disponível em: <https://fred.stlouisfed.org/series/PCEPILFE>

### 2. Desemprego

## 2.1 Desemprego

Indicador: Unemployment Rate

Regularidade: Mensal

Ajustado Sazonalmente: Sim

Unidade: Percentual

Produzido por: Bureau of Labor Statistics – BLS.

Série original disponível em: <https://fred.stlouisfed.org/series/UNRATE>

## 2.2 Desemprego amplo

Indicador: Total Unemployed, Plus All Persons Marginally Attached to the Labor Force, Plus Total Employed Part Time for Economic Reasons, as a Percent of the Civilian Labor Force Plus All Persons Marginally Attached to the Labor Force (U-6)

Regularidade: Mensal

Ajustado Sazonalmente: Sim

Unidade: Percentual

Produzido por: Bureau of Labor Statistics – BLS.

Série original disponível em: <https://fred.stlouisfed.org/series/U6RATE>

## 3. Nível de Ocupação

3.1 Nível de Ocupação Indicador: Employment Population Ratio

Regularidade: Mensal

Ajustado Sazonalmente: Sim

Unidade: Percentual

Produzido por: Bureau of Labor Statistics – BLS.

Série original disponível em: <https://fred.stlouisfed.org/series/EMRATIO>

## 4. Participação dos Salários na Renda

Indicador: Nonfarm Business Sector: Labor Share

Regularidade: Trimestral

Ajustado Sazonalmente: Sim

Unidade: Número índice (2012 = 100)

Produzido por: Bureau of Labor Statistics – BLS.

Série original disponível em: <https://fred.stlouisfed.org/series/PRS85006173>

#### 5. Preço de Importados Não-Alimentação e Não-Combustível.

Indicador: Price Indexes for Exports and Imports of Goods and Services by Type of Product [exceto Alimentação e Combustíveis] Regularidade: Trimestral

Ajustado Sazonalmente: Sim

Unidade: Número índice (2012 = 100)

Produzido por: Cálculo do autor sobre a série “Price Indexes for Exports and Imports of Goods and Services by Type of Product” produzida pelo Bureau of Economic Analysis - BEA.

Série original disponível em: <https://apps.bea.gov/iTable/iTable.cfm?reqid=19&step=2#reqid=19&step=2&isuri=1&1921=survey> Metodologia de cálculo da série: Para o cálculo da série é utilizada uma proxy, uma vez que o BEA não calcula e disponibiliza tal agregação. Para tanto, toma-se os dados de índice de preço de importação detalhados por produtos excluindo Alimentação e Combustível (“Foods, feeds, and beverages” e “Petroleum and products”) e se repondera por seu peso na pauta importadora também excluindo dela aqueles tipos de produtos (valor de importação do setor/total de todos os setores restantes).

#### 6. Produtividade

Indicador: Nonfarm Business Sector: Real Output Per Hour of All Persons.

Regularidade: Trimestral

Ajustado Sazonalmente: Sim

Unidade: Número índice (2012 = 100)

Produzido por: Bureau of Labor Statistics – BLS.

Série original disponível em: <https://fred.stlouisfed.org/series/OPHNFB>

## 7. Recessões

Indicador: NBER based Recession Indicators for the United States from the Period following the Peak through the Trough.

Regularidade: Trimestral

Ajustado Sazonalmente: Não

Unidade: Binário

Produzido por: The National Bureau of Economic Research (NBER).

Série original disponível em: <https://fred.stlouisfed.org/series/USRECQ>

## **B**

# **Guia para replicação das variáveis para a economia brasileira.**

### 1. Inflação

1.1 Inflação total Indicador: Índice de Preços ao Consumidor Amplo – IPCA.

Regularidade original: Mensal

Ajustado Sazonalmente: Sim (pelo autor)

Unidade: Número índice (dezembro/93 = 100)

Produzido por: Pesquisa Mensal de Preços - Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE

Série original disponível em:

<https://sidra.ibge.gov.br/tabela/1737> - Brasil (1980 - )

[ftp://ftp.ibge.gov.br/Precos\\_Indices\\_de\\_Precos\\_ao\\_Consumidor/  
Numeros\\_Indices/Numind\\_INPC\\_IPCA/](ftp://ftp.ibge.gov.br/Precos_Indices_de_Precos_ao_Consumidor/Numeros_Indices/Numind_INPC_IPCA/) - Regiões Metropolitanas e Municípios (1994 - )

1.2 Núcleo de Inflação (Inflação menos Alimentação e Energia) Indicador: Índice de Preços ao Consumidor Amplo – IPCA menos Subitens selecionados de Alimentação e Energia

Regularidade original: Mensal

Ajustado Sazonalmente: Sim (pelo autor)

Unidade: Número índice (dezembro/93 = 100)

Produzido por: Cálculo do autor sobre dados da Pesquisa Mensal de Preços - Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE.

Série original disponível em:

<https://sidra.ibge.gov.br/tabela/1737> - Brasil (1980 - )

[ftp://ftp.ibge.gov.br/Precos\\_Indices\\_de\\_Precos\\_ao\\_Consumidor/  
Numeros\\_Indices/Numind\\_INPC\\_IPCA/](ftp://ftp.ibge.gov.br/Precos_Indices_de_Precos_ao_Consumidor/Numeros_Indices/Numind_INPC_IPCA/) - Regiões Metropolitanas e Municípios  
(1994 - )

Metodologia de cálculo da série: Dado que o IBGE não divulga esse indicador, tal série é construída pelo autor a partir da exclusão dos Subgrupos “Alimentação no Domicílio” e “Combustíveis e Energia”, do Item “Combustíveis de Veículos” e do Subitem “Óleo Lubrificante”. Isso é possível a partir da decomposição da variação mensal pela participação ponderada de cada elemento da estrutura do índice por seu respectivo peso mensal e nova totalização do índice sem os elementos excluídos.

## 2. Desemprego

### 2.1 Desemprego restrito

Indicador: Taxa de Desemprego

Regularidade original: Mensal

Ajustado Sazonalmente: Sim

Unidade: Percentual

Produzido por: Vaz e Barreira (2016) sobre dados da Pesquisa Mensal de Emprego – PME, da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios - PNAD, e da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua– PNADc. Dados atualizados até 2020 gentilmente disponibilizados pelos criadores da série. Série disponível em:  
Mediante solicitação aos criadores da série, Vaz e Barreira (2016).

## 3. Ocupação

3.1 Nível de Ocupação Indicador: Nível de Ocupação (participação da população ocupada em relação à população em idade ativa) Regularidade original: Mensal

Ajustado Sazonalmente: Não

Unidade: Percentual

Produzido por: Cálculo do autor sobre séries “População em Idade Ativa” e “População Ocupadas” produzidas por Vaz e Barreira (2016) sobre dados da Pesquisa Mensal de Emprego – PME, da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios - PNAD, e da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua- PNADc. Dados atualizados até 2020 gentilmente disponibilizados pelos criadores das séries. Séries originais disponíveis em: Mediante solicitação aos criadores da série, Vaz e Barreira (2016).

#### 4. Participação dos Salários na Renda

Indicador: Massa salarial nominal sobre PIB nominal ajustadas às Contas Nacionais anuais pelo o método de Denton.

Regularidade original: Trimestral

Ajustado Sazonalmente: Sim (pelo autor)

Unidade: Percentual

Produzido por: Bastos (2012) sobre dados da Pesquisa Mensal de Emprego – PME, da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua- PNADc e do Sistema de Contas Nacionais. Dados atualizados até 2017 gentilmente disponibilizados pelo criador da série. Série original disponível em:  
Mediante solicitação ao criador da série, Bastos (2012).

#### 5. Preço de Importados [exceto Alimentação e Combustíveis].

Indicador: Índice de Preços de Importados [exceto Alimentação e Combustíveis] em Moeda Nacional (Real) Regularidade original: Mensal

Ajustado Sazonalmente: Sim (pelo autor)

Unidade: Número Índice (jan/97 = 100) Produzido por: Cálculo do autor sobre a



série “Índice de Preço das Importações Brasileiras segundo setores CNAE 2.0” produzida pela Fundação Centro de Estudos de Comércio Exterior - FUNCEX.

Base original disponível em: <http://www.funcexdata.com.br/>

Metodologia de cálculo da série: Para o cálculo da série é utilizada uma proxy, uma vez que a FUNCEX não calcula e disponibiliza tal agregação. Para tanto, tomam-se os dados de índice de preço de importação detalhados por Setores CNAE 2.0 excluindo os setores Alimentação e Combustível e os reponderando por seu peso na pauta importadora também recalculada sem tais setores (valor de importação do setor/total de todos os setores restantes).

## 6. Produtividade

Indicador: Razão entre a Produção e o Número de Horas Trabalhadas na Produção na Indústria de Transformação.

Regularidade original: Mensal

Ajustado Sazonalmente: Sim (pelo autor)

Unidade: Número Índice (1985 = 100)

Produzido por: Cálculo do autor seguindo metodologia do cálculo de Produtividade da série “Índice de taxa de câmbio real corrigida pela produtividade” do Banco Central – BACEN, sobre dados da Pesquisa Industrial Mensal de Produção Física - PIM-PF do IBGE, da Pesquisa Industrial Mensal de Emprego e Salário – PIMES do IBGE e da pesquisa Produtividade na Indústria da Confederação Nacional da Indústria – CNI.

Série original disponível em: [www.ibge.gov.br](http://www.ibge.gov.br) [www.cni.org.br](http://www.cni.org.br) Metodologia de cálculo da série: A série consiste da razão entre o índice de produção física e o índice de número de horas pagas na Indústria de Transformação. O Índice de Produção Física surge do encadeamento das duas séries advindas da Pesquisa Industrial Mensal - Produção Física - PIM-PF (série com base = “média de 1991=100” encadeada

pela variação da série com base = “média de 2012=100”). Já Índice de Número de Horas Pagas é resultado do encadeamento de séries de três pesquisas: 1. Pesquisa Industrial Mensal - PIM (Média de 1985 = 100); 2. Pesquisa Industrial Mensal de Emprego e Salário - PIMES (jan/01 = 100); e, 3. Produtividade na Indústria - CNI. Todas séries produzidas pelo IBGE, exceto a CNI - Indicadores Industriais, produzida pela Confederação Nacional da Indústria – CNI. O cálculo do autor segue a mesma metodologia do cálculo realizado na série do BACEN mas com duas diferenças, pois restringe o cálculo à Indústria de Transformação e encadeia as séries seguindo a lógica temporal da mais velha ser ajustada pela variação da série mais nova.



# C

## Testes de Estacionaridade para variáveis da economia estadunidense

### C.1 Inflação (1967:Q2 - 2019:Q4)

```
##
## #####
## # Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
## #####
##
## Test regression none
##
##
## Call:
## lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 - 1 + z.diff.lag)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.0112673 -0.0006260  0.0002141  0.0010081  0.0054474
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## z.lag.1      -0.05182    0.02446  -2.118 0.035357 *
## z.diff.lag  -0.23024    0.06738  -3.417 0.000762 ***
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.001629 on 207 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.08574,    Adjusted R-squared:  0.0769
## F-statistic: 9.706 on 2 and 207 DF,  p-value: 9.352e-05
##
##
## Value of test-statistic is: -2.1181
##
## Critical values for test statistics:
##      1pct  5pct 10pct
## tau1 -2.58 -1.95 -1.62
##
## #####
## # Phillips-Perron Unit Root Test #
## #####
```

## APÊNDICE C. TESTES DE ESTACIONARIDADE PARA VARIÁVEIS DA ECONOMIA ESTADUNIDENSE

---

```
##
## Test regression with intercept
##
##
## Call:
## lm(formula = y ~ y.l1)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.0114374 -0.0009156 -0.0000021  0.0008732  0.0048365
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept)  0.0006687  0.0001856   3.603 0.000393 ***
## y.l1         0.8200904  0.0397038  20.655 < 2e-16 ***
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.001627 on 208 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.6723, Adjusted R-squared:  0.6707
## F-statistic: 426.6 on 1 and 208 DF,  p-value: < 2.2e-16
##
##
## Value of test-statistic, type: Z-alpha is: -30.4246
##
##      aux. Z statistics
## Z-tau-mu          3.2674

##
## #####
## # Zivot-Andrews Unit Root Test #
## #####
##
##
## Call:
## lm(formula = testmat)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.0106652 -0.0007959 -0.0000192  0.0008910  0.0045984
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept)  2.713e-03  4.291e-04   6.323 1.57e-09 ***
## y.l1         6.261e-01  5.231e-02  11.967 < 2e-16 ***
## trend       -3.496e-06  2.878e-06  -1.215  0.22578
## du          -1.338e-03  4.117e-04  -3.251  0.00134 **
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.001533 on 206 degrees of freedom
## (1 observation deleted due to missingness)
```

## APÊNDICE C. TESTES DE ESTACIONARIDADE PARA VARIÁVEIS DA ECONOMIA ESTADUNIDENSE

---

```
## Multiple R-squared: 0.7117, Adjusted R-squared: 0.7076
## F-statistic: 169.6 on 3 and 206 DF, p-value: < 2.2e-16
##
##
## Teststatistic: -7.1479
## Critical values: 0.01= -5.34 0.05= -4.8 0.1= -4.58
##
## Potential break point at position: 62
```

```
##
## #####
## # KPSS Unit Root Test #
## #####
##
## Test is of type: mu with 4 lags.
##
## Value of test-statistic is: 2.3597
##
## Critical value for a significance level of:
##          10pct 5pct 2.5pct 1pct
## critical values 0.347 0.463 0.574 0.739
```

### C.2 Desemprego (1967:Q2 - 2019:Q4)

```
##
## #####
## # Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
## #####
##
## Test regression none
##
##
## Call:
## lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 - 1 + z.diff.lag)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.038894 -0.010283 -0.001282  0.009578  0.067907
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## z.lag.1      -0.0006903  0.0015043  -0.459    0.647
## z.diff.lag   0.6408301  0.0533488  12.012 <2e-16 ***
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.01692 on 207 degrees of freedom
## Multiple R-squared: 0.4109, Adjusted R-squared: 0.4052
## F-statistic: 72.2 on 2 and 207 DF, p-value: < 2.2e-16
##
##
```

## APÊNDICE C. TESTES DE ESTACIONARIDADE PARA VARIÁVEIS DA ECONOMIA ESTADUNIDENSE

---

```
## Value of test-statistic is: -0.4589
##
## Critical values for test statistics:
##      1pct  5pct 10pct
## tau1 -2.58 -1.95 -1.62

##
## #####
## # Phillips-Perron Unit Root Test #
## #####
##
## Test regression with intercept
##
##
## Call:
## lm(formula = y ~ y.l1)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.037110 -0.013346 -0.005135  0.006993  0.098729
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept)  0.01207    0.01013   1.192   0.235
## y.l1         0.98412    0.01303  75.508 <2e-16 ***
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.02191 on 208 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.9648, Adjusted R-squared:  0.9646
## F-statistic: 5701 on 1 and 208 DF, p-value: < 2.2e-16
##
##
## Value of test-statistic, type: Z-alpha is: -10.3577
##
##      aux. Z statistics
## Z-tau-mu          2.1996

##
## #####
## # Zivot-Andrews Unit Root Test #
## #####
##
##
## Call:
## lm(formula = testmat)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.045208 -0.014007 -0.003358  0.007269  0.092630
##
```

## APÊNDICE C. TESTES DE ESTACIONARIDADE PARA VARIÁVEIS DA ECONOMIA ESTADUNIDENSE

---

```
## Coefficients:
##           Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept) 1.503e-02 1.054e-02  1.426 0.15551
## y.l1        9.684e-01 1.437e-02 67.374 < 2e-16 ***
## trend       -8.078e-05 2.704e-05 -2.987 0.00316 **
## du          1.862e-02 8.415e-03  2.213 0.02798 *
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.0215 on 206 degrees of freedom
## (1 observation deleted due to missingness)
## Multiple R-squared:  0.9664, Adjusted R-squared:  0.9659
## F-statistic: 1977 on 3 and 206 DF, p-value: < 2.2e-16
##
##
## Teststatistic: -2.1999
## Critical values: 0.01= -5.34 0.05= -4.8 0.1= -4.58
##
## Potential break point at position: 11

##
## #####
## # KPSS Unit Root Test #
## #####
##
## Test is of type: mu with 4 lags.
##
## Value of test-statistic is: 0.254
##
## Critical value for a significance level of:
##           10pct 5pct 2.5pct 1pct
## critical values 0.347 0.463 0.574 0.739
```

### C.3 Desemprego Amplo (1997:Q1 - 2019:Q4)

```
##
## #####
## # Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
## #####
##
## Test regression none
##
##
## Call:
## lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 - 1 + z.diff.lag)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.041457 -0.007664  0.000750  0.006517  0.034586
##
## Coefficients:
```



## APÊNDICE C. TESTES DE ESTACIONARIDADE PARA VARIÁVEIS DA ECONOMIA ESTADUNIDENSE

---

```
##           Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## z.lag.1    -0.0005546  0.0013220  -0.419    0.676
## z.diff.lag  0.7325048  0.0722013  10.145  <2e-16 ***
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.01261 on 88 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.5415, Adjusted R-squared:  0.5311
## F-statistic: 51.96 on 2 and 88 DF,  p-value: 1.257e-15
##
##
## Value of test-statistic is: -0.4195
##
## Critical values for test statistics:
##      1pct  5pct 10pct
## tau1 -2.6 -1.95 -1.61

##
## #####
## # Phillips-Perron Unit Root Test #
## #####
##
## Test regression with intercept
##
##
## Call:
## lm(formula = y ~ y.l1)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.022075 -0.010396 -0.004023  0.004569  0.073943
##
## Coefficients:
##           Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept) 0.0009731  0.0167995   0.058   0.954
## y.l1        0.9976186  0.0166936  59.761  <2e-16 ***
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.01849 on 89 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.9757, Adjusted R-squared:  0.9754
## F-statistic: 3571 on 1 and 89 DF,  p-value: < 2.2e-16
##
##
## Value of test-statistic, type: Z-alpha is: -2.3399
##
##           aux. Z statistics
## Z-tau-mu           0.8636

##
## #####
```

## APÊNDICE C. TESTES DE ESTACIONARIDADE PARA VARIÁVEIS DA ECONOMIA ESTADUNIDENSE

---

```
## # Zivot-Andrews Unit Root Test #
## #####
##
##
## Call:
## lm(formula = testmat)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.022450 -0.010503 -0.002912  0.004758  0.069683
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept)  0.0293035  0.0182959   1.602  0.11286
## y.l1         0.9642947  0.0208219  46.312 < 2e-16 ***
## trend        0.0002594  0.0001409   1.841  0.06902 .
## du           -0.0273493  0.0080838  -3.383  0.00108 **
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.01721 on 87 degrees of freedom
## (1 observation deleted due to missingness)
## Multiple R-squared:  0.9794, Adjusted R-squared:  0.9787
## F-statistic: 1380 on 3 and 87 DF, p-value: < 2.2e-16
##
##
## Teststatistic: -1.7148
## Critical values: 0.01= -5.34 0.05= -4.8 0.1= -4.58
##
## Potential break point at position: 68

##
## #####
## # KPSS Unit Root Test #
## #####
##
## Test is of type: mu with 3 lags.
##
## Value of test-statistic is: 0.5825
##
## Critical value for a significance level of:
##           10pct  5pct 2.5pct 1pct
## critical values 0.347 0.463  0.574 0.739
```

### C.4 Ocupação (1967:Q2 - 2019:Q4)

```
##
## #####
## # Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
## #####
##
```

## APÊNDICE C. TESTES DE ESTACIONARIDADE PARA VARIÁVEIS DA ECONOMIA ESTADUNIDENSE

---

```
## Test regression none
##
##
## Call:
## lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 - 1 + z.diff.lag)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.0060181 -0.0009884  0.0000183  0.0010660  0.0045303
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## z.lag.1      2.728e-05  6.274e-05   0.435   0.664
## z.diff.lag  5.737e-01  5.678e-02  10.102 <2e-16 ***
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.001612 on 207 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.3329, Adjusted R-squared:  0.3264
## F-statistic: 51.64 on 2 and 207 DF,  p-value: < 2.2e-16
##
##
## Value of test-statistic is: 0.4348
##
## Critical values for test statistics:
##      1pct  5pct 10pct
## tau1 -2.58 -1.95 -1.62
##
##
## #####
## # Phillips-Perron Unit Root Test #
## #####
##
## Test regression with intercept
##
##
## Call:
## lm(formula = y ~ y.l1)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.0088064 -0.0008901  0.0003419  0.0011741  0.0053893
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept)  0.019881  0.014210   1.399   0.163
## y.l1         0.988909  0.007981 123.904 <2e-16 ***
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.00196 on 208 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.9866, Adjusted R-squared:  0.9866
```

## APÊNDICE C. TESTES DE ESTACIONARIDADE PARA VARIÁVEIS DA ECONOMIA ESTADUNIDENSE

---

```
## F-statistic: 1.535e+04 on 1 and 208 DF, p-value: < 2.2e-16
##
##
## Value of test-statistic, type: Z-alpha is: -4.6583
##
##          aux. Z statistics
## Z-tau-mu          1.7103

##
## #####
## # Zivot-Andrews Unit Root Test #
## #####
##
##
## Call:
## lm(formula = testmat)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.0089858 -0.0009382  0.0003030  0.0012493  0.0046122
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept)  9.185e-02  2.487e-02   3.693 0.000284 ***
## y.l1         9.477e-01  1.418e-02  66.824 < 2e-16 ***
## trend        1.941e-05  5.876e-06   3.304 0.001124 **
## du           -2.889e-03  7.408e-04  -3.900 0.000130 ***
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.001899 on 206 degrees of freedom
## (1 observation deleted due to missingness)
## Multiple R-squared:  0.9876, Adjusted R-squared:  0.9874
## F-statistic: 5456 on 3 and 206 DF, p-value: < 2.2e-16
##
##
## Teststatistic: -3.6863
## Critical values: 0.01= -5.34 0.05= -4.8 0.1= -4.58
##
## Potential break point at position: 160

##
## #####
## # KPSS Unit Root Test #
## #####
##
## Test is of type: mu with 4 lags.
##
## Value of test-statistic is: 1.6443
##
## Critical value for a significance level of:
```

```
##          10pct  5pct 2.5pct  1pct
## critical values 0.347 0.463  0.574 0.739
```

### C.5 Hiato de Desemprego (Filtro Hamilton) (1967:Q2 - 2019:Q4)

```
##
## #####
## # Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
## #####
##
## Test regression none
##
##
## Call:
## lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 - 1 + z.diff.lag)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.084337 -0.019191  0.000968  0.014139  0.108016
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## z.lag.1      -0.06595    0.02103  -3.136  0.00196 **
## z.diff.lag   0.31574    0.06607   4.779 3.34e-06 ***
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.02898 on 207 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.1211, Adjusted R-squared:  0.1126
## F-statistic: 14.26 on 2 and 207 DF,  p-value: 1.577e-06
##
##
## Value of test-statistic is: -3.1357
##
## Critical values for test statistics:
##      1pct  5pct 10pct
## tau1 -2.58 -1.95 -1.62
##
##
## #####
## # Phillips-Perron Unit Root Test #
## #####
##
## Test regression with intercept
##
##
## Call:
## lm(formula = y ~ y.l1)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
```

## APÊNDICE C. TESTES DE ESTACIONARIDADE PARA VARIÁVEIS DA ECONOMIA ESTADUNIDENSE

---

```
## -0.085179 -0.019274 -0.001458 0.013929 0.131238
##
## Coefficients:
##           Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept) 0.000574 0.002119 0.271 0.787
## y.l1        0.949411 0.021909 43.334 <2e-16 ***
## ---
## Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.03046 on 208 degrees of freedom
## Multiple R-squared: 0.9003, Adjusted R-squared: 0.8998
## F-statistic: 1878 on 1 and 208 DF, p-value: < 2.2e-16
##
## Value of test-statistic, type: Z-alpha is: -21.5151
##
##           aux. Z statistics
## Z-tau-mu          0.399

##
## #####
## # Zivot-Andrews Unit Root Test #
## #####
##
##
## Call:
## lm(formula = testmat)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.090173 -0.018733 -0.001486  0.013684  0.126252
##
## Coefficients:
##           Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept) -9.377e-03 9.947e-03 -0.943 0.3469
## y.l1         9.307e-01 2.371e-02 39.262 <2e-16 ***
## trend       -7.433e-05 3.850e-05 -1.931 0.0549 .
## du          1.900e-02 1.139e-02 1.668 0.0969 .
## ---
## Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.03027 on 206 degrees of freedom
## (1 observation deleted due to missingness)
## Multiple R-squared: 0.9024, Adjusted R-squared: 0.901
## F-statistic: 635.2 on 3 and 206 DF, p-value: < 2.2e-16
##
##
## Teststatistic: -2.9229
## Critical values: 0.01= -5.34 0.05= -4.8 0.1= -4.58
##
## Potential break point at position: 11
```

```
##
## #####
## # KPSS Unit Root Test #
## #####
##
## Test is of type: mu with 4 lags.
##
## Value of test-statistic is: 0.2249
##
## Critical value for a significance level of:
##           10pct 5pct 2.5pct 1pct
## critical values 0.347 0.463 0.574 0.739
```

### C.6 Hiato de Desemprego (Filtro Hodrick-Prescot) (1967:Q2 - 2019:Q4)

```
##
## #####
## # Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
## #####
##
## Test regression none
##
##
## Call:
## lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 - 1 + z.diff.lag)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.043730 -0.010115 -0.001423  0.008826  0.055602
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## z.lag.1      -0.09963    0.02075  -4.802 3.01e-06 ***
## z.diff.lag   0.59755    0.05687  10.507 < 2e-16 ***
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.01547 on 207 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.3618, Adjusted R-squared:  0.3556
## F-statistic: 58.66 on 2 and 207 DF,  p-value: < 2.2e-16
##
##
## Value of test-statistic is: -4.8021
##
## Critical values for test statistics:
##           1pct  5pct 10pct
## tau1 -2.58 -1.95 -1.62
##
##
## #####
## # Phillips-Perron Unit Root Test #
```

## APÊNDICE C. TESTES DE ESTACIONARIDADE PARA VARIÁVEIS DA ECONOMIA ESTADUNIDENSE

---

```
## #####  
##  
## Test regression with intercept  
##  
##  
## Call:  
## lm(formula = y ~ y.l1)  
##  
## Residuals:  
##      Min       1Q   Median       3Q      Max  
## -0.044611 -0.011676 -0.003146  0.006635  0.091977  
##  
## Coefficients:  
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)  
## (Intercept) -0.0006826  0.0013196  -0.517   0.605  
## y.l1         0.9459726  0.0250600  37.748 <2e-16 ***  
## ---  
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1  
##  
## Residual standard error: 0.0191 on 208 degrees of freedom  
## Multiple R-squared:  0.8726, Adjusted R-squared:  0.872  
## F-statistic: 1425 on 1 and 208 DF,  p-value: < 2.2e-16  
##  
##  
## Value of test-statistic, type: Z-alpha is: -30.1558  
##  
##          aux. Z statistics  
## Z-tau-mu          -0.4752  
  
##  
## #####  
## # Zivot-Andrews Unit Root Test #  
## #####  
##  
##  
## Call:  
## lm(formula = testmat)  
##  
## Residuals:  
##      Min       1Q   Median       3Q      Max  
## -0.045693 -0.011364 -0.002804  0.006973  0.091323  
##  
## Coefficients:  
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)  
## (Intercept)  2.584e-04  2.700e-03  0.096   0.9239  
## y.l1         9.298e-01  2.573e-02  36.132 <2e-16 ***  
## trend       -2.852e-06  2.301e-05 -0.124   0.9015  
## du          -1.588e-02  7.123e-03 -2.230   0.0268 *  
## ---  
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1  
##  
## Residual standard error: 0.01892 on 206 degrees of freedom
```



## APÊNDICE C. TESTES DE ESTACIONARIDADE PARA VARIÁVEIS DA ECONOMIA ESTADUNIDENSE

---

```
## (1 observation deleted due to missingness)
## Multiple R-squared: 0.8762, Adjusted R-squared: 0.8744
## F-statistic: 485.8 on 3 and 206 DF, p-value: < 2.2e-16
##
##
## Teststatistic: -2.7267
## Critical values: 0.01= -5.34 0.05= -4.8 0.1= -4.58
##
## Potential break point at position: 202
```

```
##
## #####
## # KPSS Unit Root Test #
## #####
##
## Test is of type: mu with 4 lags.
##
## Value of test-statistic is: 0.0683
##
## Critical value for a significance level of:
##          10pct 5pct 2.5pct 1pct
## critical values 0.347 0.463 0.574 0.739
```

### C.7 Hiato de Desemprego Amplo (Filtro Hamilton) (1997:Q1 - 2019:Q4)

```
##
## #####
## # Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
## #####
##
## Test regression none
##
##
## Call:
## lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 - 1 + z.diff.lag)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.080749 -0.020902 -0.002541  0.016095  0.095349
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## z.lag.1      -0.11169    0.04141  -2.697  0.00837 **
## z.diff.lag   0.33295    0.10005   3.328  0.00128 **
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.03164 on 88 degrees of freedom
## Multiple R-squared: 0.1461, Adjusted R-squared: 0.1267
## F-statistic: 7.526 on 2 and 88 DF, p-value: 0.0009613
##
```

## APÊNDICE C. TESTES DE ESTACIONARIDADE PARA VARIÁVEIS DA ECONOMIA ESTADUNIDENSE

---

```
##
## Value of test-statistic is: -2.6975
##
## Critical values for test statistics:
##      1pct  5pct 10pct
## tau1 -2.6 -1.95 -1.61

##
## #####
## # Phillips-Perron Unit Root Test #
## #####
##
## Test regression with intercept
##
##
## Call:
## lm(formula = y ~ y.l1)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.09402 -0.01902  0.00197  0.01767  0.10219
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept) -0.001649   0.003562  -0.463   0.645
## y.l1         0.917439   0.043317  21.180 <2e-16 ***
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.03378 on 89 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.8344, Adjusted R-squared:  0.8326
## F-statistic: 448.6 on 1 and 89 DF, p-value: < 2.2e-16
##
##
## Value of test-statistic, type: Z-alpha is: -11.6637
##
##      aux. Z statistics
## Z-tau-mu      -0.4752

##
## #####
## # Zivot-Andrews Unit Root Test #
## #####
##
##
## Call:
## lm(formula = testmat)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.087747 -0.020019  0.000884  0.016280  0.090507
```

## APÊNDICE C. TESTES DE ESTACIONARIDADE PARA VARIÁVEIS DA ECONOMIA ESTADUNIDENSE

---

```
##
## Coefficients:
##           Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept) 0.0027024 0.0075629 0.357 0.7217
## y.l1        0.8562408 0.0498921 17.162 <2e-16 ***
## trend       -0.0005714 0.0002719 -2.102 0.0385 *
## du          0.0384120 0.0156315 2.457 0.0160 *
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.03303 on 87 degrees of freedom
## (1 observation deleted due to missingness)
## Multiple R-squared: 0.8452, Adjusted R-squared: 0.8399
## F-statistic: 158.3 on 3 and 87 DF, p-value: < 2.2e-16
##
##
## Teststatistic: -2.8814
## Critical values: 0.01= -5.34 0.05= -4.8 0.1= -4.58
##
## Potential break point at position: 40

##
## #####
## # KPSS Unit Root Test #
## #####
##
## Test is of type: mu with 3 lags.
##
## Value of test-statistic is: 0.3833
##
## Critical value for a significance level of:
##           10pct 5pct 2.5pct 1pct
## critical values 0.347 0.463 0.574 0.739
```

### C.8 Hiato de Desemprego Amplo (Filtro Hodrick-Prescot) (1997:Q1 - 2019:Q4)

```
##
## #####
## # Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
## #####
##
## Test regression none
##
##
## Call:
## lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 - 1 + z.diff.lag)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.035501 -0.009578 -0.000276 0.005348 0.031849
```

## APÊNDICE C. TESTES DE ESTACIONARIDADE PARA VARIÁVEIS DA ECONOMIA ESTADUNIDENSE

---

```
##
## Coefficients:
##           Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## z.lag.1   -0.06458    0.02631  -2.454  0.0161 *
## z.diff.lag 0.64997    0.08511   7.637 2.54e-11 ***
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.01165 on 88 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.4005, Adjusted R-squared:  0.3869
## F-statistic: 29.4 on 2 and 88 DF, p-value: 1.669e-10
##
##
## Value of test-statistic is: -2.4543
##
## Critical values for test statistics:
##      1pct  5pct 10pct
## tau1 -2.6 -1.95 -1.61

##
## #####
## # Phillips-Perron Unit Root Test #
## #####
##
## Test regression with intercept
##
##
## Call:
## lm(formula = y ~ y.l1)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.020203 -0.008554 -0.001788  0.004459  0.059998
##
## Coefficients:
##           Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept) -0.001565  0.001567  -0.999  0.321
## y.l1         0.978377  0.032816  29.814 <2e-16 ***
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.01485 on 89 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.909, Adjusted R-squared:  0.908
## F-statistic: 888.9 on 1 and 89 DF, p-value: < 2.2e-16
##
##
## Value of test-statistic, type: Z-alpha is: -7.8318
##
##           aux. Z statistics
## Z-tau-mu      -0.8258
```

## APÊNDICE C. TESTES DE ESTACIONARIDADE PARA VARIÁVEIS DA ECONOMIA ESTADUNIDENSE

---

```
##
## #####
## # Zivot-Andrews Unit Root Test #
## #####
##
##
## Call:
## lm(formula = testmat)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.021225 -0.009837 -0.001364  0.004368  0.053950
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept)  0.0088252  0.0035552   2.482 0.014972 *
## y.l1         0.9015611  0.0362852  24.847 < 2e-16 ***
## trend       -0.0005067  0.0001296  -3.910 0.000182 ***
## du           0.0257291  0.0068300   3.767 0.000300 ***
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.01383 on 87 degrees of freedom
## (1 observation deleted due to missingness)
## Multiple R-squared:  0.9228, Adjusted R-squared:  0.9202
## F-statistic: 346.7 on 3 and 87 DF, p-value: < 2.2e-16
##
##
## Teststatistic: -2.7129
## Critical values: 0.01= -5.34 0.05= -4.8 0.1= -4.58
##
## Potential break point at position: 46

##
## #####
## # KPSS Unit Root Test #
## #####
##
## Test is of type: mu with 3 lags.
##
## Value of test-statistic is: 0.1713
##
## Critical value for a significance level of:
##           10pct 5pct 2.5pct 1pct
## critical values 0.347 0.463  0.574 0.739
```

### C.9 Hiato de Ocupação (Filtro Hamilton) (1967:Q2 - 2019:Q4)

```
##
## #####
## # Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
```

## APÊNDICE C. TESTES DE ESTACIONARIDADE PARA VARIÁVEIS DA ECONOMIA ESTADUNIDENSE

---

```
## #####  
##  
## Test regression none  
##  
##  
## Call:  
## lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 - 1 + z.diff.lag)  
##  
## Residuals:  
##      Min      1Q      Median      3Q      Max  
## -0.0114497 -0.0021816  0.0002915  0.0027608  0.0110906  
##  
## Coefficients:  
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)  
## z.lag.1      -0.09291    0.02820  -3.295  0.00116 **  
## z.diff.lag   0.12944    0.06904   1.875  0.06222 .  
## ---  
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1  
##  
## Residual standard error: 0.003651 on 207 degrees of freedom  
## Multiple R-squared:  0.05632,    Adjusted R-squared:  0.0472  
## F-statistic: 6.177 on 2 and 207 DF,  p-value: 0.002481  
##  
##  
## Value of test-statistic is: -3.2953  
##  
## Critical values for test statistics:  
##      1pct  5pct 10pct  
## tau1 -2.58 -1.95 -1.62  
  
##  
## #####  
## # Phillips-Perron Unit Root Test #  
## #####  
##  
## Test regression with intercept  
##  
##  
## Call:  
## lm(formula = y ~ y.l1)  
##  
## Residuals:  
##      Min      1Q      Median      3Q      Max  
## -0.0120328 -0.0023454  0.0001368  0.0023753  0.0116860  
##  
## Coefficients:  
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)  
## (Intercept) 0.0001758  0.0002579   0.682   0.496  
## y.l1        0.9145942  0.0282427  32.383  <2e-16 ***  
## ---  
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1  
##
```

## APÊNDICE C. TESTES DE ESTACIONARIDADE PARA VARIÁVEIS DA ECONOMIA ESTADUNIDENSE

---

```
## Residual standard error: 0.003672 on 208 degrees of freedom
## Multiple R-squared: 0.8345, Adjusted R-squared: 0.8337
## F-statistic: 1049 on 1 and 208 DF, p-value: < 2.2e-16
##
##
## Value of test-statistic, type: Z-alpha is: -26.5413
##
##      aux. Z statistics
## Z-tau-mu      0.7837

##
## #####
## # Zivot-Andrews Unit Root Test #
## #####
##
##
## Call:
## lm(formula = testmat)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.0115675 -0.0023822  0.0001248  0.0022746  0.0122531
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept)  2.781e-05  5.127e-04   0.054  0.9568
## y.l1         8.939e-01  2.978e-02  30.016 <2e-16 ***
## trend       -1.140e-05  7.161e-06  -1.591  0.1131
## du           2.009e-03  9.617e-04   2.089  0.0379 *
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.003651 on 206 degrees of freedom
## (1 observation deleted due to missingness)
## Multiple R-squared: 0.8379, Adjusted R-squared: 0.8356
## F-statistic: 355.1 on 3 and 206 DF, p-value: < 2.2e-16
##
##
## Teststatistic: -3.5623
## Critical values: 0.01= -5.34 0.05= -4.8 0.1= -4.58
##
## Potential break point at position: 65

##
## #####
## # KPSS Unit Root Test #
## #####
##
## Test is of type: mu with 4 lags.
##
## Value of test-statistic is: 0.1593
```

## APÊNDICE C. TESTES DE ESTACIONARIDADE PARA VARIÁVEIS DA ECONOMIA ESTADUNIDENSE

---

```
##
## Critical value for a significance level of:
##           10pct  5pct  2.5pct  1pct
## critical values 0.347 0.463  0.574 0.739
```

### C.10 Hiato de Ocupação (Filtro Hodrick-Prescot) (1967:Q2 - 2019:Q4)

```
##
## #####
## # Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
## #####
##
## Test regression none
##
##
## Call:
## lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 - 1 + z.diff.lag)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.0062736 -0.0009221  0.0000407  0.0009657  0.0043101
##
## Coefficients:
##           Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## z.lag.1    -0.09688    0.02302  -4.209 3.83e-05 ***
## z.diff.lag  0.52129    0.06085   8.566 2.45e-15 ***
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.001486 on 207 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.2756, Adjusted R-squared:  0.2686
## F-statistic: 39.37 on 2 and 207 DF,  p-value: 3.237e-15
##
##
## Value of test-statistic is: -4.2086
##
## Critical values for test statistics:
##      1pct  5pct 10pct
## tau1 -2.58 -1.95 -1.62

##
## #####
## # Phillips-Perron Unit Root Test #
## #####
##
## Test regression with intercept
##
##
## Call:
## lm(formula = y ~ y.l1)
##
```



## APÊNDICE C. TESTES DE ESTACIONARIDADE PARA VARIÁVEIS DA ECONOMIA ESTADUNIDENSE

---

```
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.0086440 -0.0009522  0.0002755  0.0010812  0.0045025
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept) 7.277e-05  1.194e-04   0.61   0.543
## y.l1        9.476e-01  2.608e-02  36.34 <2e-16 ***
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.001727 on 208 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.8639, Adjusted R-squared:  0.8632
## F-statistic: 1320 on 1 and 208 DF, p-value: < 2.2e-16
##
##
## Value of test-statistic, type: Z-alpha is: -27.4144
##
##      aux. Z statistics
## Z-tau-mu      0.5548

##
## #####
## # Zivot-Andrews Unit Root Test #
## #####
##
##
## Call:
## lm(formula = testmat)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.0085542 -0.0008903  0.0002353  0.0010003  0.0043447
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept) -1.719e-05  2.420e-04  -0.071  0.94343
## y.l1        9.259e-01  2.672e-02  34.653 < 2e-16 ***
## trend      2.295e-07  2.052e-06   0.112  0.91108
## du         1.862e-03  6.752e-04   2.758  0.00634 **
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.0017 on 206 degrees of freedom
## (1 observation deleted due to missingness)
## Multiple R-squared:  0.8695, Adjusted R-squared:  0.8676
## F-statistic: 457.3 on 3 and 206 DF, p-value: < 2.2e-16
##
##
## Teststatistic: -2.7733
## Critical values: 0.01= -5.34 0.05= -4.8 0.1= -4.58
```

```
##
## Potential break point at position: 203

##
## #####
## # KPSS Unit Root Test #
## #####
##
## Test is of type: mu with 4 lags.
##
## Value of test-statistic is: 0.0706
##
## Critical value for a significance level of:
##          10pct  5pct  2.5pct  1pct
## critical values 0.347 0.463  0.574 0.739
```

### C.11 Efeito Alimentação-Energia (1967:Q2 - 2019:Q4)

```
##
## #####
## # Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
## #####
##
## Test regression none
##
##
## Call:
## lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 - 1 + z.diff.lag)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.0074814 -0.0005067  0.0000050  0.0005699  0.0043363
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## z.lag.1      -0.65152    0.07853  -8.296 1.37e-14 ***
## z.diff.lag   0.02009    0.06950   0.289  0.773
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.001125 on 207 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.3195, Adjusted R-squared:  0.3129
## F-statistic: 48.59 on 2 and 207 DF,  p-value: < 2.2e-16
##
##
## Value of test-statistic is: -8.2962
##
## Critical values for test statistics:
##      1pct  5pct 10pct
## tau1 -2.58 -1.95 -1.62
```

## APÊNDICE C. TESTES DE ESTACIONARIDADE PARA VARIÁVEIS DA ECONOMIA ESTADUNIDENSE

---

```
##
## #####
## # Phillips-Perron Unit Root Test #
## #####
##
## Test regression with intercept
##
##
## Call:
## lm(formula = y ~ y.l1)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.0075481 -0.0005462 -0.0000239  0.0005311  0.0042797
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept) 4.285e-05  7.749e-05  0.553    0.581
## y.l1        3.585e-01  6.464e-02  5.546  8.82e-08 ***
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.001122 on 208 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.1288, Adjusted R-squared:  0.1246
## F-statistic: 30.76 on 1 and 208 DF, p-value: 8.822e-08
##
##
## Value of test-statistic, type: Z-alpha is: -138.2487
##
##      aux. Z statistics
## Z-tau-mu      0.5563

##
## #####
## # Zivot-Andrews Unit Root Test #
## #####
##
##
## Call:
## lm(formula = testmat)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.0074475 -0.0004689 -0.0000526  0.0005848  0.0041043
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept) 2.495e-04  1.606e-04  1.554  0.12170
## y.l1        3.122e-01  6.560e-02  4.759  3.66e-06 ***
## trend       3.531e-06  1.961e-06  1.801  0.07322 .
## du         -7.859e-04  2.752e-04 -2.856  0.00474 **
## ---
```

## APÊNDICE C. TESTES DE ESTACIONARIDADE PARA VARIÁVEIS DA ECONOMIA ESTADUNIDENSE

---

```
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.001104 on 206 degrees of freedom
## (1 observation deleted due to missingness)
## Multiple R-squared:  0.1634, Adjusted R-squared:  0.1512
## F-statistic: 13.41 on 3 and 206 DF,  p-value: 4.96e-08
##
##
## Teststatistic: -10.4847
## Critical values: 0.01= -5.34 0.05= -4.8 0.1= -4.58
##
## Potential break point at position: 56
```

```
##
## #####
## # KPSS Unit Root Test #
## #####
##
## Test is of type: mu with 4 lags.
##
## Value of test-statistic is: 0.103
##
## Critical value for a significance level of:
##           10pct  5pct 2.5pct 1pct
## critical values 0.347 0.463  0.574 0.739
```

### C.12 Efeito Preço dos Importados (1967:Q2 - 2019:Q4)

```
##
## #####
## # Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
## #####
##
## Test regression none
##
##
## Call:
## lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 - 1 + z.diff.lag)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.0253384 -0.0034238 -0.0006962  0.0022974  0.0264732
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## z.lag.1      -0.46716    0.06790  -6.880 6.99e-11 ***
## z.diff.lag  -0.02405    0.06943  -0.346  0.729
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.006206 on 207 degrees of freedom
```

## APÊNDICE C. TESTES DE ESTACIONARIDADE PARA VARIÁVEIS DA ECONOMIA ESTADUNIDENSE

---

```
## Multiple R-squared:  0.24, Adjusted R-squared:  0.2326
## F-statistic: 32.68 on 2 and 207 DF,  p-value: 4.644e-13
##
##
## Value of test-statistic is: -6.8797
##
## Critical values for test statistics:
##      1pct  5pct 10pct
## tau1 -2.58 -1.95 -1.62

##
## #####
## # Phillips-Perron Unit Root Test #
## #####
##
## Test regression with intercept
##
##
## Call:
## lm(formula = y ~ y.l1)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.0247344 -0.0030907 -0.0003716  0.0024964  0.0268213
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept) -0.0003622  0.0004291  -0.844    0.4
## y.l1         0.5166319  0.0593182   8.709 9.55e-16 ***
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.006183 on 208 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.2672, Adjusted R-squared:  0.2637
## F-statistic: 75.86 on 1 and 208 DF,  p-value: 9.549e-16
##
##
## Value of test-statistic, type: Z-alpha is: -99.2231
##
##      aux. Z statistics
## Z-tau-mu      -0.8372

##
## #####
## # Zivot-Andrews Unit Root Test #
## #####
##
##
## Call:
## lm(formula = testmat)
##
```

## APÊNDICE C. TESTES DE ESTACIONARIDADE PARA VARIÁVEIS DA ECONOMIA ESTADUNIDENSE

---

```
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.0271395 -0.0025115 -0.0000973  0.0020862  0.0251720
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept)  2.342e-03  9.103e-04  2.572  0.0108 *
## y.l1         4.310e-01  6.203e-02  6.949 4.76e-11 ***
## trend        4.724e-06  1.031e-05  0.458  0.6471
## du           -4.350e-03  1.502e-03 -2.895  0.0042 **
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.00601 on 206 degrees of freedom
## (1 observation deleted due to missingness)
## Multiple R-squared:  0.3141, Adjusted R-squared:  0.3042
## F-statistic: 31.45 on 3 and 206 DF,  p-value: < 2.2e-16
##
##
## Teststatistic: -9.173
## Critical values: 0.01= -5.34 0.05= -4.8 0.1= -4.58
##
## Potential break point at position: 53

##
## #####
## # KPSS Unit Root Test #
## #####
##
## Test is of type: mu with 4 lags.
##
## Value of test-statistic is: 0.7275
##
## Critical value for a significance level of:
##           10pct  5pct 2.5pct 1pct
## critical values 0.347 0.463  0.574 0.739
```

### **C.13 Efeito Produtividade (Filtro Hamilton) (1967:Q2 - 2019:Q4)**

```
##
## #####
## # Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
## #####
##
## Test regression none
##
##
## Call:
## lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 - 1 + z.diff.lag)
##
## Residuals:
```

## APÊNDICE C. TESTES DE ESTACIONARIDADE PARA VARIÁVEIS DA ECONOMIA ESTADUNIDENSE

---

```
##          Min          1Q          Median          3Q          Max
## -0.0028830 -0.0008836 -0.0001114  0.0007764  0.0029132
##
## Coefficients:
##          Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## z.lag.1    -0.39134    0.07290  -5.368 2.12e-07 ***
## z.diff.lag -0.40269    0.06359  -6.332 1.48e-09 ***
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.001273 on 207 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.4365, Adjusted R-squared:  0.4311
## F-statistic: 80.18 on 2 and 207 DF,  p-value: < 2.2e-16
##
##
## Value of test-statistic is: -5.3684
##
## Critical values for test statistics:
##          1pct  5pct 10pct
## tau1 -2.58 -1.95 -1.62
##
##
## #####
## # Phillips-Perron Unit Root Test #
## #####
##
## Test regression with intercept
##
##
## Call:
## lm(formula = y ~ y.l1)
##
## Residuals:
##          Min          1Q          Median          3Q          Max
## -0.0029763 -0.0009021 -0.0000647  0.0010259  0.0034330
##
## Coefficients:
##          Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept) -4.802e-05  9.583e-05  -0.501  0.617
## y.l1         3.429e-01  6.508e-02   5.269 3.42e-07 ***
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.001387 on 208 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.1177, Adjusted R-squared:  0.1135
## F-statistic: 27.76 on 1 and 208 DF,  p-value: 3.423e-07
##
##
## Value of test-statistic, type: Z-alpha is: -166.2484
##
##          aux. Z statistics
## Z-tau-mu          -0.5298
```

## APÊNDICE C. TESTES DE ESTACIONARIDADE PARA VARIÁVEIS DA ECONOMIA ESTADUNIDENSE

---

```
##
## #####
## # Zivot-Andrews Unit Root Test #
## #####
##
##
## Call:
## lm(formula = testmat)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.0029703 -0.0008209 -0.0000492  0.0010351  0.0034884
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept) -2.301e-04  2.201e-04  -1.045  0.2971
## y.l1         3.270e-01  6.564e-02   4.981 1.33e-06 ***
## trend        2.937e-06  2.331e-06   1.260  0.2091
## du           -5.653e-04  3.352e-04  -1.686  0.0932 .
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.001384 on 206 degrees of freedom
## (1 observation deleted due to missingness)
## Multiple R-squared:  0.1298, Adjusted R-squared:  0.1171
## F-statistic: 10.24 on 3 and 206 DF,  p-value: 2.589e-06
##
##
## Teststatistic: -10.2525
## Critical values: 0.01= -5.34 0.05= -4.8 0.1= -4.58
##
## Potential break point at position: 162

##
## #####
## # KPSS Unit Root Test #
## #####
##
## Test is of type: mu with 4 lags.
##
## Value of test-statistic is: 0.0428
##
## Critical value for a significance level of:
##           10pct  5pct  2.5pct  1pct
## critical values 0.347 0.463  0.574 0.739
```

### C.14 Efeito Produtividade (Filtro Hodrick-Prescot) (1967:Q2 - 2019:Q4)

```
##
## #####
## # Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root / Cointegration Test #
```

---



## APÊNDICE C. TESTES DE ESTACIONARIDADE PARA VARIÁVEIS DA ECONOMIA ESTADUNIDENSE

---

```
## #####
##
## The value of the test statistic is: -13.2136

##
## #####
## # Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
## #####
##
## Test regression none
##
##
## Call:
## lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 - 1 + z.diff.lag)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -1.875e-04 -4.572e-05  7.560e-06  4.136e-05  1.471e-04
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## z.lag.1      -0.017764   0.001344  -13.21  <2e-16 ***
## z.diff.lag   0.991408   0.010064   98.51  <2e-16 ***
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 6.94e-05 on 207 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.9792, Adjusted R-squared:  0.979
## F-statistic: 4864 on 2 and 207 DF,  p-value: < 2.2e-16
##
##
## Value of test-statistic is: -13.2136
##
## Critical values for test statistics:
##      1pct  5pct 10pct
## tau1 -2.58 -1.95 -1.62

##
## #####
## # Phillips-Perron Unit Root / Cointegration Test #
## #####
##
## The value of the test statistic is: -7.7407

##
## #####
## # Phillips-Perron Unit Root Test #
## #####
##
## Test regression with intercept
##
```

## APÊNDICE C. TESTES DE ESTACIONARIDADE PARA VARIÁVEIS DA ECONOMIA ESTADUNIDENSE

---

```
##
## Call:
## lm(formula = y ~ y.l1)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -8.134e-04 -4.586e-04  3.168e-05  4.156e-04  9.260e-04
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept)  4.100e-05  3.335e-05   1.229   0.22
## y.l1         9.954e-01  9.305e-03 106.974 <2e-16 ***
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.0004777 on 208 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.9821, Adjusted R-squared:  0.9821
## F-statistic: 1.144e+04 on 1 and 208 DF,  p-value: < 2.2e-16
##
##
## Value of test-statistic, type: Z-alpha is: -7.7407
##
##      aux. Z statistics
## Z-tau-mu          0.3432

##
## #####
## # Zivot-Andrews Unit Root / Cointegration Test #
## #####
##
## The value of the test statistic is: -2.2615

##
## #####
## # Zivot-Andrews Unit Root Test #
## #####
##
##
## Call:
## lm(formula = testmat)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.0008315 -0.0003899  0.0000107  0.0004020  0.0009313
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept) -1.981e-04  8.301e-05  -2.387 0.017904 *
## y.l1         9.770e-01  1.015e-02  96.273 < 2e-16 ***
## trend        3.982e-06  1.069e-06   3.726 0.000251 ***
## du           -5.251e-04  1.353e-04  -3.881 0.000140 ***
```

## APÊNDICE C. TESTES DE ESTACIONARIDADE PARA VARIÁVEIS DA ECONOMIA ESTADUNIDENSE

---

```
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.0004628 on 206 degrees of freedom
## (1 observation deleted due to missingness)
## Multiple R-squared:  0.9834, Adjusted R-squared:  0.9832
## F-statistic: 4069 on 3 and 206 DF, p-value: < 2.2e-16
##
##
## Teststatistic: -2.2615
## Critical values: 0.01= -5.34 0.05= -4.8 0.1= -4.58
##
## Potential break point at position: 133
```

```
##
## #####
## # KPSS Unit Root / Cointegration Test #
## #####
##
## The value of the test statistic is: 0.2535
```

```
##
## #####
## # KPSS Unit Root Test #
## #####
##
## Test is of type: mu with 4 lags.
##
## Value of test-statistic is: 0.2535
##
## Critical value for a significance level of:
##           10pct 5pct 2.5pct 1pct
## critical values 0.347 0.463 0.574 0.739
```

### C.15 Participação dos Salários (1967:Q2 - 2019:Q4)

```
##
## #####
## # Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
## #####
##
## Test regression none
##
##
## Call:
## lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 - 1 + z.diff.lag)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.0138049 -0.0026224 -0.0003706  0.0020725  0.0144761
##
```

## APÊNDICE C. TESTES DE ESTACIONARIDADE PARA VARIÁVEIS DA ECONOMIA ESTADUNIDENSE

---

```
## Coefficients:
##           Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## z.lag.1    -1.264597  0.109972 -11.499  <2e-16 ***
## z.diff.lag  0.009457  0.069482  0.136   0.892
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.004021 on 207 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.626, Adjusted R-squared:  0.6224
## F-statistic: 173.3 on 2 and 207 DF,  p-value: < 2.2e-16
##
##
## Value of test-statistic is: -11.4993
##
## Critical values for test statistics:
##           1pct  5pct 10pct
## tau1 -2.58 -1.95 -1.62

##
## #####
## # Phillips-Perron Unit Root Test #
## #####
##
## Test regression with intercept
##
##
## Call:
## lm(formula = y ~ y.l1)
##
## Residuals:
##           Min           1Q       Median           3Q          Max
## -0.0135519 -0.0023550 -0.0001175  0.0022862  0.0147361
##
## Coefficients:
##           Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept) -0.0002468  0.0002766  -0.892  0.373395
## y.l1        -0.2550345  0.0670179  -3.805  0.000186 ***
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.004005 on 208 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.06509, Adjusted R-squared:  0.0606
## F-statistic: 14.48 on 1 and 208 DF,  p-value: 0.0001861
##
##
## Value of test-statistic, type: Z-alpha is: -263.4654
##
##           aux. Z statistics
## Z-tau-mu           -0.8922

##
## #####
```

## APÊNDICE C. TESTES DE ESTACIONARIDADE PARA VARIÁVEIS DA ECONOMIA ESTADUNIDENSE

---

```
## # Zivot-Andrews Unit Root Test #
## #####
##
##
## Call:
## lm(formula = testmat)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.0127943 -0.0023745 -0.0002258  0.0021895  0.0137402
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept) -6.201e-04  6.572e-04  -0.944  0.3465
## y.l1         -2.661e-01  6.685e-02  -3.981  9.5e-05 ***
## trend        1.037e-05  8.128e-06   1.276  0.2033
## du           -2.054e-03  1.030e-03  -1.994  0.0475 *
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.003981 on 206 degrees of freedom
## (1 observation deleted due to missingness)
## Multiple R-squared:  0.08479, Adjusted R-squared:  0.07146
## F-statistic: 6.362 on 3 and 206 DF, p-value: 0.0003821
##
##
## Teststatistic: -18.9397
## Critical values: 0.01= -5.34 0.05= -4.8 0.1= -4.58
##
## Potential break point at position: 136

##
## #####
## # KPSS Unit Root Test #
## #####
##
## Test is of type: mu with 4 lags.
##
## Value of test-statistic is: 0.0913
##
## Critical value for a significance level of:
##           10pct  5pct 2.5pct  1pct
## critical values 0.347 0.463  0.574 0.739
```

## D

# Teste de Estacionaridade para variáveis da economia brasileira

## D.1 Inflação (1999:Q1 - 2019:Q4)

```
##
## #####
## # Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
## #####
##
## Test regression none
##
##
## Call:
## lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 - 1 + z.diff.lag)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.0096644 -0.0010465  0.0008758  0.0022290  0.0115459
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## z.lag.1      -0.10802    0.05013  -2.155  0.0342 *
## z.diff.lag   0.01048    0.11092   0.094  0.9250
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.003385 on 80 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.05657,    Adjusted R-squared:  0.03298
## F-statistic: 2.398 on 2 and 80 DF,  p-value: 0.09738
##
##
## Value of test-statistic is: -2.1548
##
## Critical values for test statistics:
##      1pct  5pct 10pct
## tau1 -2.6 -1.95 -1.61

##
## #####
## # Phillips-Perron Unit Root Test #
## #####
```

## APÊNDICE D. TESTE DE ESTACIONARIDADE PARA VARIÁVEIS DA ECONOMIA BRASILEIRA

---

```
##
## Test regression with intercept
##
##
## Call:
## lm(formula = y ~ y.l1)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.0056299 -0.0019155 -0.0003876  0.0012917  0.0110877
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept)  0.002876   0.000701   4.103 9.67e-05 ***
## y.l1         0.566371   0.091980   6.158 2.69e-08 ***
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.003082 on 81 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.3188, Adjusted R-squared:  0.3104
## F-statistic: 37.92 on 1 and 81 DF,  p-value: 2.695e-08
##
##
## Value of test-statistic, type: Z-alpha is: -34.315
##
##      aux. Z statistics
## Z-tau-mu          4.0291

##
## #####
## # Zivot-Andrews Unit Root Test #
## #####
##
##
## Call:
## lm(formula = testmat)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.0070388 -0.0017929 -0.0001776  0.0013375  0.0097388
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept)  5.302e-03  1.178e-03   4.502 2.29e-05 ***
## y.l1         4.723e-01  9.637e-02   4.901 4.98e-06 ***
## trend        2.434e-06  1.919e-05   0.127  0.8994
## du          -2.393e-03  1.183e-03  -2.023  0.0464 *
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.002994 on 79 degrees of freedom
## (1 observation deleted due to missingness)
```

## APÊNDICE D. TESTE DE ESTACIONARIDADE PARA VARIÁVEIS DA ECONOMIA BRASILEIRA

---

```
## Multiple R-squared: 0.3731, Adjusted R-squared: 0.3492
## F-statistic: 15.67 on 3 and 79 DF, p-value: 4.365e-08
##
##
## Teststatistic: -5.4755
## Critical values: 0.01= -5.34 0.05= -4.8 0.1= -4.58
##
## Potential break point at position: 18
```

```
##
## #####
## # KPSS Unit Root Test #
## #####
##
## Test is of type: mu with 3 lags.
##
## Value of test-statistic is: 0.3663
##
## Critical value for a significance level of:
##          10pct 5pct 2.5pct 1pct
## critical values 0.347 0.463 0.574 0.739
```

### D.2 Desemprego (1999:Q1 - 2019:Q4)

```
##
## #####
## # Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
## #####
##
## Test regression none
##
##
## Call:
## lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 - 1 + z.diff.lag)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.035978 -0.009933  0.001189  0.008332  0.033996
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## z.lag.1      0.0001628  0.0015026   0.108   0.914
## z.diff.lag  0.5726719  0.0917305   6.243 1.93e-08 ***
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.01321 on 80 degrees of freedom
## Multiple R-squared: 0.3294, Adjusted R-squared: 0.3126
## F-statistic: 19.65 on 2 and 80 DF, p-value: 1.143e-07
##
##
```



## APÊNDICE D. TESTE DE ESTACIONARIDADE PARA VARIÁVEIS DA ECONOMIA BRASILEIRA

---

```
## Value of test-statistic is: 0.1083
##
## Critical values for test statistics:
##      1pct 5pct 10pct
## tau1 -2.6 -1.95 -1.61

##
## #####
## # Phillips-Perron Unit Root Test #
## #####
##
## Test regression with intercept
##
##
## Call:
## lm(formula = y ~ y.l1)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.031912 -0.010788 -0.001453  0.007940  0.044309
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept)  0.01250    0.02243   0.557   0.579
## y.l1         0.98811    0.02304  42.886 <2e-16 ***
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.01599 on 81 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.9578, Adjusted R-squared:  0.9573
## F-statistic: 1839 on 1 and 81 DF, p-value: < 2.2e-16
##
##
## Value of test-statistic, type: Z-alpha is: -3.3142
##
##      aux. Z statistics
## Z-tau-mu          1.1776

##
## #####
## # Zivot-Andrews Unit Root Test #
## #####
##
##
## Call:
## lm(formula = testmat)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.028798 -0.008859 -0.000793  0.009470  0.032333
##
```

## APÊNDICE D. TESTE DE ESTACIONARIDADE PARA VARIÁVEIS DA ECONOMIA BRASILEIRA

---

```
## Coefficients:
##           Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept) 0.1879809 0.0301239  6.240 2.03e-08 ***
## y.l1        0.8212359 0.0288870 28.429 < 2e-16 ***
## trend       -0.0006119 0.0001126 -5.436 5.89e-07 ***
## du          0.0559615 0.0076355  7.329 1.74e-10 ***
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.01234 on 79 degrees of freedom
## (1 observation deleted due to missingness)
## Multiple R-squared:  0.9755, Adjusted R-squared:  0.9746
## F-statistic: 1048 on 3 and 79 DF, p-value: < 2.2e-16
##
##
## Teststatistic: -6.1884
## Critical values: 0.01= -5.34 0.05= -4.8 0.1= -4.58
##
## Potential break point at position: 65

##
## #####
## # KPSS Unit Root Test #
## #####
##
## Test is of type: mu with 3 lags.
##
## Value of test-statistic is: 0.3449
##
## Critical value for a significance level of:
##           10pct 5pct 2.5pct 1pct
## critical values 0.347 0.463 0.574 0.739
```

### D.3 Ocupação (1999:Q1 - 2019:Q4)

```
##
## #####
## # Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
## #####
##
## Test regression none
##
##
## Call:
## lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 - 1 + z.diff.lag)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.0041147 -0.0012421 -0.0000224  0.0012870  0.0035241
##
## Coefficients:
```

## APÊNDICE D. TESTE DE ESTACIONARIDADE PARA VARIÁVEIS DA ECONOMIA BRASILEIRA

---

```
##           Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## z.lag.1    -5.876e-05  1.096e-04  -0.536 0.593435
## z.diff.lag  3.714e-01  1.034e-01   3.591 0.000567 ***
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.001735 on 80 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.1447, Adjusted R-squared:  0.1233
## F-statistic: 6.767 on 2 and 80 DF,  p-value: 0.001926
##
##
## Value of test-statistic is: -0.536
##
## Critical values for test statistics:
##      1pct  5pct 10pct
## tau1 -2.6 -1.95 -1.61

##
## #####
## # Phillips-Perron Unit Root Test #
## #####
##
## Test regression with intercept
##
##
## Call:
## lm(formula = y ~ y.l1)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.0053004 -0.0010970 -0.0000372  0.0013813  0.0035635
##
## Coefficients:
##           Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept) 0.009621  0.038020   0.253   0.801
## y.l1        0.994430  0.021701  45.824 <2e-16 ***
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.001863 on 81 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.9629, Adjusted R-squared:  0.9624
## F-statistic: 2100 on 1 and 81 DF,  p-value: < 2.2e-16
##
##
## Value of test-statistic, type: Z-alpha is: -1.6491
##
##           aux. Z statistics
## Z-tau-mu           0.6983

##
## #####
```

## APÊNDICE D. TESTE DE ESTACIONARIDADE PARA VARIÁVEIS DA ECONOMIA BRASILEIRA

---

```
## # Zivot-Andrews Unit Root Test #
## #####
##
##
## Call:
## lm(formula = testmat)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.0043232 -0.0010978  0.0000304  0.0010796  0.0039208
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept)  2.483e-01  6.838e-02   3.632 0.000499 ***
## y.l1         8.587e-01  3.898e-02  22.030 < 2e-16 ***
## trend       -1.667e-07  1.166e-05  -0.014 0.988625
## du          -3.563e-03  1.067e-03  -3.338 0.001287 **
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.001707 on 79 degrees of freedom
## (1 observation deleted due to missingness)
## Multiple R-squared:  0.9696, Adjusted R-squared:  0.9684
## F-statistic: 839.3 on 3 and 79 DF, p-value: < 2.2e-16
##
##
## Teststatistic: -3.6263
## Critical values: 0.01= -5.34 0.05= -4.8 0.1= -4.58
##
## Potential break point at position: 65

##
## #####
## # KPSS Unit Root Test #
## #####
##
## Test is of type: mu with 3 lags.
##
## Value of test-statistic is: 0.9912
##
## Critical value for a significance level of:
##           10pct  5pct 2.5pct 1pct
## critical values 0.347 0.463  0.574 0.739
```

### D.4 Hiato de Desemprego (Filtro Hamilton) (1999:Q1 - 2019:Q4)

```
##
## #####
## # Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
## #####
##
```

## APÊNDICE D. TESTE DE ESTACIONARIDADE PARA VARIÁVEIS DA ECONOMIA BRASILEIRA

---

```
## Test regression none
##
##
## Call:
## lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 - 1 + z.diff.lag)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.060610 -0.018045  0.000777  0.017600  0.059569
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## z.lag.1      -0.12285    0.04885  -2.515  0.0139 *
## z.diff.lag   0.22654    0.10822   2.093  0.0395 *
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.02724 on 80 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.09934, Adjusted R-squared:  0.07682
## F-statistic: 4.412 on 2 and 80 DF, p-value: 0.01522
##
##
## Value of test-statistic is: -2.5151
##
## Critical values for test statistics:
##      1pct 5pct 10pct
## tau1 -2.6 -1.95 -1.61

##
## #####
## # Phillips-Perron Unit Root Test #
## #####
##
## Test regression with intercept
##
##
## Call:
## lm(formula = y ~ y.l1)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.063804 -0.019148  0.000072  0.016773  0.063495
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept) -0.0009129  0.0030765  -0.297   0.767
## y.l1         0.8949065  0.0488363  18.325 <2e-16 ***
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.02789 on 81 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.8057, Adjusted R-squared:  0.8033
```

## APÊNDICE D. TESTE DE ESTACIONARIDADE PARA VARIÁVEIS DA ECONOMIA BRASILEIRA

---

```
## F-statistic: 335.8 on 1 and 81 DF, p-value: < 2.2e-16
##
##
## Value of test-statistic, type: Z-alpha is: -12.8746
##
##          aux. Z statistics
## Z-tau-mu          -0.3288

##
## #####
## # Zivot-Andrews Unit Root Test #
## #####
##
##
## Call:
## lm(formula = testmat)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.059007 -0.018321  0.001736  0.016395  0.061639
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept)  0.0073564  0.0069311   1.061 0.291763
## y.l1         0.7270724  0.0639787  11.364 < 2e-16 ***
## trend        -0.0004859  0.0002030  -2.393 0.019072 *
## du           0.0505258  0.0138353   3.652 0.000466 ***
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.02599 on 79 degrees of freedom
## (1 observation deleted due to missingness)
## Multiple R-squared:  0.8353, Adjusted R-squared:  0.8291
## F-statistic: 133.6 on 3 and 79 DF, p-value: < 2.2e-16
##
##
## Teststatistic: -4.2659
## Critical values: 0.01= -5.34 0.05= -4.8 0.1= -4.58
##
## Potential break point at position: 65

##
## #####
## # KPSS Unit Root Test #
## #####
##
## Test is of type: mu with 3 lags.
##
## Value of test-statistic is: 0.2295
##
## Critical value for a significance level of:
```

```
##          10pct  5pct 2.5pct  1pct
## critical values 0.347 0.463  0.574 0.739
```

## D.5 Hiato de Desemprego (Filtro Hodrick-Prescot) (1999:Q1 - 2019:Q4)

```
##
## #####
## # Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
## #####
##
## Test regression none
##
##
## Call:
## lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 - 1 + z.diff.lag)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.032881 -0.008614  0.000592  0.009114  0.028253
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## z.lag.1      -0.13630    0.04076  -3.344  0.00126 **
## z.diff.lag   0.54513    0.09499   5.739 1.64e-07 ***
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.01193 on 80 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.318, Adjusted R-squared:  0.3009
## F-statistic: 18.65 on 2 and 80 DF,  p-value: 2.248e-07
##
##
## Value of test-statistic is: -3.344
##
## Critical values for test statistics:
##      1pct  5pct 10pct
## tau1 -2.6 -1.95 -1.61

##
## #####
## # Phillips-Perron Unit Root Test #
## #####
##
## Test regression with intercept
##
##
## Call:
## lm(formula = y ~ y.l1)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
```

## APÊNDICE D. TESTE DE ESTACIONARIDADE PARA VARIÁVEIS DA ECONOMIA BRASILEIRA

---

```
## -0.029636 -0.010254 -0.001592 0.009619 0.034448
##
## Coefficients:
##           Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept) -0.0006288 0.0015476 -0.406 0.686
## y.l1         0.9183723 0.0467900 19.628 <2e-16 ***
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.01408 on 81 degrees of freedom
## Multiple R-squared: 0.8263, Adjusted R-squared: 0.8241
## F-statistic: 385.2 on 1 and 81 DF, p-value: < 2.2e-16
##
## Value of test-statistic, type: Z-alpha is: -13.9414
##
##           aux. Z statistics
## Z-tau-mu          -0.2431

##
## #####
## # Zivot-Andrews Unit Root Test #
## #####
##
##
## Call:
## lm(formula = testmat)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.031443 -0.009190 -0.000257 0.008147 0.036617
##
## Coefficients:
##           Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept) 4.834e-03 3.629e-03 1.332 0.1867
## y.l1        8.714e-01 5.002e-02 17.421 <2e-16 ***
## trend       -1.961e-04 9.666e-05 -2.029 0.0459 *
## du          1.336e-02 5.732e-03 2.331 0.0223 *
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.01377 on 79 degrees of freedom
## (1 observation deleted due to missingness)
## Multiple R-squared: 0.8378, Adjusted R-squared: 0.8316
## F-statistic: 136 on 3 and 79 DF, p-value: < 2.2e-16
##
##
## Teststatistic: -2.5715
## Critical values: 0.01= -5.34 0.05= -4.8 0.1= -4.58
##
## Potential break point at position: 65
```



```
##
## #####
## # KPSS Unit Root Test #
## #####
##
## Test is of type: mu with 3 lags.
##
## Value of test-statistic is: 0.0682
##
## Critical value for a significance level of:
##           10pct  5pct  2.5pct  1pct
## critical values 0.347 0.463  0.574 0.739
```

## D.6 Hiato de Ocupação (Filtro Hamilton) (1999:Q1 - 2019:Q4)

```
##
## #####
## # Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
## #####
##
## Test regression none
##
##
## Call:
## lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 - 1 + z.diff.lag)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.0049787 -0.0015356  0.0003368  0.0022975  0.0056032
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## z.lag.1      -0.06240    0.03555  -1.755  0.08304 .
## z.diff.lag   0.34562    0.10689   3.233  0.00178 **
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.00258 on 80 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.1261, Adjusted R-squared:  0.1043
## F-statistic: 5.774 on 2 and 80 DF,  p-value: 0.004546
##
##
## Value of test-statistic is: -1.7553
##
## Critical values for test statistics:
##      1pct  5pct 10pct
## tau1 -2.6 -1.95 -1.61
##
##
## #####
## # Phillips-Perron Unit Root Test #
```

## APÊNDICE D. TESTE DE ESTACIONARIDADE PARA VARIÁVEIS DA ECONOMIA BRASILEIRA

---

```
## #####  
##  
## Test regression with intercept  
##  
##  
## Call:  
## lm(formula = y ~ y.l1)  
##  
## Residuals:  
##      Min       1Q   Median       3Q      Max  
## -0.0051621 -0.0017996 -0.0001899  0.0020234  0.0060514  
##  
## Coefficients:  
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)  
## (Intercept) 0.0003824  0.0003302   1.158   0.25  
## y.l1         0.9434288  0.0403464  23.383 <2e-16 ***  
## ---  
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1  
##  
## Residual standard error: 0.002717 on 81 degrees of freedom  
## Multiple R-squared:  0.871, Adjusted R-squared:  0.8694  
## F-statistic: 546.8 on 1 and 81 DF,  p-value: < 2.2e-16  
##  
##  
## Value of test-statistic, type: Z-alpha is: -8.6493  
##  
##          aux. Z statistics  
## Z-tau-mu          1.2848  
  
##  
## #####  
## # Zivot-Andrews Unit Root Test #  
## #####  
##  
##  
## Call:  
## lm(formula = testmat)  
##  
## Residuals:  
##      Min       1Q   Median       3Q      Max  
## -0.0054465 -0.0018480  0.0000133  0.0020743  0.0041392  
##  
## Coefficients:  
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)  
## (Intercept) 2.183e-03  8.003e-04  2.728 0.007844 **  
## y.l1         8.412e-01  4.802e-02 17.518 < 2e-16 ***  
## trend       -4.291e-05  1.620e-05 -2.648 0.009768 **  
## du          5.580e-03  1.377e-03  4.052 0.000118 ***  
## ---  
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1  
##  
## Residual standard error: 0.002503 on 79 degrees of freedom
```

## APÊNDICE D. TESTE DE ESTACIONARIDADE PARA VARIÁVEIS DA ECONOMIA BRASILEIRA

---

```
## (1 observation deleted due to missingness)
## Multiple R-squared: 0.8932, Adjusted R-squared: 0.8892
## F-statistic: 220.3 on 3 and 79 DF, p-value: < 2.2e-16
##
##
## Teststatistic: -3.3073
## Critical values: 0.01= -5.34 0.05= -4.8 0.1= -4.58
##
## Potential break point at position: 78

##
## #####
## # KPSS Unit Root Test #
## #####
##
## Test is of type: mu with 3 lags.
##
## Value of test-statistic is: 0.5632
##
## Critical value for a significance level of:
##          10pct 5pct 2.5pct 1pct
## critical values 0.347 0.463 0.574 0.739
```

### D.7 Hiato de Ocupação (Filtro Hodrick-Prescot) (1999:Q1 - 2019:Q4)

```
##
## #####
## # Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
## #####
##
## Test regression none
##
##
## Call:
## lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 - 1 + z.diff.lag)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.0044314 -0.0007531  0.0001716  0.0014280  0.0053108
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## z.lag.1      -0.04888    0.05157  -0.948   0.346
## z.diff.lag   0.49254    0.11575   4.255 5.63e-05 ***
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.001774 on 80 degrees of freedom
## Multiple R-squared: 0.1983, Adjusted R-squared: 0.1782
## F-statistic: 9.893 on 2 and 80 DF, p-value: 0.0001449
##
```

## APÊNDICE D. TESTE DE ESTACIONARIDADE PARA VARIÁVEIS DA ECONOMIA BRASILEIRA

---

```
##
## Value of test-statistic is: -0.9479
##
## Critical values for test statistics:
##      1pct  5pct 10pct
## tau1 -2.6 -1.95 -1.61

##
## #####
## # Phillips-Perron Unit Root Test #
## #####
##
## Test regression with intercept
##
##
## Call:
## lm(formula = y ~ y.l1)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.0042700 -0.0010868 -0.0000804  0.0013984  0.0052618
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept)  0.0002936  0.0002141   1.371   0.174
## y.l1         1.0469382  0.0492526  21.257 <2e-16 ***
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.00194 on 81 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.848, Adjusted R-squared:  0.8461
## F-statistic: 451.8 on 1 and 81 DF, p-value: < 2.2e-16
##
##
## Value of test-statistic, type: Z-alpha is: -1.1762
##
##      aux. Z statistics
## Z-tau-mu          1.186

##
## #####
## # Zivot-Andrews Unit Root Test #
## #####
##
##
## Call:
## lm(formula = testmat)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.0043789 -0.0009870 -0.0001213  0.0011837  0.0031092
```

## APÊNDICE D. TESTE DE ESTACIONARIDADE PARA VARIÁVEIS DA ECONOMIA BRASILEIRA

---

```
##
## Coefficients:
##           Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept) 2.503e-04 3.976e-04  0.630  0.531
## y.l1        8.486e-01 5.700e-02 14.889 < 2e-16 ***
## trend       -5.720e-06 8.774e-06 -0.652  0.516
## du          5.256e-03 1.049e-03  5.011 3.24e-06 ***
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.001685 on 79 degrees of freedom
## (1 observation deleted due to missingness)
## Multiple R-squared:  0.8881, Adjusted R-squared:  0.8839
## F-statistic: 209 on 3 and 79 DF, p-value: < 2.2e-16
##
##
## Teststatistic: -2.6557
## Critical values: 0.01= -5.34 0.05= -4.8 0.1= -4.58
##
## Potential break point at position: 78

##
## #####
## # KPSS Unit Root Test #
## #####
##
## Test is of type: mu with 3 lags.
##
## Value of test-statistic is: 0.2058
##
## Critical value for a significance level of:
##           10pct  5pct 2.5pct 1pct
## critical values 0.347 0.463 0.574 0.739
```

### D.8 Efeito Alimentação-Energia (1999:Q1 - 2019:Q4)

```
##
## #####
## # Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
## #####
##
## Test regression none
##
##
## Call:
## lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 - 1 + z.diff.lag)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.0044481 -0.0005859  0.0008584  0.0016213  0.0106630
##
```

## APÊNDICE D. TESTE DE ESTACIONARIDADE PARA VARIÁVEIS DA ECONOMIA BRASILEIRA

---

```
## Coefficients:
##           Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## z.lag.1    -0.38939   0.09513  -4.093 0.000101 ***
## z.diff.lag  0.04784   0.11117   0.430 0.668105
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.002542 on 80 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.1907, Adjusted R-squared:  0.1705
## F-statistic: 9.428 on 2 and 80 DF,  p-value: 0.0002106
##
##
## Value of test-statistic is: -4.093
##
## Critical values for test statistics:
##      1pct  5pct 10pct
## tau1 -2.6 -1.95 -1.61

##
## #####
## # Phillips-Perron Unit Root Test #
## #####
##
## Test regression with intercept
##
##
## Call:
## lm(formula = y ~ y.l1)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.0033296 -0.0016333 -0.0001694  0.0008984  0.0092380
##
## Coefficients:
##           Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept) 0.0012380  0.0003319   3.730 0.000354 ***
## y.l1         0.3929933  0.1021922   3.846 0.000238 ***
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.002349 on 81 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.1544, Adjusted R-squared:  0.144
## F-statistic: 14.79 on 1 and 81 DF,  p-value: 0.0002384
##
##
## Value of test-statistic, type: Z-alpha is: -46.5005
##
##           aux. Z statistics
## Z-tau-mu           3.6462

##
## #####
```

## APÊNDICE D. TESTE DE ESTACIONARIDADE PARA VARIÁVEIS DA ECONOMIA BRASILEIRA

---

```
## # Zivot-Andrews Unit Root Test #
## #####
##
##
## Call:
## lm(formula = testmat)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.0048171 -0.0011752 -0.0000523  0.0009395  0.0071837
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept)  3.111e-03  6.783e-04   4.587 1.66e-05 ***
## y.l1         2.839e-01  1.011e-01   2.807  0.00630 **
## trend        1.465e-05  1.384e-05   1.059  0.29301
## du           -2.825e-03  8.647e-04  -3.267  0.00161 **
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.002206 on 79 degrees of freedom
## (1 observation deleted due to missingness)
## Multiple R-squared:  0.2729, Adjusted R-squared:  0.2453
## F-statistic: 9.882 on 3 and 79 DF, p-value: 1.319e-05
##
##
## Teststatistic: -7.0806
## Critical values: 0.01= -5.34 0.05= -4.8 0.1= -4.58
##
## Potential break point at position: 17

##
## #####
## # KPSS Unit Root Test #
## #####
##
## Test is of type: mu with 3 lags.
##
## Value of test-statistic is: 0.3301
##
## Critical value for a significance level of:
##           10pct  5pct 2.5pct  1pct
## critical values 0.347 0.463  0.574 0.739
```

### D.9 Efeito Preço dos Importados (1999:Q1 - 2019:Q4)

```
##
## #####
## # Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
## #####
##
```

## APÊNDICE D. TESTE DE ESTACIONARIDADE PARA VARIÁVEIS DA ECONOMIA BRASILEIRA

---

```
## Test regression none
##
##
## Call:
## lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 - 1 + z.diff.lag)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.066445 -0.020080 -0.003671  0.015741  0.110571
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## z.lag.1      -0.80591    0.12335  -6.534 5.5e-09 ***
## z.diff.lag   0.16071    0.08924   1.801 0.0755 .
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.03006 on 80 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.3708, Adjusted R-squared:  0.3551
## F-statistic: 23.58 on 2 and 80 DF,  p-value: 8.93e-09
##
##
## Value of test-statistic is: -6.5335
##
## Critical values for test statistics:
##      1pct  5pct 10pct
## tau1 -2.6 -1.95 -1.61

##
## #####
## # Phillips-Perron Unit Root Test #
## #####
##
## Test regression with intercept
##
##
## Call:
## lm(formula = y ~ y.l1)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.078982 -0.017962 -0.000797  0.016873  0.114024
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept) -0.001613    0.003468  -0.465  0.6431
## y.l1         0.175611    0.091781   1.913  0.0592 .
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.03159 on 81 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.04324, Adjusted R-squared:  0.03143
```



## APÊNDICE D. TESTE DE ESTACIONARIDADE PARA VARIÁVEIS DA ECONOMIA BRASILEIRA

---

```
## F-statistic: 3.661 on 1 and 81 DF, p-value: 0.05924
##
##
## Value of test-statistic, type: Z-alpha is: -67.5799
##
##      aux. Z statistics
## Z-tau-mu      -0.4656

##
## #####
## # Zivot-Andrews Unit Root Test #
## #####
##
##
## Call:
## lm(formula = testmat)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.066152 -0.017346  0.000788  0.016461  0.120319
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept)  0.0018490  0.0082923   0.223  0.8241
## y.l1         0.1312665  0.0929542   1.412  0.1618
## trend        0.0003978  0.0001927   2.065  0.0422 *
## du          -0.0250675  0.0122389  -2.048  0.0439 *
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.03101 on 79 degrees of freedom
## (1 observation deleted due to missingness)
## Multiple R-squared:  0.1007, Adjusted R-squared:  0.06657
## F-statistic: 2.949 on 3 and 79 DF, p-value: 0.03776
##
##
## Teststatistic: -9.3458
## Critical values: 0.01= -5.34 0.05= -4.8 0.1= -4.58
##
## Potential break point at position: 16

##
## #####
## # KPSS Unit Root Test #
## #####
##
## Test is of type: mu with 3 lags.
##
## Value of test-statistic is: 0.0856
##
## Critical value for a significance level of:
```

## APÊNDICE D. TESTE DE ESTACIONARIDADE PARA VARIÁVEIS DA ECONOMIA BRASILEIRA

---

```
##          10pct  5pct 2.5pct  1pct
## critical values 0.347 0.463  0.574 0.739
```

### D.10 Efeito Produtividade (Filtro Hamilton) (1999:Q1 - 2019:Q4)

```
##
## #####
## # Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
## #####
##
## Test regression none
##
##
## Call:
## lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 - 1 + z.diff.lag)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.012180 -0.004128 -0.001261  0.002169  0.011035
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## z.lag.1      -0.12157    0.03756  -3.237  0.00176 **
## z.diff.lag   0.53898    0.09824   5.487 4.67e-07 ***
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.004995 on 80 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.302, Adjusted R-squared:  0.2845
## F-statistic: 17.3 on 2 and 80 DF, p-value: 5.693e-07
##
##
## Value of test-statistic is: -3.2371
##
## Critical values for test statistics:
##      1pct  5pct 10pct
## tau1 -2.6 -1.95 -1.61
##
##
## #####
## # Phillips-Perron Unit Root Test #
## #####
##
## Test regression with intercept
##
##
## Call:
## lm(formula = y ~ y.l1)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
```

## APÊNDICE D. TESTE DE ESTACIONARIDADE PARA VARIÁVEIS DA ECONOMIA BRASILEIRA

---

```
## -0.0133937 -0.0048635 -0.0001755 0.0034110 0.0149050
##
## Coefficients:
##           Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept) -0.0006260 0.0007086 -0.883 0.38
## y.l1         0.9038544 0.0474288 19.057 <2e-16 ***
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.00585 on 81 degrees of freedom
## Multiple R-squared: 0.8176, Adjusted R-squared: 0.8154
## F-statistic: 363.2 on 1 and 81 DF, p-value: < 2.2e-16
##
## Value of test-statistic, type: Z-alpha is: -16.5204
##
##           aux. Z statistics
## Z-tau-mu          -1.2436

##
## #####
## # Zivot-Andrews Unit Root Test #
## #####
##
## Call:
## lm(formula = testmat)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.0142029 -0.0042542 0.0003433 0.0034774 0.0153125
##
## Coefficients:
##           Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept) 5.353e-03 2.609e-03 2.052 0.0435 *
## y.l1        8.668e-01 4.898e-02 17.698 <2e-16 ***
## trend       2.505e-05 2.865e-05 0.874 0.3846
## du          -7.758e-03 3.005e-03 -2.581 0.0117 *
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.005688 on 79 degrees of freedom
## (1 observation deleted due to missingness)
## Multiple R-squared: 0.8318, Adjusted R-squared: 0.8255
## F-statistic: 130.3 on 3 and 79 DF, p-value: < 2.2e-16
##
## Teststatistic: -2.7207
## Critical values: 0.01= -5.34 0.05= -4.8 0.1= -4.58
##
## Potential break point at position: 6
```

## APÊNDICE D. TESTE DE ESTACIONARIDADE PARA VARIÁVEIS DA ECONOMIA BRASILEIRA

---

```
##
## #####
## # KPSS Unit Root Test #
## #####
##
## Test is of type: mu with 3 lags.
##
## Value of test-statistic is: 0.1524
##
## Critical value for a significance level of:
##          10pct  5pct  2.5pct  1pct
## critical values 0.347 0.463  0.574 0.739
```

### **D.11 Efeito Produtividade (Filtro Hodrick-Prescot) (1999:Q1 - 2019:Q4)**

```
##
## #####
## # Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
## #####
##
## Test regression none
##
##
## Call:
## lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 - 1 + z.diff.lag)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -3.566e-04 -1.485e-04 -8.209e-05 -1.431e-05  3.540e-04
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## z.lag.1      -0.01174    0.00157  -7.477 8.49e-11 ***
## z.diff.lag   0.95554    0.01706  56.024 < 2e-16 ***
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.0001572 on 80 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.9757, Adjusted R-squared:  0.9751
## F-statistic: 1604 on 2 and 80 DF, p-value: < 2.2e-16
##
##
## Value of test-statistic is: -7.4769
##
## Critical values for test statistics:
##      1pct  5pct 10pct
## tau1 -2.6 -1.95 -1.61

##
## #####
```

## APÊNDICE D. TESTE DE ESTACIONARIDADE PARA VARIÁVEIS DA ECONOMIA BRASILEIRA

---

```
## # Phillips-Perron Unit Root Test #
## #####
##
## Test regression with intercept
##
##
## Call:
## lm(formula = y ~ y.l1)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.0022492 -0.0008148 -0.0001939  0.0007418  0.0022009
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept)  0.0003158  0.0001538   2.053  0.0433 *
## y.l1         1.0098843  0.0138708  72.807 <2e-16 ***
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.0009955 on 81 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.9849, Adjusted R-squared:  0.9848
## F-statistic: 5301 on 1 and 81 DF, p-value: < 2.2e-16
##
##
## Value of test-statistic, type: Z-alpha is: -0.8138
##
##          aux. Z statistics
## Z-tau-mu          0.5521

##
## #####
## # Zivot-Andrews Unit Root Test #
## #####
##
##
## Call:
## lm(formula = testmat)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.0012464 -0.0007263 -0.0001876  0.0006942  0.0018783
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept) -1.703e-03  5.079e-04  -3.354 0.001225 **
## y.l1         9.428e-01  2.061e-02  45.750 < 2e-16 ***
## trend        5.302e-05  1.238e-05   4.283 5.14e-05 ***
## du           -1.859e-03  4.825e-04  -3.853 0.000236 ***
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
```

## APÊNDICE D. TESTE DE ESTACIONARIDADE PARA VARIÁVEIS DA ECONOMIA BRASILEIRA

---

```
## Residual standard error: 0.0009081 on 79 degrees of freedom
## (1 observation deleted due to missingness)
## Multiple R-squared: 0.9878, Adjusted R-squared: 0.9873
## F-statistic: 2130 on 3 and 79 DF, p-value: < 2.2e-16
##
##
## Teststatistic: -2.7741
## Critical values: 0.01= -5.34 0.05= -4.8 0.1= -4.58
##
## Potential break point at position: 49
```

```
##
## #####
## # KPSS Unit Root Test #
## #####
##
## Test is of type: mu with 3 lags.
##
## Value of test-statistic is: 0.9788
##
## Critical value for a significance level of:
##          10pct 5pct 2.5pct 1pct
## critical values 0.347 0.463 0.574 0.739
```

### D.12 Participação dos Salários (1999:Q1 - 2017:Q4)

```
##
## #####
## # Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
## #####
##
## Test regression none
##
##
## Call:
## lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 - 1 + z.diff.lag)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.0211672 -0.0029772  0.0009287  0.0044484  0.0214332
##
## Coefficients:
##           Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## z.lag.1    -1.26123    0.18736  -6.732 3.44e-09 ***
## z.diff.lag -0.02669    0.11569  -0.231  0.818
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.008344 on 72 degrees of freedom
## Multiple R-squared: 0.6479, Adjusted R-squared: 0.6382
## F-statistic: 66.25 on 2 and 72 DF, p-value: < 2.2e-16
```

## APÊNDICE D. TESTE DE ESTACIONARIDADE PARA VARIÁVEIS DA ECONOMIA BRASILEIRA

---

```
##
##
## Value of test-statistic is: -6.7317
##
## Critical values for test statistics:
##      1pct 5pct 10pct
## tau1 -2.6 -1.95 -1.61

##
## #####
## # Phillips-Perron Unit Root Test #
## #####
##
## Test regression with intercept
##
##
## Call:
## lm(formula = y ~ y.l1)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.0214196 -0.0042538  0.0003688  0.0038508  0.0210862
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept)  0.0005074  0.0009574   0.530   0.5977
## y.l1        -0.2873398  0.1098509  -2.616   0.0108 *
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.008287 on 73 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.08569, Adjusted R-squared:  0.07317
## F-statistic: 6.842 on 1 and 73 DF, p-value: 0.01081
##
##
## Value of test-statistic, type: Z-alpha is: -94.4866
##
##      aux. Z statistics
## Z-tau-mu      0.5338

##
## #####
## # Zivot-Andrews Unit Root Test #
## #####
##
##
## Call:
## lm(formula = testmat)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
```

## APÊNDICE D. TESTE DE ESTACIONARIDADE PARA VARIÁVEIS DA ECONOMIA BRASILEIRA

---

```
## -0.0198866 -0.0035767 0.0001526 0.0039276 0.0204106
##
## Coefficients:
##             Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept) -0.0034021 0.0022833 -1.490 0.14065
## y.l1        -0.3334007 0.1099294 -3.033 0.00338 **
## trend        0.0001910 0.0000879 2.173 0.03315 *
## du           -0.0075560 0.0037916 -1.993 0.05013 .
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.008134 on 71 degrees of freedom
## (1 observation deleted due to missingness)
## Multiple R-squared: 0.1432, Adjusted R-squared: 0.107
## F-statistic: 3.956 on 3 and 71 DF, p-value: 0.01146
##
##
## Teststatistic: -12.1296
## Critical values: 0.01= -5.34 0.05= -4.8 0.1= -4.58
##
## Potential break point at position: 41

##
## #####
## # KPSS Unit Root Test #
## #####
##
## Test is of type: mu with 3 lags.
##
## Value of test-statistic is: 0.1798
##
## Critical value for a significance level of:
##             10pct 5pct 2.5pct 1pct
## critical values 0.347 0.463 0.574 0.739
```





# E

## Sumários das Estimações por GMM para os Estados Unidos da América.

### E.1 Para o período 1967-2019

#### E.1.1 Modelo com Produtividade e sem Participação dos Salários

##### E.1.1.1 Tendências por Filtro Hamilton

```
##
## Call:
## gmm(g = PCEPI_log_diff1 ~ PCEPI_log_diff1_lag1 + us_gap_U3_nairu3_log_hmt_lag1 +
##   us_fe_effect_lag1 + us_pi_effect_lag1 + us_pt_effect_diff8_hmt_lag1,
##   x = ~PCEPI_log_diff1_lag1 + PCEPI_log_diff1_lag2 + PCEPI_log_diff1_lag3 +
##     PCEPI_log_diff1_lag4 + us_gap_U3_nairu3_log_hmt_lag1 +
##     us_fe_effect_lag1 + us_pi_effect_lag1 + us_pt_effect_diff8_hmt_lag1,
##   data = us_final_data_1967T02019)
##
##
## Method: twoStep
##
## Kernel: Quadratic Spectral(with bw = 1.56509 )
##
## Coefficients:
##              Estimate      Std. Error  t value
## (Intercept)    4.0443e-04  2.0990e-04  1.9268e+00
## PCEPI_log_diff1_lag1  8.7698e-01  5.6163e-02  1.5615e+01
## us_gap_U3_nairu3_log_hmt_lag1 -1.3650e-03  9.4808e-04 -1.4398e+00
## us_fe_effect_lag1 -5.9504e-01  1.4111e-01 -4.2168e+00
## us_pi_effect_lag1  3.4237e-02  1.4596e-02  2.3457e+00
## us_pt_effect_diff8_hmt_lag1  6.4834e-02  8.4121e-02  7.7072e-01
##              Pr(>|t|)
## (Intercept)    5.4009e-02
## PCEPI_log_diff1_lag1  5.7670e-55
## us_gap_U3_nairu3_log_hmt_lag1  1.4993e-01
## us_fe_effect_lag1  2.4778e-05
## us_pi_effect_lag1  1.8992e-02
## us_pt_effect_diff8_hmt_lag1  4.4087e-01
##
## J-Test: degrees of freedom is 3
##              J-test    P-value
```

## APÊNDICE E. SUMÁRIOS DAS ESTIMAÇÕES POR GMM PARA OS ESTADOS UNIDOS DA AMÉRICA.

---

```

## Test E(g)=0:   9.816810  0.020189
##
## Initial values of the coefficients
##           (Intercept)          PCEPI_log_diff1_lag1
##           0.0004570096          0.8972382897
## us_gap_U3_nairu3_log_hmt_lag1      us_fe_effect_lag1
##           -0.0013865728          -0.4413458047
##           us_pi_effect_lag1      us_pt_effect_diff8_hmt_lag1
##           0.0399008272          0.0309053208

##
## Call:
## gmm(g = PCEPI_log_diff1 ~ PCEPI_log_diff1_lag1 + us_gap_Epr_nairo_log_hmt_lag1 +
##     us_fe_effect_lag1 + us_pi_effect_lag1 + us_pt_effect_diff8_hmt_lag1,
##     x = ~PCEPI_log_diff1_lag1 + PCEPI_log_diff1_lag2 + PCEPI_log_diff1_lag3 +
##         PCEPI_log_diff1_lag4 + us_gap_Epr_nairo_log_hmt_lag1 +
##         us_fe_effect_lag1 + us_pi_effect_lag1 + us_pt_effect_diff8_hmt_lag1,
##     data = us_final_data_1967T02019)
##
##
## Method: twoStep
##
## Kernel: Quadratic Spectral(with bw = 1.09183 )
##
## Coefficients:
##           Estimate      Std. Error  t value
## (Intercept)      3.9792e-04  2.0760e-04  1.9167e+00
## PCEPI_log_diff1_lag1      8.6929e-01  5.2572e-02  1.6535e+01
## us_gap_Epr_nairo_log_hmt_lag1      1.6258e-02  1.1268e-02  1.4428e+00
## us_fe_effect_lag1      -5.7313e-01  1.3976e-01 -4.1009e+00
## us_pi_effect_lag1      3.4514e-02  1.4500e-02  2.3803e+00
## us_pt_effect_diff8_hmt_lag1      5.9824e-02  8.1753e-02  7.3177e-01
##           Pr(>|t|)
## (Intercept)      5.5272e-02
## PCEPI_log_diff1_lag1      2.0402e-61
## us_gap_Epr_nairo_log_hmt_lag1      1.4907e-01
## us_fe_effect_lag1      4.1147e-05
## us_pi_effect_lag1      1.7298e-02
## us_pt_effect_diff8_hmt_lag1      4.6431e-01
##
## J-Test: degrees of freedom is 3
##           J-test      P-value
## Test E(g)=0:   9.827374  0.020092
##
## Initial values of the coefficients
##           (Intercept)          PCEPI_log_diff1_lag1
##           0.0004650291          0.8838998243
## us_gap_Epr_nairo_log_hmt_lag1      us_fe_effect_lag1
##           0.0141345708          -0.4210538905
##           us_pi_effect_lag1      us_pt_effect_diff8_hmt_lag1
##           0.0408967639          0.0278855843

```

APÊNDICE E. SUMÁRIOS DAS ESTIMAÇÕES POR GMM PARA OS ESTADOS UNIDOS DA AMÉRICA.

---

```

##
## Call:
## gmm(g = PCEPI_log_diff1 ~ PCEPI_log_diff1_lag1 + us_U3_log_lag1 +
##   us_fe_effect_lag1 + us_pi_effect_lag1 + us_pt_effect_diff8_hmt_lag1,
##   x = ~PCEPI_log_diff1_lag1 + PCEPI_log_diff1_lag2 + PCEPI_log_diff1_lag3 +
##     PCEPI_log_diff1_lag4 + us_U3_log_lag1 + us_fe_effect_lag1 +
##     us_pi_effect_lag1 + us_pt_effect_diff8_hmt_lag1, data = us_final_data_1967T02019)
##
##
## Method: twoStep
##
## Kernel: Quadratic Spectral(with bw = 0.78075 )
##
## Coefficients:
##
##           Estimate   Std. Error   t value   Pr(>|t|)
## (Intercept)      7.8455e-04  4.3030e-04  1.8233e+00  6.8263e-02
## PCEPI_log_diff1_lag1  8.6948e-01  5.3804e-02  1.6160e+01  9.6363e-59
## us_U3_log_lag1    -4.6488e-04  5.9340e-04 -7.8343e-01  4.3338e-01
## us_fe_effect_lag1  -5.4841e-01  1.3640e-01 -4.0205e+00  5.8068e-05
## us_pi_effect_lag1   3.5117e-02  1.4481e-02  2.4251e+00  1.5306e-02
## us_pt_effect_diff8_hmt_lag1  6.0331e-02  8.3384e-02  7.2353e-01  4.6936e-01
##
## J-Test: degrees of freedom is 3
##           J-test   P-value
## Test E(g)=0:   9.762719  0.020695
##
## Initial values of the coefficients
##           (Intercept)      PCEPI_log_diff1_lag1
##           0.0010401551           0.8906866401
##           us_U3_log_lag1      us_fe_effect_lag1
##           -0.0007488141          -0.4265173976
##           us_pi_effect_lag1 us_pt_effect_diff8_hmt_lag1
##           0.0411650962           0.0334846285
##
##
## Call:
## gmm(g = PCEPI_log_diff1 ~ PCEPI_log_diff1_lag1 + us_Epr_log_lag1 +
##   us_fe_effect_lag1 + us_pi_effect_lag1 + us_pt_effect_diff8_hmt_lag1,
##   x = ~PCEPI_log_diff1_lag1 + PCEPI_log_diff1_lag2 + PCEPI_log_diff1_lag3 +
##     PCEPI_log_diff1_lag4 + us_Epr_log_lag1 + us_fe_effect_lag1 +
##     us_pi_effect_lag1 + us_pt_effect_diff8_hmt_lag1, data = us_final_data_1967T02019)
##
##
## Method: twoStep
##
## Kernel: Quadratic Spectral(with bw = 0.74755 )
##
## Coefficients:
##
##           Estimate   Std. Error   t value   Pr(>|t|)
## (Intercept)      5.6560e-03  1.1972e-02  4.7242e-01  6.3663e-01
## PCEPI_log_diff1_lag1  8.5884e-01  6.0156e-02  1.4277e+01  3.0488e-46
## us_Epr_log_lag1    -2.9199e-03  6.6571e-03 -4.3861e-01  6.6094e-01

```

## APÊNDICE E. SUMÁRIOS DAS ESTIMAÇÕES POR GMM PARA OS ESTADOS UNIDOS DA AMÉRICA.

---

```
## us_fe_effect_lag1          -5.3715e-01  1.5444e-01  -3.4781e+00  5.0495e-04
## us_pi_effect_lag1          3.4976e-02  1.4521e-02  2.4087e+00  1.6012e-02
## us_pt_effect_diff8_hmt_lag1 7.3619e-02  8.3810e-02  8.7841e-01  3.7972e-01
##
## J-Test: degrees of freedom is 3
##           J-test  P-value
## Test E(g)=0:  9.775314  0.020576
##
## Initial values of the coefficients
##           (Intercept)      PCEPI_log_diff1_lag1
##           0.011882336          0.858770455
##           us_Epr_log_lag1      us_fe_effect_lag1
##           -0.006347368          -0.371436360
##           us_pi_effect_lag1 us_pt_effect_diff8_hmt_lag1
##           0.041810853          0.045974256
```

### E.1.1.2 Tendências por Filtro Hodrick-Prescot

```
##
## Call:
## gmm(g = PCEPI_log_diff1 ~ PCEPI_log_diff1_lag1 + us_gap_U3_nairu3_log_hp_lag1 +
##   us_fe_effect_lag1 + us_pi_effect_lag1 + us_pt_effect_diff8_hp_lag1,
##   x = ~PCEPI_log_diff1_lag1 + PCEPI_log_diff1_lag2 + PCEPI_log_diff1_lag3 +
##     PCEPI_log_diff1_lag4 + us_gap_U3_nairu3_log_hp_lag1 +
##     us_fe_effect_lag1 + us_pi_effect_lag1 + us_pt_effect_diff8_hp_lag1,
##   data = us_final_data_1967T02019)
##
##
## Method: twoStep
##
## Kernel: Quadratic Spectral(with bw = 1.57027 )
##
## Coefficients:
##           Estimate      Std. Error  t value
## (Intercept)      5.3950e-04  1.9125e-04  2.8210e+00
## PCEPI_log_diff1_lag1      8.3550e-01  4.9258e-02  1.6962e+01
## us_gap_U3_nairu3_log_hp_lag1 -1.9730e-03  1.4998e-03 -1.3155e+00
## us_fe_effect_lag1      -5.2233e-01  1.2181e-01 -4.2880e+00
## us_pi_effect_lag1      3.4496e-02  1.3322e-02  2.5893e+00
## us_pt_effect_diff8_hp_lag1 -4.2704e-02  2.2692e-02 -1.8819e+00
##           Pr(>|t|)
## (Intercept)      4.7881e-03
## PCEPI_log_diff1_lag1      1.5755e-64
## us_gap_U3_nairu3_log_hp_lag1 1.8835e-01
## us_fe_effect_lag1      1.8032e-05
## us_pi_effect_lag1      9.6167e-03
## us_pt_effect_diff8_hp_lag1 5.9846e-02
##
## J-Test: degrees of freedom is 3
##           J-test  P-value
## Test E(g)=0:  9.70168  0.02128
##
```

APÊNDICE E. SUMÁRIOS DAS ESTIMAÇÕES POR GMM PARA OS ESTADOS UNIDOS DA AMÉRICA.

---

```

## Initial values of the coefficients
##           (Intercept)           PCEPI_log_diff1_lag1
##           0.0005059228           0.8705434127
## us_gap_U3_nairu3_log_hp_lag1           us_fe_effect_lag1
##           -0.0030782334           -0.4365940047
##           us_pi_effect_lag1           us_pt_effect_diff8_hp_lag1
##           0.0369766058           -0.0372724329

##
## Call:
## gmm(g = PCEPI_log_diff1 ~ PCEPI_log_diff1_lag1 + us_gap_Epr_nairo_log_hp_lag1 +
##     us_fe_effect_lag1 + us_pi_effect_lag1 + us_pt_effect_diff8_hp_lag1,
##     x = ~PCEPI_log_diff1_lag1 + PCEPI_log_diff1_lag2 + PCEPI_log_diff1_lag3 +
##     PCEPI_log_diff1_lag4 + us_gap_Epr_nairo_log_hp_lag1 +
##     us_fe_effect_lag1 + us_pi_effect_lag1 + us_pt_effect_diff8_hp_lag1,
##     data = us_final_data_1967T02019)
##
##
## Method: twoStep
##
## Kernel: Quadratic Spectral(with bw = 0.95484 )
##
## Coefficients:
##           Estimate      Std. Error  t value
## (Intercept)      5.4084e-04  1.9322e-04  2.7991e+00
## PCEPI_log_diff1_lag1      8.3609e-01  5.0138e-02  1.6676e+01
## us_gap_Epr_nairo_log_hp_lag1      1.4273e-02  2.2105e-02  6.4571e-01
## us_fe_effect_lag1      -5.0520e-01  1.2263e-01  -4.1197e+00
## us_pi_effect_lag1      3.3794e-02  1.3526e-02  2.4986e+00
## us_pt_effect_diff8_hp_lag1      -4.2267e-02  2.2726e-02  -1.8599e+00
##           Pr(>|t|)
## (Intercept)      5.1248e-03
## PCEPI_log_diff1_lag1      1.9687e-62
## us_gap_Epr_nairo_log_hp_lag1      5.1847e-01
## us_fe_effect_lag1      3.7939e-05
## us_pi_effect_lag1      1.2470e-02
## us_pt_effect_diff8_hp_lag1      6.2903e-02
##
## J-Test: degrees of freedom is 3
##           J-test      P-value
## Test E(g)=0:      10.102574      0.017714
##
## Initial values of the coefficients
##           (Intercept)           PCEPI_log_diff1_lag1
##           0.0005104821           0.8693728083
## us_gap_Epr_nairo_log_hp_lag1           us_fe_effect_lag1
##           0.0308983481           -0.4285685384
##           us_pi_effect_lag1           us_pt_effect_diff8_hp_lag1
##           0.0372231910           -0.0374028308

##
## Call:

```

## APÊNDICE E. SUMÁRIOS DAS ESTIMAÇÕES POR GMM PARA OS ESTADOS UNIDOS DA AMÉRICA.

---

```

## gmm(g = PCEPI_log_diff1 ~ PCEPI_log_diff1_lag1 + us_U3_log_lag1 +
##   us_fe_effect_lag1 + us_pi_effect_lag1 + us_pt_effect_diff8_hp_lag1,
##   x = ~PCEPI_log_diff1_lag1 + PCEPI_log_diff1_lag2 + PCEPI_log_diff1_lag3 +
##     PCEPI_log_diff1_lag4 + us_U3_log_lag1 + us_fe_effect_lag1 +
##     us_pi_effect_lag1 + us_pt_effect_diff8_hp_lag1, data = us_final_data_1967T02019)
##
##
## Method: twoStep
##
## Kernel: Quadratic Spectral(with bw = 0.53957 )
##
## Coefficients:
##
##           Estimate   Std. Error   t value   Pr(>|t|)
## (Intercept)      9.5000e-04   4.3731e-04   2.1724e+00   2.9828e-02
## PCEPI_log_diff1_lag1  8.4330e-01   5.3153e-02   1.5865e+01   1.0984e-56
## us_U3_log_lag1    -5.8199e-04   6.0329e-04  -9.6470e-01   3.3470e-01
## us_fe_effect_lag1  -5.2529e-01   1.3182e-01  -3.9849e+00   6.7518e-05
## us_pi_effect_lag1   3.2668e-02   1.4086e-02   2.3193e+00   2.0381e-02
## us_pt_effect_diff8_hp_lag1 -4.2747e-02   2.3133e-02  -1.8479e+00   6.4624e-02
##
## J-Test: degrees of freedom is 3
##           J-test   P-value
## Test E(g)=0:  10.024237  0.018361
##
## Initial values of the coefficients
##           (Intercept)   PCEPI_log_diff1_lag1
##           0.0011268222   0.8786864669
##           us_U3_log_lag1   us_fe_effect_lag1
##           -0.0008381213   -0.4261071950
##           us_pi_effect_lag1 us_pt_effect_diff8_hp_lag1
##           0.0389890747   -0.0408876015
##
##
## Call:
## gmm(g = PCEPI_log_diff1 ~ PCEPI_log_diff1_lag1 + us_Epr_log_lag1 +
##   us_fe_effect_lag1 + us_pi_effect_lag1 + us_pt_effect_diff8_hp_lag1,
##   x = ~PCEPI_log_diff1_lag1 + PCEPI_log_diff1_lag2 + PCEPI_log_diff1_lag3 +
##     PCEPI_log_diff1_lag4 + us_Epr_log_lag1 + us_fe_effect_lag1 +
##     us_pi_effect_lag1 + us_pt_effect_diff8_hp_lag1, data = us_final_data_1967T02019)
##
##
## Method: twoStep
##
## Kernel: Quadratic Spectral(with bw = 0.52462 )
##
## Coefficients:
##
##           Estimate   Std. Error   t value   Pr(>|t|)
## (Intercept)    -1.2305e-03   1.3349e-02  -9.2184e-02   9.2655e-01
## PCEPI_log_diff1_lag1  8.4699e-01   6.1199e-02   1.3840e+01   1.4626e-43
## us_Epr_log_lag1     9.6041e-04   7.4162e-03   1.2950e-01   8.9696e-01
## us_fe_effect_lag1  -5.3799e-01   1.5287e-01  -3.5192e+00   4.3289e-04
## us_pi_effect_lag1   3.3691e-02   1.4316e-02   2.3533e+00   1.8607e-02

```

## APÊNDICE E. SUMÁRIOS DAS ESTIMAÇÕES POR GMM PARA OS ESTADOS UNIDOS DA AMÉRICA.

---

```
## us_pt_effect_diff8_hp_lag1 -3.8220e-02 2.5972e-02 -1.4716e+00 1.4112e-01
##
## J-Test: degrees of freedom is 3
##          J-test    P-value
## Test E(g)=0: 9.932587 0.019148
##
## Initial values of the coefficients
##          (Intercept)      PCEPI_log_diff1_lag1
##          0.007549045          0.855890666
##          us_Epr_log_lag1      us_fe_effect_lag1
##          -0.003920548          -0.380563555
##          us_pi_effect_lag1 us_pt_effect_diff8_hp_lag1
##          0.040568194          -0.035694914
```

### E.1.2 Modelo sem Produtividade e com Participação dos Salários

#### E.1.2.1 Tendências por Filtro Hamilton

```
##
## Call:
## gmm(g = PCEPI_log_diff1 ~ PCEPI_log_diff1_lag1 + us_gap_U3_nairu3_log_hmt_lag1 +
##   us_fe_effect_lag1 + us_pi_effect_lag1 + us_Wshare_log_diff1_lag1,
##   x = ~PCEPI_log_diff1_lag1 + PCEPI_log_diff1_lag2 + PCEPI_log_diff1_lag3 +
##     PCEPI_log_diff1_lag4 + us_gap_U3_nairu3_log_hmt_lag1 +
##     us_fe_effect_lag1 + us_pi_effect_lag1 + us_Wshare_log_diff1_lag1,
##   data = us_final_data_1967T02019)
##
##
## Method: twoStep
##
## Kernel: Quadratic Spectral(with bw = 1.63516 )
##
## Coefficients:
##          Estimate      Std. Error  t value
## (Intercept) 4.6186e-04 2.1070e-04 2.1920e+00
## PCEPI_log_diff1_lag1 8.6002e-01 5.5783e-02 1.5417e+01
## us_gap_U3_nairu3_log_hmt_lag1 -1.1123e-03 9.4967e-04 -1.1713e+00
## us_fe_effect_lag1 -5.5867e-01 1.3410e-01 -4.1660e+00
## us_pi_effect_lag1 3.4336e-02 1.3421e-02 2.5584e+00
## us_Wshare_log_diff1_lag1 2.7676e-02 2.2595e-02 1.2249e+00
##          Pr(>|t|)
## (Intercept) 2.8377e-02
## PCEPI_log_diff1_lag1 1.2535e-53
## us_gap_U3_nairu3_log_hmt_lag1 2.4148e-01
## us_fe_effect_lag1 3.1002e-05
## us_pi_effect_lag1 1.0515e-02
## us_Wshare_log_diff1_lag1 2.2063e-01
##
## J-Test: degrees of freedom is 3
##          J-test    P-value
## Test E(g)=0: 10.443963 0.015146
```



## APÊNDICE E. SUMÁRIOS DAS ESTIMAÇÕES POR GMM PARA OS ESTADOS UNIDOS DA AMÉRICA.

---

```

##
## Initial values of the coefficients
##           (Intercept)           PCEPI_log_diff1_lag1
##           0.0004570406           0.8969095641
## us_gap_U3_nairo3_log_hmt_lag1     us_fe_effect_lag1
##           -0.0011456684           -0.4326898288
##           us_pi_effect_lag1       us_Wshare_log_diff1_lag1
##           0.0381393260           0.0304365016

##
## Call:
## gmm(g = PCEPI_log_diff1 ~ PCEPI_log_diff1_lag1 + us_gap_Epr_nairo_log_hmt_lag1 +
##     us_fe_effect_lag1 + us_pi_effect_lag1 + us_Wshare_log_diff1_lag1,
##     x = ~PCEPI_log_diff1_lag1 + PCEPI_log_diff1_lag2 + PCEPI_log_diff1_lag3 +
##         PCEPI_log_diff1_lag4 + us_gap_Epr_nairo_log_hmt_lag1 +
##         us_fe_effect_lag1 + us_pi_effect_lag1 + us_Wshare_log_diff1_lag1,
##     data = us_final_data_1967T02019)
##
##
## Method: twoStep
##
## Kernel: Quadratic Spectral(with bw = 1.10455 )
##
## Coefficients:
##           Estimate      Std. Error  t value
## (Intercept)      4.4519e-04  2.1066e-04  2.1133e+00
## PCEPI_log_diff1_lag1  8.5717e-01  5.2825e-02  1.6227e+01
## us_gap_Epr_nairo_log_hmt_lag1  1.4266e-02  1.1346e-02  1.2574e+00
## us_fe_effect_lag1 -5.4740e-01  1.3371e-01 -4.0939e+00
## us_pi_effect_lag1  3.4172e-02  1.3332e-02  2.5631e+00
## us_Wshare_log_diff1_lag1  2.5520e-02  2.1867e-02  1.1671e+00
##           Pr(>|t|)
## (Intercept)      3.4577e-02
## PCEPI_log_diff1_lag1  3.2646e-59
## us_gap_Epr_nairo_log_hmt_lag1  2.0862e-01
## us_fe_effect_lag1  4.2422e-05
## us_pi_effect_lag1  1.0373e-02
## us_Wshare_log_diff1_lag1  2.4317e-01
##
## J-Test: degrees of freedom is 3
##           J-test      P-value
## Test E(g)=0:  10.186955  0.017042
##
## Initial values of the coefficients
##           (Intercept)           PCEPI_log_diff1_lag1
##           0.0004638714           0.8858568385
## us_gap_Epr_nairo_log_hmt_lag1     us_fe_effect_lag1
##           0.0117197042           -0.4161937291
##           us_pi_effect_lag1       us_Wshare_log_diff1_lag1
##           0.0389402298           0.0302824417

```

APÊNDICE E. SUMÁRIOS DAS ESTIMAÇÕES POR GMM PARA OS ESTADOS UNIDOS DA AMÉRICA.

---

```
##
## Call:
## gmm(g = PCEPI_log_diff1 ~ PCEPI_log_diff1_lag1 + us_U3_log_lag1 +
##   us_fe_effect_lag1 + us_pi_effect_lag1 + us_Wshare_log_diff1_lag1,
##   x = ~PCEPI_log_diff1_lag1 + PCEPI_log_diff1_lag2 + PCEPI_log_diff1_lag3 +
##     PCEPI_log_diff1_lag4 + us_U3_log_lag1 + us_fe_effect_lag1 +
##       us_pi_effect_lag1 + us_Wshare_log_diff1_lag1, data = us_final_data_1967T02019)
##
##
## Method: twoStep
##
## Kernel: Quadratic Spectral(with bw = 0.97588 )
##
## Coefficients:
##
##           Estimate      Std. Error  t value    Pr(>|t|)
## (Intercept)      7.2067e-04  4.3571e-04  1.6540e+00  9.8126e-02
## PCEPI_log_diff1_lag1  8.5492e-01  5.3222e-02  1.6063e+01  4.6214e-58
## us_U3_log_lag1    -3.1981e-04  5.8804e-04 -5.4386e-01  5.8654e-01
## us_fe_effect_lag1 -5.2742e-01  1.2809e-01 -4.1175e+00  3.8308e-05
## us_pi_effect_lag1  3.4459e-02  1.3423e-02  2.5671e+00  1.0254e-02
## us_Wshare_log_diff1_lag1  3.2154e-02  2.3102e-02  1.3918e+00  1.6397e-01
##
## J-Test: degrees of freedom is 3
##           J-test    P-value
## Test E(g)=0:  10.343724  0.015859
##
## Initial values of the coefficients
##           (Intercept)      PCEPI_log_diff1_lag1      us_U3_log_lag1
##           0.0009173051      0.8913291718      -0.0005895898
##           us_fe_effect_lag1      us_pi_effect_lag1 us_Wshare_log_diff1_lag1
##           -0.4194497905      0.0390397198      0.0331068520
##
##
## Call:
## gmm(g = PCEPI_log_diff1 ~ PCEPI_log_diff1_lag1 + us_Epr_log_lag1 +
##   us_fe_effect_lag1 + us_pi_effect_lag1 + us_Wshare_log_diff1_lag1,
##   x = ~PCEPI_log_diff1_lag1 + PCEPI_log_diff1_lag2 + PCEPI_log_diff1_lag3 +
##     PCEPI_log_diff1_lag4 + us_Epr_log_lag1 + us_fe_effect_lag1 +
##       us_pi_effect_lag1 + us_Wshare_log_diff1_lag1, data = us_final_data_1967T02019)
##
##
## Method: twoStep
##
## Kernel: Quadratic Spectral(with bw = 0.92028 )
##
## Coefficients:
##
##           Estimate      Std. Error  t value    Pr(>|t|)
## (Intercept)      4.4319e-03  1.1989e-02  3.6965e-01  7.1164e-01
## PCEPI_log_diff1_lag1  8.4931e-01  6.2557e-02  1.3577e+01  5.5091e-42
## us_Epr_log_lag1    -2.2160e-03  6.6568e-03 -3.3289e-01  7.3922e-01
## us_fe_effect_lag1 -5.2421e-01  1.4760e-01 -3.5515e+00  3.8303e-04
## us_pi_effect_lag1  3.4116e-02  1.3347e-02  2.5560e+00  1.0587e-02
```

## APÊNDICE E. SUMÁRIOS DAS ESTIMAÇÕES POR GMM PARA OS ESTADOS UNIDOS DA AMÉRICA.

---

```
## us_Wshare_log_diff1_lag1 3.5525e-02 2.2673e-02 1.5669e+00 1.1714e-01
##
## J-Test: degrees of freedom is 3
##           J-test   P-value
## Test E(g)=0: 10.45352 0.01508
##
## Initial values of the coefficients
##           (Intercept)   PCEPI_log_diff1_lag1   us_Epr_log_lag1
##           0.011702557   0.862223298   -0.006252754
##           us_fe_effect_lag1   us_pi_effect_lag1 us_Wshare_log_diff1_lag1
##           -0.368408369   0.039192900   0.036820693
```

### E.1.2.2 Tendências por Filtro Hodrick-Prescot

```
##
## Call:
## gmm(g = PCEPI_log_diff1 ~ PCEPI_log_diff1_lag1 + us_gap_U3_nairu3_log_hp_lag1 +
##   us_fe_effect_lag1 + us_pi_effect_lag1 + us_Wshare_log_diff1_lag1,
##   x = ~PCEPI_log_diff1_lag1 + PCEPI_log_diff1_lag2 + PCEPI_log_diff1_lag3 +
##     PCEPI_log_diff1_lag4 + us_gap_U3_nairu3_log_hp_lag1 +
##     us_fe_effect_lag1 + us_pi_effect_lag1 + us_Wshare_log_diff1_lag1,
##   data = us_final_data_1967T02019)
##
## Method: twoStep
##
## Kernel: Quadratic Spectral(with bw = 1.43261 )
##
## Coefficients:
##           Estimate   Std. Error   t value
## (Intercept)   5.0327e-04 1.9388e-04 2.5958e+00
## PCEPI_log_diff1_lag1 8.4995e-01 5.1574e-02 1.6480e+01
## us_gap_U3_nairu3_log_hp_lag1 -1.1358e-03 1.5129e-03 -7.5073e-01
## us_fe_effect_lag1 -5.2417e-01 1.2151e-01 -4.3138e+00
## us_pi_effect_lag1 3.4701e-02 1.2857e-02 2.6990e+00
## us_Wshare_log_diff1_lag1 2.9691e-02 2.2414e-02 1.3247e+00
##           Pr(>|t|)
## (Intercept) 9.4376e-03
## PCEPI_log_diff1_lag1 5.1017e-61
## us_gap_U3_nairu3_log_hp_lag1 4.5282e-01
## us_fe_effect_lag1 1.6044e-05
## us_pi_effect_lag1 6.9542e-03
## us_Wshare_log_diff1_lag1 1.8528e-01
##
## J-Test: degrees of freedom is 3
##           J-test   P-value
## Test E(g)=0: 10.110852 0.017647
##
## Initial values of the coefficients
##           (Intercept)   PCEPI_log_diff1_lag1
##           0.000480731   0.8847209582
## us_gap_U3_nairu3_log_hp_lag1   us_fe_effect_lag1
```

APÊNDICE E. SUMÁRIOS DAS ESTIMAÇÕES POR GMM PARA OS ESTADOS UNIDOS DA AMÉRICA.

---

```

##          -0.0027061163          -0.4328409396
##          us_pi_effect_lag1      us_Wshare_log_diff1_lag1
##          0.0371635186          0.0286324899

##
## Call:
## gmm(g = PCEPI_log_diff1 ~ PCEPI_log_diff1_lag1 + us_gap_Epr_nairo_log_hp_lag1 +
##      us_fe_effect_lag1 + us_pi_effect_lag1 + us_Wshare_log_diff1_lag1,
##      x = ~PCEPI_log_diff1_lag1 + PCEPI_log_diff1_lag2 + PCEPI_log_diff1_lag3 +
##          PCEPI_log_diff1_lag4 + us_gap_Epr_nairo_log_hp_lag1 +
##          us_fe_effect_lag1 + us_pi_effect_lag1 + us_Wshare_log_diff1_lag1,
##      data = us_final_data_1967T02019)
##
##
## Method: twoStep
##
## Kernel: Quadratic Spectral(with bw = 0.9107 )
##
## Coefficients:
##              Estimate      Std. Error   t value
## (Intercept)    5.0930e-04   1.9301e-04  2.6387e+00
## PCEPI_log_diff1_lag1  8.4995e-01   5.1859e-02  1.6390e+01
## us_gap_Epr_nairo_log_hp_lag1  5.2460e-03   2.2449e-02  2.3368e-01
## us_fe_effect_lag1 -5.0255e-01   1.2152e-01 -4.1355e+00
## us_pi_effect_lag1  3.4340e-02   1.2983e-02  2.6450e+00
## us_Wshare_log_diff1_lag1  3.1321e-02   2.2608e-02  1.3854e+00
##              Pr(>|t|)
## (Intercept)    8.3230e-03
## PCEPI_log_diff1_lag1  2.2669e-60
## us_gap_Epr_nairo_log_hp_lag1  8.1523e-01
## us_fe_effect_lag1  3.5411e-05
## us_pi_effect_lag1  8.1703e-03
## us_Wshare_log_diff1_lag1  1.6593e-01
##
## J-Test: degrees of freedom is 3
##              J-test      P-value
## Test E(g)=0:  10.875781   0.012417
##
## Initial values of the coefficients
##              (Intercept)      PCEPI_log_diff1_lag1
##              0.0004839898      0.8838093107
## us_gap_Epr_nairo_log_hp_lag1      us_fe_effect_lag1
##              0.0267515236      -0.4254507025
## us_pi_effect_lag1      us_Wshare_log_diff1_lag1
##              0.0373314722      0.0298498065

##
## Call:
## gmm(g = PCEPI_log_diff1 ~ PCEPI_log_diff1_lag1 + us_U3_log_lag1 +
##      us_fe_effect_lag1 + us_pi_effect_lag1 + us_Wshare_log_diff1_lag1,
##      x = ~PCEPI_log_diff1_lag1 + PCEPI_log_diff1_lag2 + PCEPI_log_diff1_lag3 +

```

APÊNDICE E. SUMÁRIOS DAS ESTIMAÇÕES POR GMM PARA OS ESTADOS UNIDOS DA AMÉRICA.

---

```
##      PCEPI_log_diff1_lag4 + us_U3_log_lag1 + us_fe_effect_lag1 +
##      us_pi_effect_lag1 + us_Wshare_log_diff1_lag1, data = us_final_data_1967T02019)
##
##
## Method:  twoStep
##
## Kernel:  Quadratic Spectral(with bw =  0.97588 )
##
## Coefficients:
##              Estimate      Std. Error  t value    Pr(>|t|)
## (Intercept)      7.2067e-04  4.3571e-04  1.6540e+00  9.8126e-02
## PCEPI_log_diff1_lag1  8.5492e-01  5.3222e-02  1.6063e+01  4.6214e-58
## us_U3_log_lag1    -3.1981e-04  5.8804e-04  -5.4386e-01  5.8654e-01
## us_fe_effect_lag1  -5.2742e-01  1.2809e-01  -4.1175e+00  3.8308e-05
## us_pi_effect_lag1   3.4459e-02  1.3423e-02  2.5671e+00  1.0254e-02
## us_Wshare_log_diff1_lag1  3.2154e-02  2.3102e-02  1.3918e+00  1.6397e-01
##
## J-Test: degrees of freedom is 3
##              J-test    P-value
## Test E(g)=0:   10.343724  0.015859
##
## Initial values of the coefficients
##              (Intercept)    PCEPI_log_diff1_lag1    us_U3_log_lag1
##              0.0009173051      0.8913291718      -0.0005895898
##              us_fe_effect_lag1    us_pi_effect_lag1 us_Wshare_log_diff1_lag1
##              -0.4194497905      0.0390397198      0.0331068520
##
##
## Call:
## gmm(g = PCEPI_log_diff1 ~ PCEPI_log_diff1_lag1 + us_Epr_log_lag1 +
##      us_fe_effect_lag1 + us_pi_effect_lag1 + us_Wshare_log_diff1_lag1,
##      x = ~PCEPI_log_diff1_lag1 + PCEPI_log_diff1_lag2 + PCEPI_log_diff1_lag3 +
##      PCEPI_log_diff1_lag4 + us_Epr_log_lag1 + us_fe_effect_lag1 +
##      us_pi_effect_lag1 + us_Wshare_log_diff1_lag1, data = us_final_data_1967T02019)
##
##
## Method:  twoStep
##
## Kernel:  Quadratic Spectral(with bw =  0.92028 )
##
## Coefficients:
##              Estimate      Std. Error  t value    Pr(>|t|)
## (Intercept)      4.4319e-03  1.1989e-02  3.6965e-01  7.1164e-01
## PCEPI_log_diff1_lag1  8.4931e-01  6.2557e-02  1.3577e+01  5.5091e-42
## us_Epr_log_lag1    -2.2160e-03  6.6568e-03  -3.3289e-01  7.3922e-01
## us_fe_effect_lag1  -5.2421e-01  1.4760e-01  -3.5515e+00  3.8303e-04
## us_pi_effect_lag1   3.4116e-02  1.3347e-02  2.5560e+00  1.0587e-02
## us_Wshare_log_diff1_lag1  3.5525e-02  2.2673e-02  1.5669e+00  1.1714e-01
##
## J-Test: degrees of freedom is 3
##              J-test    P-value
## Test E(g)=0:   10.45352  0.01508
```

## APÊNDICE E. SUMÁRIOS DAS ESTIMAÇÕES POR GMM PARA OS ESTADOS UNIDOS DA AMÉRICA.

---

```
##
## Initial values of the coefficients
##          (Intercept)      PCEPI_log_diff1_lag1      us_Epr_log_lag1
##          0.011702557          0.862223298          -0.006252754
##          us_fe_effect_lag1      us_pi_effect_lag1      us_Wshare_log_diff1_lag1
##          -0.368408369          0.039192900          0.036820693
```

### E.2 Para o período 1996-2019

#### E.2.1 Modelo com Produtividade e sem Participação dos Salários

##### E.2.1.1 Tendências por Filtro Hamilton

```
##
## Call:
## gmm(g = PCEPI_log_diff1 ~ PCEPI_log_diff1_lag1 + us_gap_U3_nairu3_log_hmt_lag1 +
##   us_fe_effect_lag1 + us_pi_effect_lag1 + us_pt_effect_diff8_hmt_lag1,
##   x = ~PCEPI_log_diff1_lag1 + PCEPI_log_diff1_lag2 + PCEPI_log_diff1_lag3 +
##     PCEPI_log_diff1_lag4 + us_gap_U3_nairu3_log_hmt_lag1 +
##     us_fe_effect_lag1 + us_pi_effect_lag1 + us_pt_effect_diff8_hmt_lag1,
##   data = us_final_data_U6_1996T02019)
##
##
## Method: twoStep
##
## Kernel: Quadratic Spectral(with bw = 1.30859 )
##
## Coefficients:
##              Estimate      Std. Error  t value
## (Intercept)    1.9594e-03    4.0010e-04  4.8972e+00
## PCEPI_log_diff1_lag1    1.6304e-01    1.9424e-01  8.3938e-01
## us_gap_U3_nairu3_log_hmt_lag1 -5.9173e-04    1.2393e-03 -4.7746e-01
## us_fe_effect_lag1    1.4829e-01    2.6694e-01  5.5550e-01
## us_pi_effect_lag1    1.0937e-01    3.8106e-02  2.8702e+00
## us_pt_effect_diff8_hmt_lag1    6.0184e-02    8.8144e-02  6.8279e-01
##              Pr(>|t|)
## (Intercept)    9.7207e-07
## PCEPI_log_diff1_lag1    4.0126e-01
## us_gap_U3_nairu3_log_hmt_lag1    6.3304e-01
## us_fe_effect_lag1    5.7855e-01
## us_pi_effect_lag1    4.1027e-03
## us_pt_effect_diff8_hmt_lag1    4.9474e-01
##
## J-Test: degrees of freedom is 3
##              J-test      P-value
## Test E(g)=0:    6.427123  0.092581
##
## Initial values of the coefficients
##              (Intercept)      PCEPI_log_diff1_lag1
##              0.0016829467          0.2900069807
## us_gap_U3_nairu3_log_hmt_lag1      us_fe_effect_lag1
```

## APÊNDICE E. SUMÁRIOS DAS ESTIMAÇÕES POR GMM PARA OS ESTADOS UNIDOS DA AMÉRICA.

---

```
##          -0.0004690062          -0.1202558309
##          us_pi_effect_lag1    us_pt_effect_diff8_hmt_lag1
##          0.1267249834          0.0933041569

##
## Call:
## gmm(g = PCEPI_log_diff1 ~ PCEPI_log_diff1_lag1 + us_gap_U6_nairu6_log_hmt_lag1 +
##      us_fe_effect_lag1 + us_pi_effect_lag1 + us_pt_effect_diff8_hmt_lag1,
##      x = ~PCEPI_log_diff1_lag1 + PCEPI_log_diff1_lag2 + PCEPI_log_diff1_lag3 +
##          PCEPI_log_diff1_lag4 + us_gap_U6_nairu6_log_hmt_lag1 +
##          us_fe_effect_lag1 + us_pi_effect_lag1 + us_pt_effect_diff8_hmt_lag1,
##      data = us_final_data_U6_1996T02019)
##
##
## Method: twoStep
##
## Kernel: Quadratic Spectral(with bw = 0.83421 )
##
## Coefficients:
##              Estimate      Std. Error  t value
## (Intercept)      2.0233e-03   3.8803e-04  5.2143e+00
## PCEPI_log_diff1_lag1  1.2149e-01   1.9380e-01  6.2692e-01
## us_gap_U6_nairu6_log_hmt_lag1 -1.9167e-03   1.4883e-03 -1.2878e+00
## us_fe_effect_lag1    1.8962e-01   2.6362e-01  7.1930e-01
## us_pi_effect_lag1    1.1108e-01   3.9818e-02  2.7896e+00
## us_pt_effect_diff8_hmt_lag1  4.8943e-02   9.2167e-02  5.3102e-01
##              Pr(>|t|)
## (Intercept)      1.8455e-07
## PCEPI_log_diff1_lag1  5.3071e-01
## us_gap_U6_nairu6_log_hmt_lag1  1.9780e-01
## us_fe_effect_lag1    4.7196e-01
## us_pi_effect_lag1    5.2770e-03
## us_pt_effect_diff8_hmt_lag1  5.9540e-01
##
## J-Test: degrees of freedom is 3
##              J-test    P-value
## Test E(g)=0:    6.476217  0.090605
##
## Initial values of the coefficients
##              (Intercept)      PCEPI_log_diff1_lag1
##              0.001752291          0.239617743
## us_gap_U6_nairu6_log_hmt_lag1      us_fe_effect_lag1
##              -0.002376317          -0.083330825
##              us_pi_effect_lag1    us_pt_effect_diff8_hmt_lag1
##              0.124149114          0.082915102

##
## Call:
## gmm(g = PCEPI_log_diff1 ~ PCEPI_log_diff1_lag1 + us_gap_Epr_nairo_log_hmt_lag1 +
##      us_fe_effect_lag1 + us_pi_effect_lag1 + us_pt_effect_diff8_hmt_lag1,
##      x = ~PCEPI_log_diff1_lag1 + PCEPI_log_diff1_lag2 + PCEPI_log_diff1_lag3 +
```

APÊNDICE E. SUMÁRIOS DAS ESTIMAÇÕES POR GMM PARA OS ESTADOS UNIDOS DA AMÉRICA.

---

```

##          PCEPI_log_diff1_lag4 + us_gap_Epr_nairo_log_hmt_lag1 +
##          us_fe_effect_lag1 + us_pi_effect_lag1 + us_pt_effect_diff8_hmt_lag1,
##          data = us_final_data_U6_1996T02019)
##
##
## Method:  twoStep
##
## Kernel:  Quadratic Spectral(with bw =  1.73763 )
##
## Coefficients:
##
##              Estimate   Std. Error  t value   Pr(>|t|)
## (Intercept)      1.9785e-03  4.0209e-04  4.9206e+00  8.6296e-07
## PCEPI_log_diff1_lag1  1.5718e-01  1.9535e-01  8.0463e-01  4.2103e-01
## us_gap_Epr_nairo_log_hmt_lag1  1.2087e-02  1.4993e-02  8.0618e-01  4.2014e-01
## us_fe_effect_lag1  1.5359e-01  2.6875e-01  5.7151e-01  5.6765e-01
## us_pi_effect_lag1  1.1528e-01  3.7242e-02  3.0954e+00  1.9652e-03
## us_pt_effect_diff8_hmt_lag1  6.6682e-02  8.6813e-02  7.6811e-01  4.4242e-01
##
## J-Test: degrees of freedom is 3
##              J-test  P-value
## Test E(g)=0:   5.1680  0.1599
##
## Initial values of the coefficients
##              (Intercept)          PCEPI_log_diff1_lag1
##              0.001677695              0.293788560
## us_gap_Epr_nairo_log_hmt_lag1          us_fe_effect_lag1
##              0.004462082              -0.124700973
##              us_pi_effect_lag1  us_pt_effect_diff8_hmt_lag1
##              0.127156758              0.094446560
##
##
## Call:
## gmm(g = PCEPI_log_diff1 ~ PCEPI_log_diff1_lag1 + us_U3_log_lag1 +
##      us_fe_effect_lag1 + us_pi_effect_lag1 + us_pt_effect_diff8_hmt_lag1,
##      x = ~PCEPI_log_diff1_lag1 + PCEPI_log_diff1_lag2 + PCEPI_log_diff1_lag3 +
##          PCEPI_log_diff1_lag4 + us_U3_log_lag1 + us_fe_effect_lag1 +
##          us_pi_effect_lag1 + us_pt_effect_diff8_hmt_lag1, data = us_final_data_U6_1996T02019)
##
##
## Method:  twoStep
##
## Kernel:  Quadratic Spectral(with bw =  0.59604 )
##
## Coefficients:
##
##              Estimate   Std. Error  t value   Pr(>|t|)
## (Intercept)      0.00258470  0.00074679  3.46107008  0.00053803
## PCEPI_log_diff1_lag1  0.15399933  0.18172211  0.84744407  0.39674765
## us_U3_log_lag1     -0.00077543  0.00084826 -0.91414482  0.36064075
## us_fe_effect_lag1  0.14045327  0.26179621  0.53649847  0.59161409
## us_pi_effect_lag1  0.12130522  0.03960649  3.06276150  0.00219305
## us_pt_effect_diff8_hmt_lag1  0.05176571  0.09309821  0.55603332  0.57818808
##

```



## APÊNDICE E. SUMÁRIOS DAS ESTIMAÇÕES POR GMM PARA OS ESTADOS UNIDOS DA AMÉRICA.

---

```

## J-Test: degrees of freedom is 3
##           J-test   P-value
## Test E(g)=0:   5.34091  0.14847
##
## Initial values of the coefficients
##           (Intercept)      PCEPI_log_diff1_lag1
##           0.0021055149          0.2834995416
##           us_U3_log_lag1      us_fe_effect_lag1
##           -0.0005459691         -0.1128316921
##           us_pi_effect_lag1 us_pt_effect_diff8_hmt_lag1
##           0.1277460054          0.0923931614
##
##
## Call:
## gmm(g = PCEPI_log_diff1 ~ PCEPI_log_diff1_lag1 + us_U6_log_lag1 +
##     us_fe_effect_lag1 + us_pi_effect_lag1 + us_pt_effect_diff8_hmt_lag1,
##     x = ~PCEPI_log_diff1_lag1 + PCEPI_log_diff1_lag2 + PCEPI_log_diff1_lag3 +
##         PCEPI_log_diff1_lag4 + us_U6_log_lag1 + us_fe_effect_lag1 +
##         us_pi_effect_lag1 + us_pt_effect_diff8_hmt_lag1, data = us_final_data_U6_1996T02019)
##
## Method: twoStep
##
## Kernel: Quadratic Spectral(with bw = 0.72911 )
##
## Coefficients:
##           Estimate      Std. Error  t value      Pr(>|t|)
## (Intercept)      0.00333915   0.00095605   3.49263666   0.00047828
## PCEPI_log_diff1_lag1  0.12747480   0.17867910   0.71342870   0.47558052
## us_U6_log_lag1    -0.00126480   0.00088719  -1.42562609   0.15397630
## us_fe_effect_lag1  0.16398958   0.25767279   0.63642567   0.52449901
## us_pi_effect_lag1  0.12838874   0.03993719   3.21476610   0.00130551
## us_pt_effect_diff8_hmt_lag1 0.04009364   0.09286094   0.43176003   0.66591583
##
## J-Test: degrees of freedom is 3
##           J-test   P-value
## Test E(g)=0:   5.17299  0.15956
##
## Initial values of the coefficients
##           (Intercept)      PCEPI_log_diff1_lag1
##           0.002799421          0.257417432
##           us_U6_log_lag1      us_fe_effect_lag1
##           -0.001045975         -0.087100406
##           us_pi_effect_lag1 us_pt_effect_diff8_hmt_lag1
##           0.129952276          0.086071186
##
##
## Call:
## gmm(g = PCEPI_log_diff1 ~ PCEPI_log_diff1_lag1 + us_Epr_log_lag1 +
##     us_fe_effect_lag1 + us_pi_effect_lag1 + us_pt_effect_diff8_hmt_lag1,
##     x = ~PCEPI_log_diff1_lag1 + PCEPI_log_diff1_lag2 + PCEPI_log_diff1_lag3 +

```

## APÊNDICE E. SUMÁRIOS DAS ESTIMAÇÕES POR GMM PARA OS ESTADOS UNIDOS DA AMÉRICA.

---

```
##      PCEPI_log_diff1_lag4 + us_Epr_log_lag1 + us_fe_effect_lag1 +
##      us_pi_effect_lag1 + us_pt_effect_diff8_hmt_lag1, data = us_final_data_U6_1996T02019)
##
##
## Method:  twoStep
##
## Kernel:  Quadratic Spectral(with bw =  1.02303 )
##
## Coefficients:
##
##              Estimate      Std. Error   t value    Pr(>|t|)
## (Intercept)    -0.02833415   0.01409917  -2.00963198  0.04447015
## PCEPI_log_diff1_lag1    0.14126379   0.17809721   0.79318361  0.42767086
## us_Epr_log_lag1    0.01703065   0.00786679   2.16487951  0.03039691
## us_fe_effect_lag1    0.11552791   0.25542055   0.45230468  0.65104951
## us_pi_effect_lag1    0.14716074   0.03856136   3.81627453  0.00013548
## us_pt_effect_diff8_hmt_lag1  0.03437596   0.09332348   0.36835273  0.71261024
##
## J-Test: degrees of freedom is 3
##              J-test   P-value
## Test E(g)=0:   4.35245  0.22584
##
## Initial values of the coefficients
##              (Intercept)      PCEPI_log_diff1_lag1
##              -0.01751567           0.27136628
##              us_Epr_log_lag1      us_fe_effect_lag1
##              0.01077011           -0.11506626
##              us_pi_effect_lag1 us_pt_effect_diff8_hmt_lag1
##              0.13376355           0.08804505
```

### E.2.1.2 Tendências por Filtro Hodrick-Prescot

```
##
## Call:
## gmm(g = PCEPI_log_diff1 ~ PCEPI_log_diff1_lag1 + us_gap_U3_nairu3_log_hp_lag1 +
##      us_fe_effect_lag1 + us_pi_effect_lag1 + us_pt_effect_diff8_hp_lag1,
##      x = ~PCEPI_log_diff1_lag1 + PCEPI_log_diff1_lag2 + PCEPI_log_diff1_lag3 +
##          PCEPI_log_diff1_lag4 + us_gap_U3_nairu3_log_hp_lag1 +
##          us_fe_effect_lag1 + us_pi_effect_lag1 + us_pt_effect_diff8_hp_lag1,
##      data = us_final_data_U6_1996T02019)
##
##
## Method:  twoStep
##
## Kernel:  Quadratic Spectral(with bw =  0.77708 )
##
## Coefficients:
##
##              Estimate      Std. Error   t value
## (Intercept)    2.1328e-03   3.7161e-04   5.7394e+00
## PCEPI_log_diff1_lag1    7.8744e-02   1.6733e-01   4.7060e-01
## us_gap_U3_nairu3_log_hp_lag1 -2.8209e-03   1.9194e-03  -1.4697e+00
## us_fe_effect_lag1    2.1959e-01   2.3505e-01   9.3426e-01
## us_pi_effect_lag1    1.1630e-01   3.7114e-02   3.1336e+00
```

## APÊNDICE E. SUMÁRIOS DAS ESTIMAÇÕES POR GMM PARA OS ESTADOS UNIDOS DA AMÉRICA.

---

```

## us_pt_effect_diff8_hp_lag1    -3.3553e-02    2.7872e-02    -1.2038e+00
##                               Pr(>|t|)
## (Intercept)                   9.5039e-09
## PCEPI_log_diff1_lag1          6.3792e-01
## us_gap_U3_nairu3_log_hp_lag1  1.4165e-01
## us_fe_effect_lag1             3.5017e-01
## us_pi_effect_lag1             1.7266e-03
## us_pt_effect_diff8_hp_lag1    2.2865e-01
##
## J-Test: degrees of freedom is 3
##           J-test    P-value
## Test E(g)=0:    4.19175    0.24149
##
## Initial values of the coefficients
##           (Intercept)          PCEPI_log_diff1_lag1
##           0.0016368201          0.3063875036
## us_gap_U3_nairu3_log_hp_lag1          us_fe_effect_lag1
##           0.0006052518          -0.1216641683
##           us_pi_effect_lag1    us_pt_effect_diff8_hp_lag1
##           0.1225222147          -0.0089853991
##
##
## Call:
## gmm(g = PCEPI_log_diff1 ~ PCEPI_log_diff1_lag1 + us_gap_U6_nairu6_log_hp_lag1 +
##     us_fe_effect_lag1 + us_pi_effect_lag1 + us_pt_effect_diff8_hp_lag1,
##     x = ~PCEPI_log_diff1_lag1 + PCEPI_log_diff1_lag2 + PCEPI_log_diff1_lag3 +
##         PCEPI_log_diff1_lag4 + us_gap_U6_nairu6_log_hp_lag1 +
##         us_fe_effect_lag1 + us_pi_effect_lag1 + us_pt_effect_diff8_hp_lag1,
##     data = us_final_data_U6_1996T02019)
##
##
## Method: twoStep
##
## Kernel: Quadratic Spectral(with bw = 0.78454 )
##
## Coefficients:
##           Estimate      Std. Error    t value
## (Intercept)    2.1671e-03    3.6799e-04    5.8892e+00
## PCEPI_log_diff1_lag1    5.8957e-02    1.6568e-01    3.5586e-01
## us_gap_U6_nairu6_log_hp_lag1    -3.7489e-03    2.0592e-03    -1.8206e+00
## us_fe_effect_lag1    2.3886e-01    2.3344e-01    1.0232e+00
## us_pi_effect_lag1    1.1476e-01    3.7019e-02    3.1000e+00
## us_pt_effect_diff8_hp_lag1    -3.4643e-02    2.7380e-02    -1.2653e+00
##                               Pr(>|t|)
## (Intercept)    3.8806e-09
## PCEPI_log_diff1_lag1    7.2194e-01
## us_gap_U6_nairu6_log_hp_lag1    6.8668e-02
## us_fe_effect_lag1    3.0621e-01
## us_pi_effect_lag1    1.9354e-03
## us_pt_effect_diff8_hp_lag1    2.0578e-01
##
## J-Test: degrees of freedom is 3

```

APÊNDICE E. SUMÁRIOS DAS ESTIMAÇÕES POR GMM PARA OS ESTADOS UNIDOS DA AMÉRICA.

---

```

##          J-test  P-value
## Test E(g)=0:   4.19143  0.24152
##
## Initial values of the coefficients
##          (Intercept)      PCEPI_log_diff1_lag1
##          0.0016579548          0.2908700925
## us_gap_U6_nairu6_log_hp_lag1      us_fe_effect_lag1
##          0.0000374788          -0.1031131637
##          us_pi_effect_lag1      us_pt_effect_diff8_hp_lag1
##          0.1212535477          -0.0104126794

##
## Call:
## gmm(g = PCEPI_log_diff1 ~ PCEPI_log_diff1_lag1 + us_gap_Epr_nairo_log_hp_lag1 +
##      us_fe_effect_lag1 + us_pi_effect_lag1 + us_pt_effect_diff8_hp_lag1,
##      x = ~PCEPI_log_diff1_lag1 + PCEPI_log_diff1_lag2 + PCEPI_log_diff1_lag3 +
##          PCEPI_log_diff1_lag4 + us_gap_Epr_nairo_log_hp_lag1 +
##          us_fe_effect_lag1 + us_pi_effect_lag1 + us_pt_effect_diff8_hp_lag1,
##      data = us_final_data_U6_1996T02019)
##
##
## Method: twoStep
##
## Kernel: Quadratic Spectral(with bw = 1.07112 )
##
## Coefficients:
##          Estimate      Std. Error  t value
## (Intercept)      2.0764e-03   3.5053e-04  5.9235e+00
## PCEPI_log_diff1_lag1      9.0080e-02   1.5976e-01  5.6384e-01
## us_gap_Epr_nairo_log_hp_lag1      4.9261e-02   2.6459e-02  1.8618e+00
## us_fe_effect_lag1      2.3816e-01   2.2963e-01  1.0372e+00
## us_pi_effect_lag1      1.0822e-01   3.7049e-02  2.9209e+00
## us_pt_effect_diff8_hp_lag1      -3.8457e-02   2.7972e-02  -1.3748e+00
##          Pr(>|t|)
## (Intercept)      3.1520e-09
## PCEPI_log_diff1_lag1      5.7287e-01
## us_gap_Epr_nairo_log_hp_lag1      6.2633e-02
## us_fe_effect_lag1      2.9966e-01
## us_pi_effect_lag1      3.4897e-03
## us_pt_effect_diff8_hp_lag1      1.6919e-01
##
## J-Test: degrees of freedom is 3
##          J-test  P-value
## Test E(g)=0:   4.12534  0.24824
##
## Initial values of the coefficients
##          (Intercept)      PCEPI_log_diff1_lag1
##          0.001600677          0.337612305
## us_gap_Epr_nairo_log_hp_lag1      us_fe_effect_lag1
##          -0.025101405          -0.165272660
##          us_pi_effect_lag1      us_pt_effect_diff8_hp_lag1
##          0.125946781          -0.004179769

```

## APÊNDICE E. SUMÁRIOS DAS ESTIMAÇÕES POR GMM PARA OS ESTADOS UNIDOS DA AMÉRICA.

---

```
##
## Call:
## gmm(g = PCEPI_log_diff1 ~ PCEPI_log_diff1_lag1 + us_U3_log_lag1 +
##   us_fe_effect_lag1 + us_pi_effect_lag1 + us_pt_effect_diff8_hp_lag1,
##   x = ~PCEPI_log_diff1_lag1 + PCEPI_log_diff1_lag2 + PCEPI_log_diff1_lag3 +
##     PCEPI_log_diff1_lag4 + us_U3_log_lag1 + us_fe_effect_lag1 +
##     us_pi_effect_lag1 + us_pt_effect_diff8_hp_lag1, data = us_final_data_U6_1996T02019)
##
##
## Method: twoStep
##
## Kernel: Quadratic Spectral(with bw = 0.29545 )
##
## Coefficients:
##
##           Estimate   Std. Error  t value   Pr(>|t|)
## (Intercept)      3.9777e-03  9.8096e-04  4.0549e+00  5.0146e-05
## PCEPI_log_diff1_lag1 -2.7543e-02  1.7630e-01 -1.5623e-01  8.7585e-01
## us_U3_log_lag1    -2.1942e-03  1.0885e-03 -2.0158e+00  4.3826e-02
## us_fe_effect_lag1  3.5596e-01  2.4692e-01  1.4416e+00  1.4941e-01
## us_pi_effect_lag1  1.1694e-01  3.6645e-02  3.1913e+00  1.4164e-03
## us_pt_effect_diff8_hp_lag1 -6.4819e-02  3.3315e-02 -1.9457e+00  5.1695e-02
##
## J-Test: degrees of freedom is 3
##           J-test   P-value
## Test E(g)=0:  4.43914  0.21778
##
## Initial values of the coefficients
##           (Intercept)      PCEPI_log_diff1_lag1
##           0.002760919          0.194369114
##           us_U3_log_lag1      us_fe_effect_lag1
##           -0.001260284          0.010320056
##           us_pi_effect_lag1 us_pt_effect_diff8_hp_lag1
##           0.120097958          -0.031084441
##
##
## Call:
## gmm(g = PCEPI_log_diff1 ~ PCEPI_log_diff1_lag1 + us_U6_log_lag1 +
##   us_fe_effect_lag1 + us_pi_effect_lag1 + us_pt_effect_diff8_hp_lag1,
##   x = ~PCEPI_log_diff1_lag1 + PCEPI_log_diff1_lag2 + PCEPI_log_diff1_lag3 +
##     PCEPI_log_diff1_lag4 + us_U6_log_lag1 + us_fe_effect_lag1 +
##     us_pi_effect_lag1 + us_pt_effect_diff8_hp_lag1, data = us_final_data_U6_1996T02019)
##
##
## Method: twoStep
##
## Kernel: Quadratic Spectral(with bw = 0.28812 )
##
## Coefficients:
##
##           Estimate   Std. Error  t value   Pr(>|t|)
## (Intercept)      5.6694e-03  1.2631e-03  4.4885e+00  7.1731e-06
## PCEPI_log_diff1_lag1 -8.9574e-02  1.6735e-01 -5.3526e-01  5.9247e-01
## us_U6_log_lag1    -3.1900e-03  1.1523e-03 -2.7683e+00  5.6343e-03
```

APÊNDICE E. SUMÁRIOS DAS ESTIMAÇÕES POR GMM PARA OS ESTADOS UNIDOS DA AMÉRICA.

---

```

## us_fe_effect_lag1          4.1266e-01  2.3794e-01  1.7343e+00  8.2869e-02
## us_pi_effect_lag1         1.2166e-01  3.6648e-02  3.3196e+00  9.0138e-04
## us_pt_effect_diff8_hp_lag1 -8.0897e-02  3.1747e-02 -2.5482e+00  1.0828e-02
##
## J-Test: degrees of freedom is 3
##           J-test  P-value
## Test E(g)=0:  4.24370  0.23632
##
## Initial values of the coefficients
##           (Intercept)      PCEPI_log_diff1_lag1
##           0.004134104          0.125424708
##           us_U6_log_lag1      us_fe_effect_lag1
##           -0.002185368          0.081418356
##           us_pi_effect_lag1  us_pt_effect_diff8_hp_lag1
##           0.119330142          -0.046460629
##
##
## Call:
## gmm(g = PCEPI_log_diff1 ~ PCEPI_log_diff1_lag1 + us_Epr_log_lag1 +
##      us_fe_effect_lag1 + us_pi_effect_lag1 + us_pt_effect_diff8_hp_lag1,
##      x = ~PCEPI_log_diff1_lag1 + PCEPI_log_diff1_lag2 + PCEPI_log_diff1_lag3 +
##          PCEPI_log_diff1_lag4 + us_Epr_log_lag1 + us_fe_effect_lag1 +
##          us_pi_effect_lag1 + us_pt_effect_diff8_hp_lag1, data = us_final_data_U6_1996T02019)
##
##
## Method:  twoStep
##
## Kernel:  Quadratic Spectral(with bw =  0.8895 )
##
## Coefficients:
##           Estimate      Std. Error  t value      Pr(>|t|)
## (Intercept)      -5.0962e-02  1.5051e-02 -3.3860e+00  7.0907e-04
## PCEPI_log_diff1_lag1 -3.1144e-02  1.5727e-01 -1.9803e-01  8.4302e-01
## us_Epr_log_lag1    2.9873e-02  8.3919e-03  3.5598e+00  3.7117e-04
## us_fe_effect_lag1  2.8570e-01  2.3089e-01  1.2374e+00  2.1594e-01
## us_pi_effect_lag1  1.4512e-01  3.5108e-02  4.1336e+00  3.5705e-05
## us_pt_effect_diff8_hp_lag1 -8.0376e-02  2.7221e-02 -2.9527e+00  3.1501e-03
##
## J-Test: degrees of freedom is 3
##           J-test  P-value
## Test E(g)=0:  3.74090  0.29084
##
## Initial values of the coefficients
##           (Intercept)      PCEPI_log_diff1_lag1
##           -0.028388776          0.183634192
##           us_Epr_log_lag1      us_fe_effect_lag1
##           0.016919132          -0.001754317
##           us_pi_effect_lag1  us_pt_effect_diff8_hp_lag1
##           0.124775434          -0.040542827

```

## E.2.2 Modelo sem Produtividade e com Participação dos Salários

### E.2.2.1 Tendências por Filtro Hamilton

```
##
## Call:
## gmm(g = PCEPI_log_diff1 ~ PCEPI_log_diff1_lag1 + us_gap_U3_nairu3_log_hmt_lag1 +
##   us_fe_effect_lag1 + us_pi_effect_lag1 + us_Wshare_log_diff1_lag1,
##   x = ~PCEPI_log_diff1_lag1 + PCEPI_log_diff1_lag2 + PCEPI_log_diff1_lag3 +
##     PCEPI_log_diff1_lag4 + us_gap_U3_nairu3_log_hmt_lag1 +
##     us_fe_effect_lag1 + us_pi_effect_lag1 + us_Wshare_log_diff1_lag1,
##   data = us_final_data_U6_1996T02019)
##
##
## Method: twoStep
##
## Kernel: Quadratic Spectral(with bw = 1.30166 )
##
## Coefficients:
##
##           Estimate      Std. Error    t value
## (Intercept)      2.1041e-03   3.7791e-04   5.5678e+00
## PCEPI_log_diff1_lag1      8.1665e-02   1.7728e-01   4.6065e-01
## us_gap_U3_nairu3_log_hmt_lag1 -6.3136e-04   1.2515e-03  -5.0446e-01
## us_fe_effect_lag1      2.6442e-01   2.4619e-01   1.0741e+00
## us_pi_effect_lag1      1.0581e-01   4.2362e-02   2.4978e+00
## us_Wshare_log_diff1_lag1 -9.5150e-05   1.8049e-02  -5.2719e-03
##
##           Pr(>|t|)
## (Intercept)      2.5802e-08
## PCEPI_log_diff1_lag1      6.4505e-01
## us_gap_U3_nairu3_log_hmt_lag1      6.1393e-01
## us_fe_effect_lag1      2.8279e-01
## us_pi_effect_lag1      1.2496e-02
## us_Wshare_log_diff1_lag1      9.9579e-01
##
## J-Test: degrees of freedom is 3
##           J-test    P-value
## Test E(g)=0:    6.96320  0.07308
##
## Initial values of the coefficients
##           (Intercept)      PCEPI_log_diff1_lag1
##           0.0017004596           0.2754623859
## us_gap_U3_nairu3_log_hmt_lag1      us_fe_effect_lag1
##           -0.0007444702           -0.0952597447
##           us_pi_effect_lag1      us_Wshare_log_diff1_lag1
##           0.1305290875           -0.0149885944
##
##
## Call:
## gmm(g = PCEPI_log_diff1 ~ PCEPI_log_diff1_lag1 + us_gap_U6_nairu6_log_hmt_lag1 +
##   us_fe_effect_lag1 + us_pi_effect_lag1 + us_Wshare_log_diff1_lag1,
##   x = ~PCEPI_log_diff1_lag1 + PCEPI_log_diff1_lag2 + PCEPI_log_diff1_lag3 +
##     PCEPI_log_diff1_lag4 + us_gap_U6_nairu6_log_hmt_lag1 +
```

APÊNDICE E. SUMÁRIOS DAS ESTIMAÇÕES POR GMM PARA OS ESTADOS UNIDOS DA AMÉRICA.

---

```

##          us_fe_effect_lag1 + us_pi_effect_lag1 + us_Wshare_log_diff1_lag1,
##          data = us_final_data_U6_1996T02019)
##
##
## Method:  twoStep
##
## Kernel:  Quadratic Spectral(with bw =  1.1893 )
##
## Coefficients:
##
##              Estimate      Std. Error   t value
## (Intercept)      2.0978e-03   3.7411e-04   5.6073e+00
## PCEPI_log_diff1_lag1      7.2279e-02   1.8141e-01   3.9843e-01
## us_gap_U6_nairu6_log_hmt_lag1  -1.8416e-03   1.4747e-03  -1.2488e+00
## us_fe_effect_lag1      2.6739e-01   2.4482e-01   1.0922e+00
## us_pi_effect_lag1      1.0580e-01   4.1830e-02   2.5292e+00
## us_Wshare_log_diff1_lag1  -1.4602e-03   1.8271e-02  -7.9917e-02
##
##              Pr(>|t|)
## (Intercept)      2.0546e-08
## PCEPI_log_diff1_lag1      6.9032e-01
## us_gap_U6_nairu6_log_hmt_lag1  2.1174e-01
## us_fe_effect_lag1      2.7474e-01
## us_pi_effect_lag1      1.1433e-02
## us_Wshare_log_diff1_lag1      9.3630e-01
##
## J-Test: degrees of freedom is 3
##              J-test   P-value
## Test E(g)=0:   6.838686  0.077221
##
## Initial values of the coefficients
##              (Intercept)      PCEPI_log_diff1_lag1
##              0.001762178      0.229334000
## us_gap_U6_nairu6_log_hmt_lag1      us_fe_effect_lag1
##              -0.002771496      -0.071386462
##              us_pi_effect_lag1      us_Wshare_log_diff1_lag1
##              0.128458782      -0.020602600
##
##
## Call:
## gmm(g = PCEPI_log_diff1 ~ PCEPI_log_diff1_lag1 + us_gap_Epr_nairo_log_hmt_lag1 +
##      us_fe_effect_lag1 + us_pi_effect_lag1 + us_Wshare_log_diff1_lag1,
##      x = ~PCEPI_log_diff1_lag1 + PCEPI_log_diff1_lag2 + PCEPI_log_diff1_lag3 +
##          PCEPI_log_diff1_lag4 + us_gap_Epr_nairo_log_hmt_lag1 +
##          us_fe_effect_lag1 + us_pi_effect_lag1 + us_Wshare_log_diff1_lag1,
##      data = us_final_data_U6_1996T02019)
##
##
## Method:  twoStep
##
## Kernel:  Quadratic Spectral(with bw =  1.91996 )
##
## Coefficients:
##
##              Estimate      Std. Error   t value

```



## APÊNDICE E. SUMÁRIOS DAS ESTIMAÇÕES POR GMM PARA OS ESTADOS UNIDOS DA AMÉRICA.

---

```

## (Intercept)                2.0767e-03   3.8294e-04   5.4232e+00
## PCEPI_log_diff1_lag1      9.8398e-02   1.7725e-01   5.5513e-01
## us_gap_Epr_nairo_log_hmt_lag1 1.4203e-02   1.5631e-02   9.0866e-01
## us_fe_effect_lag1        2.3559e-01   2.4407e-01   9.6527e-01
## us_pi_effect_lag1        1.1251e-01   4.0813e-02   2.7568e+00
## us_Wshare_log_diff1_lag1 -4.9406e-03   1.7770e-02  -2.7803e-01
##                               Pr(>|t|)
## (Intercept)                5.8554e-08
## PCEPI_log_diff1_lag1      5.7881e-01
## us_gap_Epr_nairo_log_hmt_lag1 3.6353e-01
## us_fe_effect_lag1        3.3441e-01
## us_pi_effect_lag1        5.8372e-03
## us_Wshare_log_diff1_lag1  7.8099e-01
##
## J-Test: degrees of freedom is 3
##           J-test   P-value
## Test E(g)=0:   5.69630  0.12736
##
## Initial values of the coefficients
##           (Intercept)      PCEPI_log_diff1_lag1
##           0.001697880      0.278338078
## us_gap_Epr_nairo_log_hmt_lag1      us_fe_effect_lag1
##           0.007836097      -0.098652332
##           us_pi_effect_lag1      us_Wshare_log_diff1_lag1
##           0.131605237      -0.015387026
##
##
## Call:
## gmm(g = PCEPI_log_diff1 ~ PCEPI_log_diff1_lag1 + us_U3_log_lag1 +
##      us_fe_effect_lag1 + us_pi_effect_lag1 + us_Wshare_log_diff1_lag1,
##      x = ~PCEPI_log_diff1_lag1 + PCEPI_log_diff1_lag2 + PCEPI_log_diff1_lag3 +
##          PCEPI_log_diff1_lag4 + us_U3_log_lag1 + us_fe_effect_lag1 +
##          us_pi_effect_lag1 + us_Wshare_log_diff1_lag1, data = us_final_data_U6_1996T02019)
##
##
## Method: twoStep
##
## Kernel: Quadratic Spectral(with bw = 0.59165 )
##
## Coefficients:
##           Estimate      Std. Error  t value  Pr(>|t|)
## (Intercept)    0.00272189  0.00073820  3.68720018  0.00022673
## PCEPI_log_diff1_lag1 0.09371664  0.17227497  0.54399452  0.58644525
## us_U3_log_lag1 -0.00083307  0.00083725 -0.99500111  0.31973573
## us_fe_effect_lag1 0.22114320  0.24399848  0.90633026  0.36476107
## us_pi_effect_lag1 0.11734676  0.04063118  2.88809653  0.00387581
## us_Wshare_log_diff1_lag1 0.00048113  0.01868159  0.02575448  0.97945317
##
## J-Test: degrees of freedom is 3
##           J-test   P-value
## Test E(g)=0:   5.85892  0.11868
##

```

APÊNDICE E. SUMÁRIOS DAS ESTIMAÇÕES POR GMM PARA OS ESTADOS UNIDOS DA AMÉRICA.

---

```

## Initial values of the coefficients
##           (Intercept)      PCEPI_log_diff1_lag1      us_U3_log_lag1
##           0.0022547219      0.2723141436      -0.0007290216
##           us_fe_effect_lag1      us_pi_effect_lag1      us_Wshare_log_diff1_lag1
##           -0.0916171389      0.1314415860      -0.0145478256

##
## Call:
## gmm(g = PCEPI_log_diff1 ~ PCEPI_log_diff1_lag1 + us_U6_log_lag1 +
##     us_fe_effect_lag1 + us_pi_effect_lag1 + us_Wshare_log_diff1_lag1,
##     x = ~PCEPI_log_diff1_lag1 + PCEPI_log_diff1_lag2 + PCEPI_log_diff1_lag3 +
##         PCEPI_log_diff1_lag4 + us_U6_log_lag1 + us_fe_effect_lag1 +
##         us_pi_effect_lag1 + us_Wshare_log_diff1_lag1, data = us_final_data_U6_1996T02019)
##
##
## Method: twoStep
##
## Kernel: Quadratic Spectral(with bw = 0.69328 )
##
## Coefficients:
##           Estimate      Std. Error      t value      Pr(>|t|)
## (Intercept)      0.00348528      0.00094674      3.68133436      0.00023202
## PCEPI_log_diff1_lag1      0.07610953      0.17147780      0.44384479      0.65715481
## us_U6_log_lag1      -0.00133627      0.00087014     -1.53570191      0.12461151
## us_fe_effect_lag1      0.23420906      0.24388391      0.96033008      0.33688912
## us_pi_effect_lag1      0.12250794      0.04060735      3.01689087      0.00255382
## us_Wshare_log_diff1_lag1      -0.00112819      0.01852027     -0.06091643      0.95142576
##
## J-Test: degrees of freedom is 3
##           J-test      P-value
## Test E(g)=0:      5.65712      0.12954
##
## Initial values of the coefficients
##           (Intercept)      PCEPI_log_diff1_lag1      us_U6_log_lag1
##           0.003039511      0.245357984      -0.001268956
##           us_fe_effect_lag1      us_pi_effect_lag1      us_Wshare_log_diff1_lag1
##           -0.067697684      0.134236401      -0.015928970

##
## Call:
## gmm(g = PCEPI_log_diff1 ~ PCEPI_log_diff1_lag1 + us_Epr_log_lag1 +
##     us_fe_effect_lag1 + us_pi_effect_lag1 + us_Wshare_log_diff1_lag1,
##     x = ~PCEPI_log_diff1_lag1 + PCEPI_log_diff1_lag2 + PCEPI_log_diff1_lag3 +
##         PCEPI_log_diff1_lag4 + us_Epr_log_lag1 + us_fe_effect_lag1 +
##         us_pi_effect_lag1 + us_Wshare_log_diff1_lag1, data = us_final_data_U6_1996T02019)
##
##
## Method: twoStep
##
## Kernel: Quadratic Spectral(with bw = 0.97664 )
##

```

## APÊNDICE E. SUMÁRIOS DAS ESTIMAÇÕES POR GMM PARA OS ESTADOS UNIDOS DA AMÉRICA.

---

```
## Coefficients:
##              Estimate      Std. Error   t value    Pr(>|t|)
## (Intercept)   -0.02896267   0.01373105  -2.10928288  0.03492017
## PCEPI_log_diff1_lag1    0.09115077   0.16485458   0.55291620  0.58032079
## us_Epr_log_lag1    0.01742827   0.00768448   2.26798382  0.02333019
## us_fe_effect_lag1    0.17800574   0.23634151   0.75317172  0.45134673
## us_pi_effect_lag1    0.14372251   0.03924336   3.66233937  0.00024992
## us_Wshare_log_diff1_lag1 0.00310240   0.01815579   0.17087690  0.86432056
##
## J-Test: degrees of freedom is 3
##              J-test   P-value
## Test E(g)=0:   4.77035  0.18941
##
## Initial values of the coefficients
##              (Intercept)    PCEPI_log_diff1_lag1    us_Epr_log_lag1
##              -0.01949396    0.26638004    0.01187866
##              us_fe_effect_lag1    us_pi_effect_lag1    us_Wshare_log_diff1_lag1
##              -0.10379199    0.13779696    -0.01549731
```

### E.2.2.2 Tendências por Filtro Hodrick-Prescot

```
##
## Call:
## gmm(g = PCEPI_log_diff1 ~ PCEPI_log_diff1_lag1 + us_gap_U3_nairu3_log_hp_lag1 +
##   us_fe_effect_lag1 + us_pi_effect_lag1 + us_Wshare_log_diff1_lag1,
##   x = ~PCEPI_log_diff1_lag1 + PCEPI_log_diff1_lag2 + PCEPI_log_diff1_lag3 +
##     PCEPI_log_diff1_lag4 + us_gap_U3_nairu3_log_hp_lag1 +
##     us_fe_effect_lag1 + us_pi_effect_lag1 + us_Wshare_log_diff1_lag1,
##   data = us_final_data_U6_1996T02019)
##
##
## Method: twoStep
##
## Kernel: Quadratic Spectral(with bw = 0.4736 )
##
## Coefficients:
##              Estimate      Std. Error   t value
## (Intercept)   2.0879e-03   3.5975e-04   5.8037e+00
## PCEPI_log_diff1_lag1    9.9502e-02   1.6607e-01   5.9917e-01
## us_gap_U3_nairu3_log_hp_lag1 -2.0576e-03   1.9503e-03  -1.0550e+00
## us_fe_effect_lag1    2.1124e-01   2.3650e-01   8.9316e-01
## us_pi_effect_lag1    1.1668e-01   4.0661e-02   2.8697e+00
## us_Wshare_log_diff1_lag1 6.2366e-03   1.8327e-02   3.4029e-01
##
##              Pr(>|t|)
## (Intercept)   6.4859e-09
## PCEPI_log_diff1_lag1    5.4906e-01
## us_gap_U3_nairu3_log_hp_lag1 2.9142e-01
## us_fe_effect_lag1    3.7177e-01
## us_pi_effect_lag1    4.1092e-03
## us_Wshare_log_diff1_lag1 7.3364e-01
##
## J-Test: degrees of freedom is 3
```

APÊNDICE E. SUMÁRIOS DAS ESTIMAÇÕES POR GMM PARA OS ESTADOS UNIDOS DA AMÉRICA.

---

```

##              J-test  P-value
## Test E(g)=0:  4.96827  0.17414
##
## Initial values of the coefficients
##              (Intercept)      PCEPI_log_diff1_lag1
##              0.0016186630      0.3231438927
## us_gap_U3_nairu3_log_hp_lag1      us_fe_effect_lag1
##              0.0005836458      -0.1480509961
##              us_pi_effect_lag1      us_Wshare_log_diff1_lag1
##              0.1282057634      -0.0111674897

##
## Call:
## gmm(g = PCEPI_log_diff1 ~ PCEPI_log_diff1_lag1 + us_gap_U6_nairu6_log_hp_lag1 +
##      us_fe_effect_lag1 + us_pi_effect_lag1 + us_Wshare_log_diff1_lag1,
##      x = ~PCEPI_log_diff1_lag1 + PCEPI_log_diff1_lag2 + PCEPI_log_diff1_lag3 +
##          PCEPI_log_diff1_lag4 + us_gap_U6_nairu6_log_hp_lag1 +
##          us_fe_effect_lag1 + us_pi_effect_lag1 + us_Wshare_log_diff1_lag1,
##      data = us_final_data_U6_1996T02019)
##
##
## Method: twoStep
##
## Kernel: Quadratic Spectral(with bw = 0.33546 )
##
## Coefficients:
##              Estimate      Std. Error  t value
## (Intercept)      2.1194e-03  3.5357e-04  5.9943e+00
## PCEPI_log_diff1_lag1      8.1754e-02  1.6466e-01  4.9649e-01
## us_gap_U6_nairu6_log_hp_lag1 -3.0164e-03  2.1629e-03 -1.3946e+00
## us_fe_effect_lag1      2.2818e-01  2.3505e-01  9.7077e-01
## us_pi_effect_lag1      1.1564e-01  4.1008e-02  2.8199e+00
## us_Wshare_log_diff1_lag1      4.5012e-03  1.8292e-02  2.4608e-01
##              Pr(>|t|)
## (Intercept)      2.0431e-09
## PCEPI_log_diff1_lag1      6.1955e-01
## us_gap_U6_nairu6_log_hp_lag1      1.6314e-01
## us_fe_effect_lag1      3.3166e-01
## us_pi_effect_lag1      4.8038e-03
## us_Wshare_log_diff1_lag1      8.0562e-01
##
## J-Test: degrees of freedom is 3
##              J-test  P-value
## Test E(g)=0:  4.9339  0.1767
##
## Initial values of the coefficients
##              (Intercept)      PCEPI_log_diff1_lag1
##              1.637420e-03      3.098246e-01
## us_gap_U6_nairu6_log_hp_lag1      us_fe_effect_lag1
##              5.970711e-06      -1.327734e-01
##              us_pi_effect_lag1      us_Wshare_log_diff1_lag1
##              1.276042e-01      -1.208851e-02

```

APÊNDICE E. SUMÁRIOS DAS ESTIMAÇÕES POR GMM PARA OS ESTADOS UNIDOS DA AMÉRICA.

---

```
##
## Call:
## gmm(g = PCEPI_log_diff1 ~ PCEPI_log_diff1_lag1 + us_gap_Epr_nairo_log_hp_lag1 +
##   us_fe_effect_lag1 + us_pi_effect_lag1 + us_Wshare_log_diff1_lag1,
##   x = ~PCEPI_log_diff1_lag1 + PCEPI_log_diff1_lag2 + PCEPI_log_diff1_lag3 +
##     PCEPI_log_diff1_lag4 + us_gap_Epr_nairo_log_hp_lag1 +
##       us_fe_effect_lag1 + us_pi_effect_lag1 + us_Wshare_log_diff1_lag1,
##   data = us_final_data_U6_1996T02019)
##
##
## Method: twoStep
##
## Kernel: Quadratic Spectral(with bw = 1.11032 )
##
## Coefficients:
##
##           Estimate   Std. Error  t value   Pr(>|t|)
## (Intercept)      2.0215e-03  3.5092e-04  5.7605e+00  8.3884e-09
## PCEPI_log_diff1_lag1  1.2048e-01  1.5995e-01  7.5323e-01  4.5131e-01
## us_gap_Epr_nairo_log_hp_lag1  3.6204e-02  2.7416e-02  1.3205e+00  1.8666e-01
## us_fe_effect_lag1    2.1052e-01  2.2792e-01  9.2367e-01  3.5566e-01
## us_pi_effect_lag1    1.1140e-01  3.8743e-02  2.8753e+00  4.0368e-03
## us_Wshare_log_diff1_lag1  7.4321e-03  1.8460e-02  4.0261e-01  6.8724e-01
##
## J-Test: degrees of freedom is 3
##           J-test   P-value
## Test E(g)=0:  4.81979  0.18548
##
## Initial values of the coefficients
##           (Intercept)      PCEPI_log_diff1_lag1
##           0.001591761          0.346064232
## us_gap_Epr_nairo_log_hp_lag1      us_fe_effect_lag1
##           -0.024464094          -0.179824610
##           us_pi_effect_lag1      us_Wshare_log_diff1_lag1
##           0.129408809          -0.008658354
##
##
## Call:
## gmm(g = PCEPI_log_diff1 ~ PCEPI_log_diff1_lag1 + us_U3_log_lag1 +
##   us_fe_effect_lag1 + us_pi_effect_lag1 + us_Wshare_log_diff1_lag1,
##   x = ~PCEPI_log_diff1_lag1 + PCEPI_log_diff1_lag2 + PCEPI_log_diff1_lag3 +
##     PCEPI_log_diff1_lag4 + us_U3_log_lag1 + us_fe_effect_lag1 +
##       us_pi_effect_lag1 + us_Wshare_log_diff1_lag1, data = us_final_data_U6_1996T02019)
##
##
## Method: twoStep
##
## Kernel: Quadratic Spectral(with bw = 0.59165 )
##
## Coefficients:
##
##           Estimate   Std. Error  t value   Pr(>|t|)
## (Intercept)      0.00272189  0.00073820  3.68720018  0.00022673
## PCEPI_log_diff1_lag1  0.09371664  0.17227497  0.54399452  0.58644525
```

APÊNDICE E. SUMÁRIOS DAS ESTIMAÇÕES POR GMM PARA OS ESTADOS UNIDOS DA AMÉRICA.

---

```

## us_U3_log_lag1          -0.00083307   0.00083725  -0.99500111   0.31973573
## us_fe_effect_lag1      0.22114320   0.24399848   0.90633026   0.36476107
## us_pi_effect_lag1      0.11734676   0.04063118   2.88809653   0.00387581
## us_Wshare_log_diff1_lag1 0.00048113   0.01868159   0.02575448   0.97945317
##
## J-Test: degrees of freedom is 3
##           J-test   P-value
## Test E(g)=0:   5.85892  0.11868
##
## Initial values of the coefficients
##           (Intercept)   PCEPI_log_diff1_lag1           us_U3_log_lag1
##           0.0022547219           0.2723141436           -0.0007290216
##           us_fe_effect_lag1   us_pi_effect_lag1 us_Wshare_log_diff1_lag1
##           -0.0916171389           0.1314415860           -0.0145478256

##
## Call:
## gmm(g = PCEPI_log_diff1 ~ PCEPI_log_diff1_lag1 + us_U6_log_lag1 +
##       us_fe_effect_lag1 + us_pi_effect_lag1 + us_Wshare_log_diff1_lag1,
##       x = ~PCEPI_log_diff1_lag1 + PCEPI_log_diff1_lag2 + PCEPI_log_diff1_lag3 +
##           PCEPI_log_diff1_lag4 + us_U6_log_lag1 + us_fe_effect_lag1 +
##           us_pi_effect_lag1 + us_Wshare_log_diff1_lag1, data = us_final_data_U6_1996T02019)
##
##
## Method: twoStep
##
## Kernel: Quadratic Spectral(with bw = 0.69328 )
##
## Coefficients:
##           Estimate   Std. Error  t value   Pr(>|t|)
## (Intercept)   0.00348528  0.00094674  3.68133436  0.00023202
## PCEPI_log_diff1_lag1 0.07610953  0.17147780  0.44384479  0.65715481
## us_U6_log_lag1 -0.00133627  0.00087014 -1.53570191  0.12461151
## us_fe_effect_lag1 0.23420906  0.24388391  0.96033008  0.33688912
## us_pi_effect_lag1 0.12250794  0.04060735  3.01689087  0.00255382
## us_Wshare_log_diff1_lag1 -0.00112819  0.01852027 -0.06091643  0.95142576
##
## J-Test: degrees of freedom is 3
##           J-test   P-value
## Test E(g)=0:   5.65712  0.12954
##
## Initial values of the coefficients
##           (Intercept)   PCEPI_log_diff1_lag1           us_U6_log_lag1
##           0.003039511           0.245357984           -0.001268956
##           us_fe_effect_lag1   us_pi_effect_lag1 us_Wshare_log_diff1_lag1
##           -0.067697684           0.134236401           -0.015928970

##
## Call:
## gmm(g = PCEPI_log_diff1 ~ PCEPI_log_diff1_lag1 + us_Epr_log_lag1 +
##       us_fe_effect_lag1 + us_pi_effect_lag1 + us_Wshare_log_diff1_lag1,

```

## APÊNDICE E. SUMÁRIOS DAS ESTIMAÇÕES POR GMM PARA OS ESTADOS UNIDOS DA AMÉRICA.

---

```
##      x = ~PCEPI_log_diff1_lag1 + PCEPI_log_diff1_lag2 + PCEPI_log_diff1_lag3 +
##          PCEPI_log_diff1_lag4 + us_Epr_log_lag1 + us_fe_effect_lag1 +
##          us_pi_effect_lag1 + us_Wshare_log_diff1_lag1, data = us_final_data.U6_1996T02019)
##
##
## Method:  twoStep
##
## Kernel:  Quadratic Spectral(with bw =  0.97664 )
##
## Coefficients:
##              Estimate      Std. Error  t value    Pr(>|t|)
## (Intercept)    -0.02896267   0.01373105  -2.10928288  0.03492017
## PCEPI_log_diff1_lag1  0.09115077   0.16485458   0.55291620  0.58032079
## us_Epr_log_lag1    0.01742827   0.00768448   2.26798382  0.02333019
## us_fe_effect_lag1  0.17800574   0.23634151   0.75317172  0.45134673
## us_pi_effect_lag1  0.14372251   0.03924336   3.66233937  0.00024992
## us_Wshare_log_diff1_lag1  0.00310240   0.01815579   0.17087690  0.86432056
##
## J-Test: degrees of freedom is 3
##              J-test  P-value
## Test E(g)=0:  4.77035  0.18941
##
## Initial values of the coefficients
##              (Intercept)      PCEPI_log_diff1_lag1      us_Epr_log_lag1
##              -0.01949396           0.26638004           0.01187866
##              us_fe_effect_lag1      us_pi_effect_lag1  us_Wshare_log_diff1_lag1
##              -0.10379199           0.13779696           -0.01549731
```

## F

# Sumários das Estimações por GMM para o Brasil.

## F.1 Para o período 1999-2019 (Modelos com Produtividade e sem Participação dos Salários)

### F.1.1 Tendências por Filtro Hamilton

```
##
## Call:
## gmm(g = IPCA_log_diff1 ~ IPCA_log_diff1_lag1 + br_gap_U3_nairu3_log_hmt_lag1 +
##   br_fe_effect_lag1 + br_pi_effect_lag1 + br_pt_effect_diff8_hmt_lag1,
##   x = ~IPCA_log_diff1_lag1 + IPCA_log_diff1_lag2 + IPCA_log_diff1_lag3 +
##     IPCA_log_diff1_lag4 + br_gap_U3_nairu3_log_hmt_lag1 +
##     br_fe_effect_lag1 + br_pi_effect_lag1 + br_pt_effect_diff8_hmt_lag1,
##   data = br_final_data_1999T02019)
##
##
## Method: twoStep
##
## Kernel: Quadratic Spectral(with bw = 0.98002 )
##
## Coefficients:
##
##           Estimate      Std. Error    t value
## (Intercept)      0.00234936    0.00085101    2.76067477
## IPCA_log_diff1_lag1      0.68793943    0.21942662    3.13516852
## br_gap_U3_nairu3_log_hmt_lag1 -0.00324585    0.00302787   -1.07199089
## br_fe_effect_lag1      -0.14423026    0.31223896   -0.46192269
## br_pi_effect_lag1       0.02679395    0.01262839    2.12172377
## br_pt_effect_diff8_hmt_lag1    0.00595383    0.02036294    0.29238533
##
##           Pr(>|t|)
## (Intercept)      0.00576821
## IPCA_log_diff1_lag1      0.00171755
## br_gap_U3_nairu3_log_hmt_lag1    0.28372412
## br_fe_effect_lag1       0.64413676
## br_pi_effect_lag1       0.03386094
## br_pt_effect_diff8_hmt_lag1    0.76999203
##
## J-Test: degrees of freedom is 3
##           J-test    P-value
## Test E(g)=0:    8.331732  0.039631
```



## APÊNDICE F. SUMÁRIOS DAS ESTIMAÇÕES POR GMM PARA O BRASIL.

---

```

##
## Initial values of the coefficients
##           (Intercept)          IPCA_log_diff1_lag1
##           0.0019425926          0.8550843306
## br_gap_U3_nairu3_log_hmt_lag1      br_fe_effect_lag1
##           -0.0022549997          -0.4890345053
##           br_pi_effect_lag1      br_pt_effect_diff8_hmt_lag1
##           0.0332727025          0.0003450905

##
## Call:
## gmm(g = IPCA_log_diff1 ~ IPCA_log_diff1_lag1 + br_gap_Epr_nairo_log_hmt_lag1 +
##     br_fe_effect_lag1 + br_pi_effect_lag1 + br_pt_effect_diff8_hmt_lag1,
##     x = ~IPCA_log_diff1_lag1 + IPCA_log_diff1_lag2 + IPCA_log_diff1_lag3 +
##         IPCA_log_diff1_lag4 + br_gap_Epr_nairo_log_hmt_lag1 +
##         br_fe_effect_lag1 + br_pi_effect_lag1 + br_pt_effect_diff8_hmt_lag1,
##     data = br_final_data_1999T02019)
##
##
## Method: twoStep
##
## Kernel: Quadratic Spectral(with bw = 1.20864 )
##
## Coefficients:
##           Estimate      Std. Error  t value
## (Intercept)      0.00216304   0.00084893  2.54794465
## IPCA_log_diff1_lag1      0.72341248   0.21623804  3.34544505
## br_gap_Epr_nairo_log_hmt_lag1      0.04149515   0.02828268  1.46715770
## br_fe_effect_lag1      -0.17931899   0.32067387 -0.55919427
## br_pi_effect_lag1      0.03066248   0.01306138  2.34756908
## br_pt_effect_diff8_hmt_lag1      0.00924733   0.02076542  0.44532338
##           Pr(>|t|)
## (Intercept)      0.01083597
## IPCA_log_diff1_lag1      0.00082151
## br_gap_Epr_nairo_log_hmt_lag1      0.14233316
## br_fe_effect_lag1      0.57602914
## br_pi_effect_lag1      0.01889637
## br_pt_effect_diff8_hmt_lag1      0.65608607
##
## J-Test: degrees of freedom is 3
##           J-test      P-value
## Test E(g)=0:      8.123038  0.043536
##
## Initial values of the coefficients
##           (Intercept)          IPCA_log_diff1_lag1
##           0.001900149          0.848968717
## br_gap_Epr_nairo_log_hmt_lag1      br_fe_effect_lag1
##           0.032471372          -0.490472239
##           br_pi_effect_lag1      br_pt_effect_diff8_hmt_lag1
##           0.033966932          0.002604041

```

APÊNDICE F. SUMÁRIOS DAS ESTIMAÇÕES POR GMM PARA O BRASIL.

---

```

##
## Call:
## gmm(g = IPCA_log_diff1 ~ IPCA_log_diff1_lag1 + br_U3_log_lag1 +
##   br_fe_effect_lag1 + br_pi_effect_lag1 + br_pt_effect_diff8_hmt_lag1,
##   x = ~IPCA_log_diff1_lag1 + IPCA_log_diff1_lag2 + IPCA_log_diff1_lag3 +
##     IPCA_log_diff1_lag4 + br_U3_log_lag1 + br_fe_effect_lag1 +
##     br_pi_effect_lag1 + br_pt_effect_diff8_hmt_lag1, data = br_final_data_1999T02019)
##
##
## Method: twoStep
##
## Kernel: Quadratic Spectral(with bw = 1.33214 )
##
## Coefficients:
##
##           Estimate   Std. Error  t value   Pr(>|t|)
## (Intercept)      0.0087839   0.0041970   2.0928991  0.0363582
## IPCA_log_diff1_lag1  0.5968594   0.2408773   2.4778566  0.0132174
## br_U3_log_lag1    -0.0063746   0.0037302  -1.7089189  0.0874660
## br_fe_effect_lag1 -0.0143198   0.3366127  -0.0425409  0.9660675
## br_pi_effect_lag1  0.0261147   0.0131525   1.9855286  0.0470857
## br_pt_effect_diff8_hmt_lag1 -0.0108695   0.0208516  -0.5212820  0.6021703
##
## J-Test: degrees of freedom is 3
##           J-test   P-value
## Test E(g)=0:   8.292507  0.040338
##
## Initial values of the coefficients
##           (Intercept)      IPCA_log_diff1_lag1
##           0.004887459           0.813101773
##           br_U3_log_lag1      br_fe_effect_lag1
##           -0.002883205           -0.437096965
##           br_pi_effect_lag1 br_pt_effect_diff8_hmt_lag1
##           0.032238288           -0.006038071
##
##
## Call:
## gmm(g = IPCA_log_diff1 ~ IPCA_log_diff1_lag1 + br_Epr_log_lag1 +
##   br_fe_effect_lag1 + br_pi_effect_lag1 + br_pt_effect_diff8_hmt_lag1,
##   x = ~IPCA_log_diff1_lag1 + IPCA_log_diff1_lag2 + IPCA_log_diff1_lag3 +
##     IPCA_log_diff1_lag4 + br_Epr_log_lag1 + br_fe_effect_lag1 +
##     br_pi_effect_lag1 + br_pt_effect_diff8_hmt_lag1, data = br_final_data_1999T02019)
##
##
## Method: twoStep
##
## Kernel: Quadratic Spectral(with bw = 1.42844 )
##
## Coefficients:
##
##           Estimate   Std. Error  t value   Pr(>|t|)
## (Intercept)    -0.1030667   0.0374019  -2.7556556  0.0058575
## IPCA_log_diff1_lag1  0.6077876   0.2082182   2.9189930  0.0035116
## br_Epr_log_lag1    0.0603118   0.0214257   2.8149270  0.0048788

```

```
## br_fe_effect_lag1          -0.0171134    0.3149852   -0.0543308    0.9566716
## br_pi_effect_lag1         0.0323106    0.0123980    2.6061119    0.0091577
## br_pt_effect_diff8_hmt_lag1 -0.0133713    0.0190134   -0.7032560    0.4818962
##
## J-Test: degrees of freedom is 3
##           J-test    P-value
## Test E(g)=0:   6.877930  0.075892
##
## Initial values of the coefficients
##           (Intercept)      IPCA_log_diff1_lag1
##           -0.061843206          0.784914770
##           br_Epr_log_lag1      br_fe_effect_lag1
##           0.036549595           -0.404002935
##           br_pi_effect_lag1 br_pt_effect_diff8_hmt_lag1
##           0.033056599           -0.008900307
```

## F.1.2 Tendências por Filtro Hodrick-Prescot

```
##
## Call:
## gmm(g = IPCA_log_diff1 ~ IPCA_log_diff1_lag1 + br_gap_U3_nairu3_log_hp_lag1 +
##   br_fe_effect_lag1 + br_pi_effect_lag1 + br_pt_effect_diff8_hp_lag1,
##   x = ~IPCA_log_diff1_lag1 + IPCA_log_diff1_lag2 + IPCA_log_diff1_lag3 +
##     IPCA_log_diff1_lag4 + br_gap_U3_nairu3_log_hp_lag1 +
##     br_fe_effect_lag1 + br_pi_effect_lag1 + br_pt_effect_diff8_hp_lag1,
##   data = br_final_data_1999T02019)
##
##
## Method: twoStep
##
## Kernel: Quadratic Spectral(with bw = 1.03163 )
##
## Coefficients:
##           Estimate      Std. Error    t value
## (Intercept)      3.3641e-03    9.7351e-04    3.4556e+00
## IPCA_log_diff1_lag1      2.9316e-01    2.6541e-01    1.1045e+00
## br_gap_U3_nairu3_log_hp_lag1 -1.4392e-02    7.6597e-03   -1.8789e+00
## br_fe_effect_lag1      2.3269e-01    3.8695e-01    6.0134e-01
## br_pi_effect_lag1      2.3129e-02    1.2964e-02    1.7841e+00
## br_pt_effect_diff8_hp_lag1 -1.3696e-01    3.4774e-02   -3.9386e+00
##
##           Pr(>|t|)
## (Intercept)      5.4902e-04
## IPCA_log_diff1_lag1      2.6936e-01
## br_gap_U3_nairu3_log_hp_lag1  6.0255e-02
## br_fe_effect_lag1      5.4761e-01
## br_pi_effect_lag1      7.4404e-02
## br_pt_effect_diff8_hp_lag1  8.1974e-05
##
## J-Test: degrees of freedom is 3
##           J-test    P-value
## Test E(g)=0:   10.801216  0.012851
##
```

APÊNDICE F. SUMÁRIOS DAS ESTIMAÇÕES POR GMM PARA O BRASIL.

---

```

## Initial values of the coefficients
##           (Intercept)          IPCA_log_diff1_lag1
##           0.002509025          0.559483617
## br_gap_U3_nairu3_log_hp_lag1          br_fe_effect_lag1
##           -0.012396557          -0.256018856
##           br_pi_effect_lag1          br_pt_effect_diff8_hp_lag1
##           0.028103816          -0.122103179

##
## Call:
## gmm(g = IPCA_log_diff1 ~ IPCA_log_diff1_lag1 + br_gap_Epr_nairo_log_hp_lag1 +
## br_fe_effect_lag1 + br_pi_effect_lag1 + br_pt_effect_diff8_hp_lag1,
## x = ~IPCA_log_diff1_lag1 + IPCA_log_diff1_lag2 + IPCA_log_diff1_lag3 +
## IPCA_log_diff1_lag4 + br_gap_Epr_nairo_log_hp_lag1 +
## br_fe_effect_lag1 + br_pi_effect_lag1 + br_pt_effect_diff8_hp_lag1,
## data = br_final_data_1999T02019)
##
##
## Method: twoStep
##
## Kernel: Quadratic Spectral(with bw = 0.88648 )
##
## Coefficients:
##           Estimate      Std. Error  t value
## (Intercept)      3.2230e-03  9.6775e-04  3.3304e+00
## IPCA_log_diff1_lag1      2.8484e-01  2.6864e-01  1.0603e+00
## br_gap_Epr_nairo_log_hp_lag1      3.7998e-02  5.4006e-02  7.0360e-01
## br_fe_effect_lag1      2.8327e-01  4.1192e-01  6.8769e-01
## br_pi_effect_lag1      2.3479e-02  1.2003e-02  1.9562e+00
## br_pt_effect_diff8_hp_lag1      -1.5289e-01  3.6916e-02  -4.1416e+00
##           Pr(>|t|)
## (Intercept)      8.6736e-04
## IPCA_log_diff1_lag1      2.8901e-01
## br_gap_Epr_nairo_log_hp_lag1      4.8168e-01
## br_fe_effect_lag1      4.9165e-01
## br_pi_effect_lag1      5.0443e-02
## br_pt_effect_diff8_hp_lag1      3.4491e-05
##
## J-Test: degrees of freedom is 3
##           J-test      P-value
## Test E(g)=0:      10.969269      0.011893
##
## Initial values of the coefficients
##           (Intercept)          IPCA_log_diff1_lag1
##           0.002041647          0.632859924
## br_gap_Epr_nairo_log_hp_lag1          br_fe_effect_lag1
##           0.091008862          -0.358535722
##           br_pi_effect_lag1          br_pt_effect_diff8_hp_lag1
##           0.030678055          -0.137800305

##
## Call:

```

## APÊNDICE F. SUMÁRIOS DAS ESTIMAÇÕES POR GMM PARA O BRASIL.

---

```

## gmm(g = IPCA_log_diff1 ~ IPCA_log_diff1_lag1 + br_U3_log_lag1 +
##   br_fe_effect_lag1 + br_pi_effect_lag1 + br_pt_effect_diff8_hp_lag1,
##   x = ~IPCA_log_diff1_lag1 + IPCA_log_diff1_lag2 + IPCA_log_diff1_lag3 +
##     IPCA_log_diff1_lag4 + br_U3_log_lag1 + br_fe_effect_lag1 +
##     br_pi_effect_lag1 + br_pt_effect_diff8_hp_lag1, data = br_final_data_1999T02019)
##
##
## Method: twoStep
##
## Kernel: Quadratic Spectral(with bw = 1.55501 )
##
## Coefficients:
##
##           Estimate   Std. Error  t value   Pr(>|t|)
## (Intercept)      0.00946023   0.00366059   2.58434642  0.00975637
## IPCA_log_diff1_lag1  0.21870164   0.21623386   1.01141255  0.31181902
## br_U3_log_lag1    -0.00598992   0.00323134  -1.85369773  0.06378242
## br_fe_effect_lag1  0.37315488   0.34312989   1.08750328  0.27681445
## br_pi_effect_lag1  0.02325784   0.01281280   1.81520398  0.06949257
## br_pt_effect_diff8_hp_lag1 -0.11922862   0.03094234  -3.85325107  0.00011656
##
## J-Test: degrees of freedom is 3
##           J-test   P-value
## Test E(g)=0:   7.708886  0.052427
##
## Initial values of the coefficients
##           (Intercept)      IPCA_log_diff1_lag1
##           0.005209731          0.568994125
##           br_U3_log_lag1      br_fe_effect_lag1
##           -0.002898384          -0.232497129
##           br_pi_effect_lag1 br_pt_effect_diff8_hp_lag1
##           0.029765360          -0.118961374
##
##
## Call:
## gmm(g = IPCA_log_diff1 ~ IPCA_log_diff1_lag1 + br_Epr_log_lag1 +
##   br_fe_effect_lag1 + br_pi_effect_lag1 + br_pt_effect_diff8_hp_lag1,
##   x = ~IPCA_log_diff1_lag1 + IPCA_log_diff1_lag2 + IPCA_log_diff1_lag3 +
##     IPCA_log_diff1_lag4 + br_Epr_log_lag1 + br_fe_effect_lag1 +
##     br_pi_effect_lag1 + br_pt_effect_diff8_hp_lag1, data = br_final_data_1999T02019)
##
##
## Method: twoStep
##
## Kernel: Quadratic Spectral(with bw = 1.50303 )
##
## Coefficients:
##
##           Estimate   Std. Error  t value   Pr(>|t|)
## (Intercept)    -0.0926689   0.0351239  -2.6383385  0.0083313
## IPCA_log_diff1_lag1  0.2756952   0.2310623   1.1931639  0.2328052
## br_Epr_log_lag1    0.0548874   0.0200976   2.7310362  0.0063136
## br_fe_effect_lag1  0.3190891   0.3680483   0.8669761  0.3859551
## br_pi_effect_lag1  0.0304006   0.0134473   2.2607179  0.0237767

```

```
## br_pt_effect_diff8_hp_lag1 -0.1129860 0.0354357 -3.1884840 0.0014302
##
## J-Test: degrees of freedom is 3
##          J-test    P-value
## Test E(g)=0: 6.693434 0.082338
##
## Initial values of the coefficients
##          (Intercept)      IPCA_log_diff1_lag1
##          -0.04551089          0.56631555
##          br_Epr_log_lag1      br_fe_effect_lag1
##          0.02736314          -0.22808450
##          br_pi_effect_lag1 br_pt_effect_diff8_hp_lag1
##          0.03082752          -0.11594363
```

## F.2 Para o período 1999-2017 (Modelos sem Produtividade e com Participação dos Salários)

### F.2.1 Tendências por Filtro Hamilton

```
##
## Call:
## gmm(g = IPCA_log_diff1 ~ IPCA_log_diff1_lag1 + br_gap_U3_nairu3_log_hmt_lag1 +
##   br_fe_effect_lag1 + br_pi_effect_lag1 + br_Wshare_log_diff1_lag1,
##   x = ~IPCA_log_diff1_lag1 + IPCA_log_diff1_lag2 + IPCA_log_diff1_lag3 +
##     IPCA_log_diff1_lag4 + br_gap_U3_nairu3_log_hmt_lag1 +
##     br_fe_effect_lag1 + br_pi_effect_lag1 + br_Wshare_log_diff1_lag1,
##   data = br_final_data_WS_1999T02017)
##
##
## Method: twoStep
##
## Kernel: Quadratic Spectral(with bw = 0.72147 )
##
## Coefficients:
##          Estimate      Std. Error    t value
## (Intercept)      0.00303141    0.00087525    3.46347615
## IPCA_log_diff1_lag1      0.53295300    0.23983506    2.22216468
## br_gap_U3_nairu3_log_hmt_lag1 -0.00278751    0.00290190   -0.96058100
## br_fe_effect_lag1      0.09117321    0.35444970    0.25722467
## br_pi_effect_lag1      0.02650437    0.01217641    2.17669793
## br_Wshare_log_diff1_lag1      0.05089684    0.04459872    1.14121766
##
##          Pr(>|t|)
## (Intercept)      0.00053324
## IPCA_log_diff1_lag1      0.02627218
## br_gap_U3_nairu3_log_hmt_lag1      0.33676288
## br_fe_effect_lag1      0.79700534
## br_pi_effect_lag1      0.02950311
## br_Wshare_log_diff1_lag1      0.25377936
##
## J-Test: degrees of freedom is 3
##          J-test    P-value
```

## APÊNDICE F. SUMÁRIOS DAS ESTIMAÇÕES POR GMM PARA O BRASIL.

---

```

## Test E(g)=0:    8.378101  0.038811
##
## Initial values of the coefficients
##              (Intercept)          IPCA_log_diff1_lag1
##              0.002403686          0.748158697
## br_gap_U3_nairu3_log_hmt_lag1      br_fe_effect_lag1
##              -0.001385591          -0.314240738
##              br_pi_effect_lag1      br_Wshare_log_diff1_lag1
##              0.032115630            0.036577500

##
## Call:
## gmm(g = IPCA_log_diff1 ~ IPCA_log_diff1_lag1 + br_gap_Epr_nairo_log_hmt_lag1 +
##   br_fe_effect_lag1 + br_pi_effect_lag1 + br_Wshare_log_diff1_lag1,
##   x = ~IPCA_log_diff1_lag1 + IPCA_log_diff1_lag2 + IPCA_log_diff1_lag3 +
##     IPCA_log_diff1_lag4 + br_gap_Epr_nairo_log_hmt_lag1 +
##     br_fe_effect_lag1 + br_pi_effect_lag1 + br_Wshare_log_diff1_lag1,
##   data = br_final_data_WS_1999T02017)
##
##
## Method: twoStep
##
## Kernel: Quadratic Spectral(with bw = 0.92215 )
##
## Coefficients:
##              Estimate   Std. Error  t value   Pr(>|t|)
## (Intercept)   0.00317854  0.00092291  3.44403342  0.00057310
## IPCA_log_diff1_lag1  0.49596569  0.24520694  2.02264133  0.04311014
## br_gap_Epr_nairo_log_hmt_lag1  0.04300380  0.02726801  1.57707905  0.11477734
## br_fe_effect_lag1   0.11755565  0.36644321  0.32080182  0.74836058
## br_pi_effect_lag1   0.02780239  0.01247941  2.22786082  0.02588980
## br_Wshare_log_diff1_lag1  0.04553693  0.04400978  1.03470019  0.30080895
##
## J-Test: degrees of freedom is 3
##              J-test   P-value
## Test E(g)=0:    7.531077  0.056765
##
## Initial values of the coefficients
##              (Intercept)          IPCA_log_diff1_lag1
##              0.002420422          0.723738698
## br_gap_Epr_nairo_log_hmt_lag1      br_fe_effect_lag1
##              0.038287915          -0.296042646
##              br_pi_effect_lag1      br_Wshare_log_diff1_lag1
##              0.032416731            0.034038384

##
## Call:
## gmm(g = IPCA_log_diff1 ~ IPCA_log_diff1_lag1 + br_U3_log_lag1 +
##   br_fe_effect_lag1 + br_pi_effect_lag1 + br_Wshare_log_diff1_lag1,
##   x = ~IPCA_log_diff1_lag1 + IPCA_log_diff1_lag2 + IPCA_log_diff1_lag3 +
##     IPCA_log_diff1_lag4 + br_U3_log_lag1 + br_fe_effect_lag1 +

```

APÊNDICE F. SUMÁRIOS DAS ESTIMAÇÕES POR GMM PARA O BRASIL.

---

```

##          br_pi_effect_lag1 + br_Wshare_log_diff1_lag1, data = br_final_data_WS_1999T02017)
##
##
## Method:  twoStep
##
## Kernel:  Quadratic Spectral(with bw =  0.80551 )
##
## Coefficients:
##
##              Estimate   Std. Error  t value   Pr(>|t|)
## (Intercept)      0.0067373   0.0043145   1.5615560  0.1183926
## IPCA_log_diff1_lag1  0.5288836   0.2463295   2.1470578  0.0317887
## br_U3_log_lag1    -0.0038417   0.0040675  -0.9444697  0.3449297
## br_fe_effect_lag1  0.0825842   0.3563827   0.2317289  0.8167486
## br_pi_effect_lag1  0.0254812   0.0132123   1.9286013  0.0537804
## br_Wshare_log_diff1_lag1  0.0451464   0.0445528   1.0133226  0.3109061
##
## J-Test: degrees of freedom is 3
##              J-test   P-value
## Test E(g)=0:    8.178881  0.042456
##
## Initial values of the coefficients
##              (Intercept)   IPCA_log_diff1_lag1   br_U3_log_lag1
##              0.0021721048   0.7518241208   0.0002349754
##              br_fe_effect_lag1   br_pi_effect_lag1 br_Wshare_log_diff1_lag1
##              -0.3188659623   0.0323822301   0.0376262359
##
##
## Call:
## gmm(g = IPCA_log_diff1 ~ IPCA_log_diff1_lag1 + br_Epr_log_lag1 +
## br_fe_effect_lag1 + br_pi_effect_lag1 + br_Wshare_log_diff1_lag1,
## x = ~IPCA_log_diff1_lag1 + IPCA_log_diff1_lag2 + IPCA_log_diff1_lag3 +
## IPCA_log_diff1_lag4 + br_Epr_log_lag1 + br_fe_effect_lag1 +
## br_pi_effect_lag1 + br_Wshare_log_diff1_lag1, data = br_final_data_WS_1999T02017)
##
##
## Method:  twoStep
##
## Kernel:  Quadratic Spectral(with bw =  0.74532 )
##
## Coefficients:
##
##              Estimate   Std. Error  t value   Pr(>|t|)
## (Intercept)    -0.091848   0.043045  -2.133780  0.032861
## IPCA_log_diff1_lag1  0.566260   0.252603   2.241703  0.024981
## br_Epr_log_lag1    0.054070   0.024421   2.214091  0.026823
## br_fe_effect_lag1  -0.010045   0.382418  -0.026266  0.979045
## br_pi_effect_lag1  0.027039   0.012290   2.200084  0.027801
## br_Wshare_log_diff1_lag1  0.042486   0.042640   0.996392  0.319060
##
## J-Test: degrees of freedom is 3
##              J-test   P-value
## Test E(g)=0:    7.277714  0.063554
##

```



```
## Initial values of the coefficients
##          (Intercept)      IPCA_log_diff1_lag1      br_Epr_log_lag1
##          -0.014882168      0.748251241      0.009863603
##          br_fe_effect_lag1      br_pi_effect_lag1 br_Wshare_log_diff1_lag1
##          -0.315991879      0.032348167      0.036615264
```

## F.2.2 Tendências por Filtro Hodrick-Prescot

```
##
## Call:
## gmm(g = IPCA_log_diff1 ~ IPCA_log_diff1_lag1 + br_gap_U3_nairu3_log_hp_lag1 +
##   br_fe_effect_lag1 + br_pi_effect_lag1 + br_Wshare_log_diff1_lag1,
##   x = ~IPCA_log_diff1_lag1 + IPCA_log_diff1_lag2 + IPCA_log_diff1_lag3 +
##     IPCA_log_diff1_lag4 + br_gap_U3_nairu3_log_hp_lag1 +
##     br_fe_effect_lag1 + br_pi_effect_lag1 + br_Wshare_log_diff1_lag1,
##   data = br_final_data_WS_1999T02017)
##
##
## Method: twoStep
##
## Kernel: Quadratic Spectral(with bw = 1.00295 )
##
## Coefficients:
##              Estimate      Std. Error    t value
## (Intercept)      0.00337768    0.00091959    3.67302608
## IPCA_log_diff1_lag1      0.50051011    0.24305367    2.05925754
## br_gap_U3_nairu3_log_hp_lag1      -0.01161774    0.00703406   -1.65163982
## br_fe_effect_lag1      0.08642612    0.35083456    0.24634438
## br_pi_effect_lag1      0.02645184    0.01263596    2.09337827
## br_Wshare_log_diff1_lag1      0.04458618    0.04471512    0.99711633
##
##              Pr(>|t|)
## (Intercept)      0.00023970
## IPCA_log_diff1_lag1      0.03946957
## br_gap_U3_nairu3_log_hp_lag1      0.09860800
## br_fe_effect_lag1      0.80541566
## br_pi_effect_lag1      0.03631540
## br_Wshare_log_diff1_lag1      0.31870805
##
## J-Test: degrees of freedom is 3
##              J-test    P-value
## Test E(g)=0:    8.740740  0.032944
##
## Initial values of the coefficients
##          (Intercept)      IPCA_log_diff1_lag1
##          0.002722724      0.695664605
## br_gap_U3_nairu3_log_hp_lag1      br_fe_effect_lag1
##          -0.010091369      -0.277665183
##          br_pi_effect_lag1      br_Wshare_log_diff1_lag1
##          0.030172896      0.030778914
##
##
## Call:
```

APÊNDICE F. SUMÁRIOS DAS ESTIMAÇÕES POR GMM PARA O BRASIL.

---

```

## gmm(g = IPCA_log_diff1 ~ IPCA_log_diff1_lag1 + br_gap_Epr_nairo_log_hp_lag1 +
##   br_fe_effect_lag1 + br_pi_effect_lag1 + br_Wshare_log_diff1_lag1,
##   x = ~IPCA_log_diff1_lag1 + IPCA_log_diff1_lag2 + IPCA_log_diff1_lag3 +
##     IPCA_log_diff1_lag4 + br_gap_Epr_nairo_log_hp_lag1 +
##     br_fe_effect_lag1 + br_pi_effect_lag1 + br_Wshare_log_diff1_lag1,
##   data = br_final_data_WS_1999T02017)
##
##
## Method: twoStep
##
## Kernel: Quadratic Spectral(with bw = 1.14953 )
##
## Coefficients:
##
##           Estimate   Std. Error  t value   Pr(>|t|)
## (Intercept)      3.5526e-03  8.2627e-04  4.2996e+00  1.7113e-05
## IPCA_log_diff1_lag1  4.8933e-01  2.4520e-01  1.9957e+00  4.5969e-02
## br_gap_Epr_nairo_log_hp_lag1  1.4932e-01  1.0297e-01  1.4501e+00  1.4704e-01
## br_fe_effect_lag1    7.2783e-02  4.0782e-01  1.7847e-01  8.5836e-01
## br_pi_effect_lag1    2.8695e-02  1.2624e-02  2.2731e+00  2.3019e-02
## br_Wshare_log_diff1_lag1  5.1548e-02  4.6588e-02  1.1065e+00  2.6852e-01
##
## J-Test: degrees of freedom is 3
##           J-test   P-value
## Test E(g)=0:   8.186581  0.042309
##
## Initial values of the coefficients
##           (Intercept)      IPCA_log_diff1_lag1
##           0.002720403          0.711366657
## br_gap_Epr_nairo_log_hp_lag1      br_fe_effect_lag1
##           0.134952477          -0.313941750
##           br_pi_effect_lag1      br_Wshare_log_diff1_lag1
##           0.032074117          0.031552014
##
##
## Call:
## gmm(g = IPCA_log_diff1 ~ IPCA_log_diff1_lag1 + br_U3_log_lag1 +
##   br_fe_effect_lag1 + br_pi_effect_lag1 + br_Wshare_log_diff1_lag1,
##   x = ~IPCA_log_diff1_lag1 + IPCA_log_diff1_lag2 + IPCA_log_diff1_lag3 +
##     IPCA_log_diff1_lag4 + br_U3_log_lag1 + br_fe_effect_lag1 +
##     br_pi_effect_lag1 + br_Wshare_log_diff1_lag1, data = br_final_data_WS_1999T02017)
##
##
## Method: twoStep
##
## Kernel: Quadratic Spectral(with bw = 0.80551 )
##
## Coefficients:
##
##           Estimate   Std. Error  t value   Pr(>|t|)
## (Intercept)      0.0067373  0.0043145  1.5615560  0.1183926
## IPCA_log_diff1_lag1  0.5288836  0.2463295  2.1470578  0.0317887
## br_U3_log_lag1    -0.0038417  0.0040675 -0.9444697  0.3449297
## br_fe_effect_lag1  0.0825842  0.3563827  0.2317289  0.8167486

```

## APÊNDICE F. SUMÁRIOS DAS ESTIMAÇÕES POR GMM PARA O BRASIL.

---

```

## br_pi_effect_lag1      0.0254812  0.0132123  1.9286013  0.0537804
## br_Wshare_log_diff1_lag1  0.0451464  0.0445528  1.0133226  0.3109061
##
## J-Test: degrees of freedom is 3
##           J-test  P-value
## Test E(g)=0:   8.178881  0.042456
##
## Initial values of the coefficients
##           (Intercept)      IPCA_log_diff1_lag1      br_U3_log_lag1
##           0.0021721048      0.7518241208      0.0002349754
##           br_fe_effect_lag1      br_pi_effect_lag1 br_Wshare_log_diff1_lag1
##           -0.3188659623      0.0323822301      0.0376262359

##
## Call:
## gmm(g = IPCA_log_diff1 ~ IPCA_log_diff1_lag1 + br_Epr_log_lag1 +
##   br_fe_effect_lag1 + br_pi_effect_lag1 + br_Wshare_log_diff1_lag1,
##   x = ~IPCA_log_diff1_lag1 + IPCA_log_diff1_lag2 + IPCA_log_diff1_lag3 +
##     IPCA_log_diff1_lag4 + br_Epr_log_lag1 + br_fe_effect_lag1 +
##     br_pi_effect_lag1 + br_Wshare_log_diff1_lag1, data = br_final_data_WS_1999T02017)
##
## Method: twoStep
##
## Kernel: Quadratic Spectral(with bw = 0.74532 )
##
## Coefficients:
##           Estimate  Std. Error  t value  Pr(>|t|)
## (Intercept)      -0.091848  0.043045  -2.133780  0.032861
## IPCA_log_diff1_lag1  0.566260  0.252603  2.241703  0.024981
## br_Epr_log_lag1    0.054070  0.024421  2.214091  0.026823
## br_fe_effect_lag1  -0.010045  0.382418  -0.026266  0.979045
## br_pi_effect_lag1  0.027039  0.012290  2.200084  0.027801
## br_Wshare_log_diff1_lag1  0.042486  0.042640  0.996392  0.319060
##
## J-Test: degrees of freedom is 3
##           J-test  P-value
## Test E(g)=0:   7.277714  0.063554
##
## Initial values of the coefficients
##           (Intercept)      IPCA_log_diff1_lag1      br_Epr_log_lag1
##           -0.014882168      0.748251241      0.009863603
##           br_fe_effect_lag1      br_pi_effect_lag1 br_Wshare_log_diff1_lag1
##           -0.315991879      0.032348167      0.036615264

```

## G

# Estados Unidos: Regressões por MQO e respectivos testes Breusch-Pagan, Breusch-Godfrey e Bai-Perron

### G.1 Período 1967:Q2 a 2019:Q4

#### G.1.1 Regressões com tendências geradas por Filtro Hamilton

##### G.1.1.1 Modelo com Produtividade e sem Participação dos Salários (Modelo 1)

Tabela G.1: (#tab:EUA - 1967:Q2 - 2019:Q4 - Estimções por MQO (Modelo 1))

	Hiato de Desemprego		Hiato de Ocupação		Nível de Desemprego		Nível de Ocupação	
(Intercept)	0.000 *	(0.000)	0.000 *	(0.000)	0.001	(0.001)	0.010	(0.013)
I(lag(PCEPI_log_diff1, 1))	0.725 ***	(0.110)	0.711 ***	(0.110)	0.725 ***	(0.111)	0.699 ***	(0.114)
I(lag(PCEPI_log_diff1, 2))	-0.045	(0.084)	-0.043	(0.084)	-0.045	(0.084)	-0.041	(0.084)
I(lag(PCEPI_log_diff1, 3))	0.217 *	(0.084)	0.219 **	(0.084)	0.217 *	(0.084)	0.218 *	(0.084)
I(lag(PCEPI_log_diff1, 4))	-0.003	(0.075)	-0.006	(0.075)	-0.012	(0.075)	-0.018	(0.074)
I(lag(us_gap_U3_nairu3_log_hmt, 1))	-0.001	(0.001)						
I(lag(us_fe_effect, 1))	-0.218	(0.150)	-0.198	(0.148)	-0.208	(0.151)	-0.164	(0.154)
I(lag(us_pi_effect, 1))	0.042 *	(0.016)	0.042 **	(0.016)	0.043 **	(0.016)	0.043 **	(0.016)
I(lag(us_pt_effect_diff8_hmt, 1))	0.009	(0.074)	0.006	(0.075)	0.013	(0.075)	0.023	(0.075)
I(lag(us_gap_Epr_nairo_log_hmt, 1))			0.016	(0.012)				
I(lag(us_U3_log, 1))					-0.001	(0.001)		
I(lag(us_Epr_log, 1))							-0.005	(0.007)
N	207		207		207		207	
R2	0.719		0.719		0.718		0.718	
Adj R2	0.708		0.708		0.706		0.706	
logLik	1050.917		1051.087		1050.418		1050.511	
AIC	-2081.835		-2082.174		-2080.835		-2081.021	

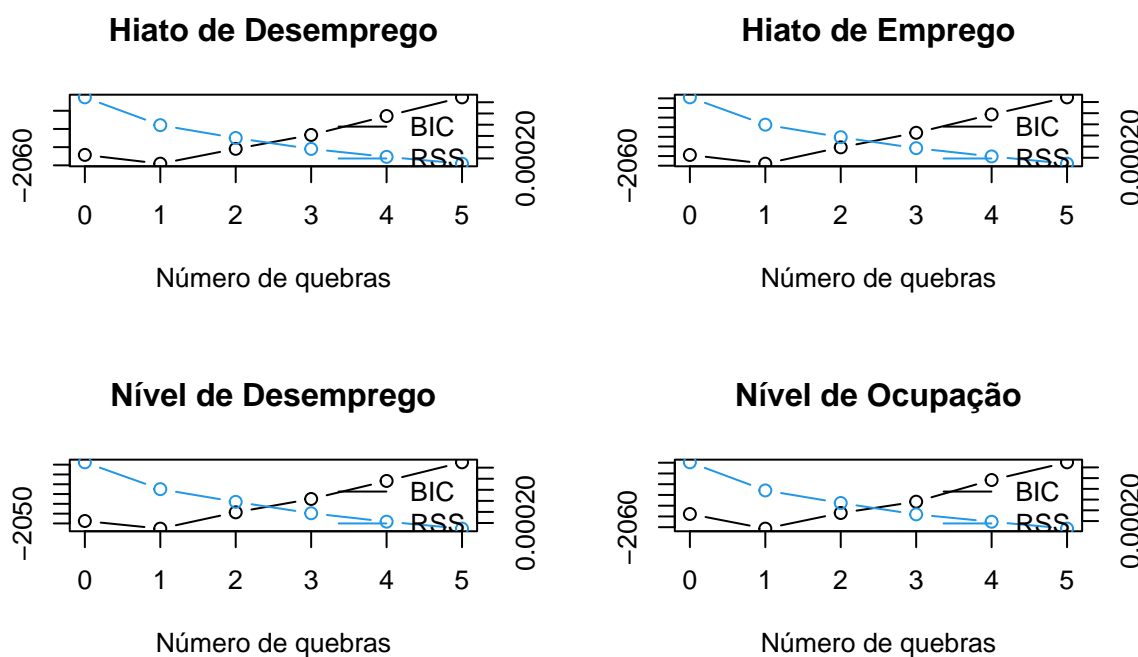
\*\*\* p < 0.001; \*\* p < 0.01; \* p < 0.05.

**Tabela G.2:** (#tab:Teste Breusch-Pagan para Estimações do Período 1967-2019 (Modelo 1))

Modelo	Estatística	p.valor	Parâmetro	Método
Nível de Desemprego	15.9	0.0439	8	Breusch-Pagan Studentizado
Nível de Ocupação	14.5	0.0686	8	Breusch-Pagan Studentizado
Hiato de Desemprego	16.7	0.0328	8	Breusch-Pagan Studentizado
Hiato de Ocupação	15.2	0.0559	8	Breusch-Pagan Studentizado

**Tabela G.3:** (#tab:Teste Breusch-Godfrey para Estimações do Período 1967-2019 (Modelo 1))

Modelo	Estatística	p.valor	Parâmetro	Método
Nível de Desemprego	1.44	0.229	1	Breusch-Godfrey para correlação serial de ordem 1
Nível de Ocupação	1.29	0.256	1	Breusch-Godfrey para correlação serial de ordem 1
Hiato de Desemprego	1.18	0.278	1	Breusch-Godfrey para correlação serial de ordem 1
Hiato de Ocupação	0.778	0.378	1	Breusch-Godfrey para correlação serial de ordem 1



**Figura G.1:** Teste Bai-Perron para Quebra-Estrutural do Período 1967-2019 (Modelo 1)

### G.1.1.2 Modelo sem Produtividade e com Participação dos Salários (Modelo 2)

APÊNDICE G. ESTADOS UNIDOS: REGRESSÕES POR MQO E RESPECTIVOS TESTES  
BREUSCH-PAGAN, BREUSCH-GODFREY E BAI-PERRON

**Tabela G.4:** (#tab:EUA - 1967:Q2 - 2019:Q4 - Estimações por MQO (Modelo 2))

	Hiato de Desemprego		Hiato de Ocupação		Nível de Desemprego		Nível de Ocupação	
(Intercept)	0.000 *	(0.000)	0.000 *	(0.000)	0.001	(0.001)	0.011	(0.013)
I(lag(PCEPI_log_diff1, 1))	0.730 ***	(0.110)	0.719 ***	(0.110)	0.730 ***	(0.110)	0.703 ***	(0.113)
I(lag(PCEPI_log_diff1, 2))	-0.053	(0.084)	-0.051	(0.084)	-0.054	(0.084)	-0.051	(0.084)
I(lag(PCEPI_log_diff1, 3))	0.228 **	(0.083)	0.229 **	(0.083)	0.230 **	(0.083)	0.234 **	(0.083)
I(lag(PCEPI_log_diff1, 4))	-0.012	(0.075)	-0.014	(0.074)	-0.020	(0.074)	-0.026	(0.074)
I(lag(us_gap_U3_nairu3_log_hmt, 1))	-0.001	(0.001)						
I(lag(us_fe_effect, 1))	-0.213	(0.149)	-0.198	(0.147)	-0.204	(0.150)	-0.160	(0.153)
I(lag(us_pi_effect, 1))	0.039 *	(0.016)	0.040 *	(0.016)	0.040 *	(0.016)	0.040 *	(0.016)
I(lag(us_Wshare_log_diff1, 1))	0.034	(0.027)	0.033	(0.027)	0.037	(0.027)	0.040	(0.026)
I(lag(us_gap_Epr_nairo_log_hmt, 1))			0.013	(0.012)				
I(lag(us_U3_log, 1))					-0.000	(0.001)		
I(lag(us_Epr_log, 1))							-0.006	(0.007)
N	207		207		207		207	
R2	0.721		0.721		0.720		0.721	
Adj R2	0.710		0.710		0.709		0.710	
logLik	1051.746		1051.871		1051.421		1051.672	
AIC	-2083.491		-2083.742		-2082.842		-2083.344	

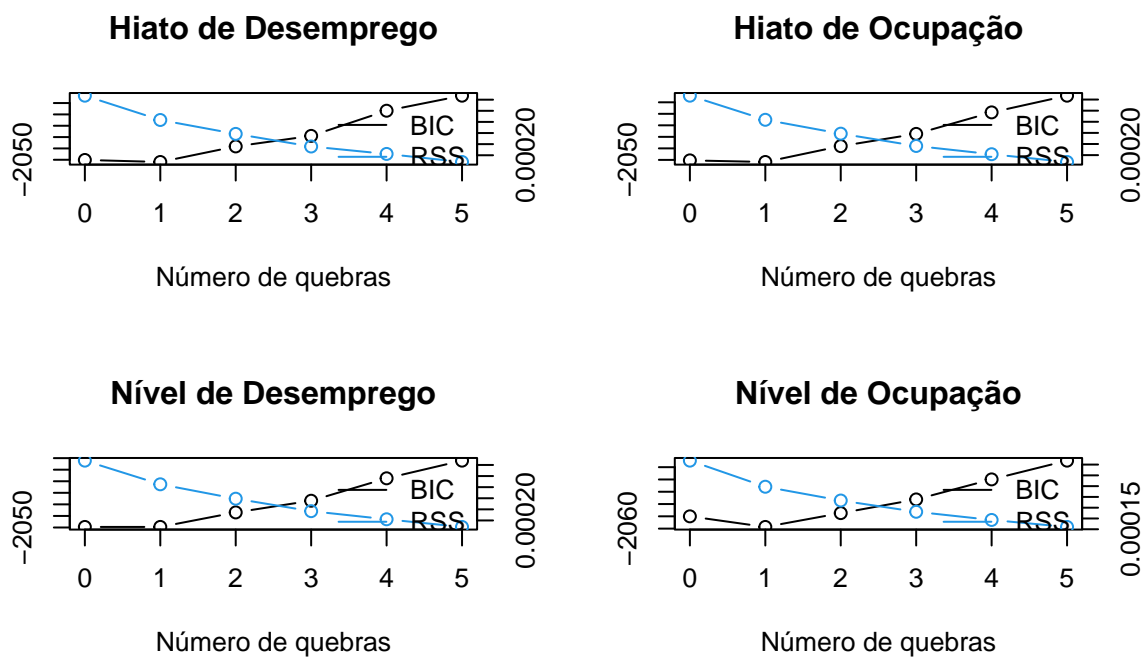
\*\*\* p < 0.001; \*\* p < 0.01; \* p < 0.05.

**Tabela G.5:** (#tab:Teste Breusch-Pagan para Estimações do Período 1967-2019 (Modelo 2))

Modelo	Estatística	p.valor	Parâmetro	Método
Nível de Desemprego	14.5	0.0706	8	Breusch-Pagan Studentizado
Nível de Ocupação	13.1	0.11	8	Breusch-Pagan Studentizado
Hiato de Desemprego	15.5	0.05	8	Breusch-Pagan Studentizado
Hiato de Ocupação	14	0.0809	8	Breusch-Pagan Studentizado

**Tabela G.6:** (#tab:Teste Breusch-Godfrey para Estimações do Período 1967-2019 (Modelo 2))

Modelo	Estatística	p.valor	Parâmetro	Método
Nível de Desemprego	2.29	0.13	1	Breusch-Godfrey para correlação serial de ordem 1
Nível de Ocupação	2.15	0.143	1	Breusch-Godfrey para correlação serial de ordem 1
Hiato de Desemprego	1.85	0.173	1	Breusch-Godfrey para correlação serial de ordem 1
Hiato de Ocupação	1.5	0.221	1	Breusch-Godfrey para correlação serial de ordem 1



**Figura G.2:** *Teste Bai-Perron para Quebra-Estrutural do Período 1967-2019 (Modelo 2)*

APÊNDICE G. ESTADOS UNIDOS: REGRESSÕES POR MQO E RESPECTIVOS TESTES  
BREUSCH-PAGAN, BREUSCH-GODFREY E BAI-PERRON

**Tabela G.7:** (#tab:EUA - 1967:Q2 - 2019:Q4 - Estimações por MQO (Modelo 3))

	Hiato de Desemprego		Hiato de Ocupação		Nível de Desemprego		Nível de Ocupação	
(Intercept)	0.000 *	(0.000)	0.000 *	(0.000)	0.001	(0.001)	0.008	(0.014)
I(lag(PCEPI_log_diff1, 1))	0.730 ***	(0.110)	0.732 ***	(0.110)	0.728 ***	(0.110)	0.704 ***	(0.114)
I(lag(PCEPI_log_diff1, 2))	-0.055	(0.084)	-0.053	(0.084)	-0.049	(0.084)	-0.044	(0.084)
I(lag(PCEPI_log_diff1, 3))	0.209 *	(0.083)	0.211 *	(0.083)	0.214 *	(0.083)	0.218 **	(0.084)
I(lag(PCEPI_log_diff1, 4))	-0.013	(0.074)	-0.020	(0.074)	-0.016	(0.075)	-0.022	(0.074)
I(lag(us_gap_U3_nairu3_log_hp, 1))	-0.003	(0.002)						
I(lag(us_fe_effect, 1))	-0.239	(0.151)	-0.234	(0.152)	-0.220	(0.151)	-0.177	(0.156)
I(lag(us_pi_effect, 1))	0.040 *	(0.017)	0.040 *	(0.017)	0.041 *	(0.017)	0.042 *	(0.016)
I(lag(us_pt_effect_diff8_hp, 1))	-0.024	(0.032)	-0.025	(0.032)	-0.027	(0.033)	-0.022	(0.033)
I(lag(us_gap_Epr_nairo_log_hp, 1))			0.025	(0.025)				
I(lag(us_U3_log, 1))					-0.001	(0.001)		
I(lag(us_Epr_log, 1))							-0.004	(0.008)
N	207		207		207		207	
R2	0.720		0.719		0.718		0.718	
Adj R2	0.709		0.708		0.707		0.707	
logLik	1051.321		1051.043		1050.765		1050.685	
AIC	-2082.643		-2082.086		-2081.530		-2081.371	

\*\*\* p < 0.001; \*\* p < 0.01; \* p < 0.05.

**Tabela G.8:** (#tab:Teste Breusch-Pagan para Estimações do Período 1967-2019 (Modelo 3))

Modelo	Estatística	p.valor	Parâmetro	Método
Nível de Desemprego	15.6	0.049	8	Breusch-Pagan Studentizado
Nível de Ocupação	14.2	0.0776	8	Breusch-Pagan Studentizado
Hiato de Desemprego	14.1	0.0797	8	Breusch-Pagan Studentizado
Hiato de Ocupação	14.9	0.0618	8	Breusch-Pagan Studentizado

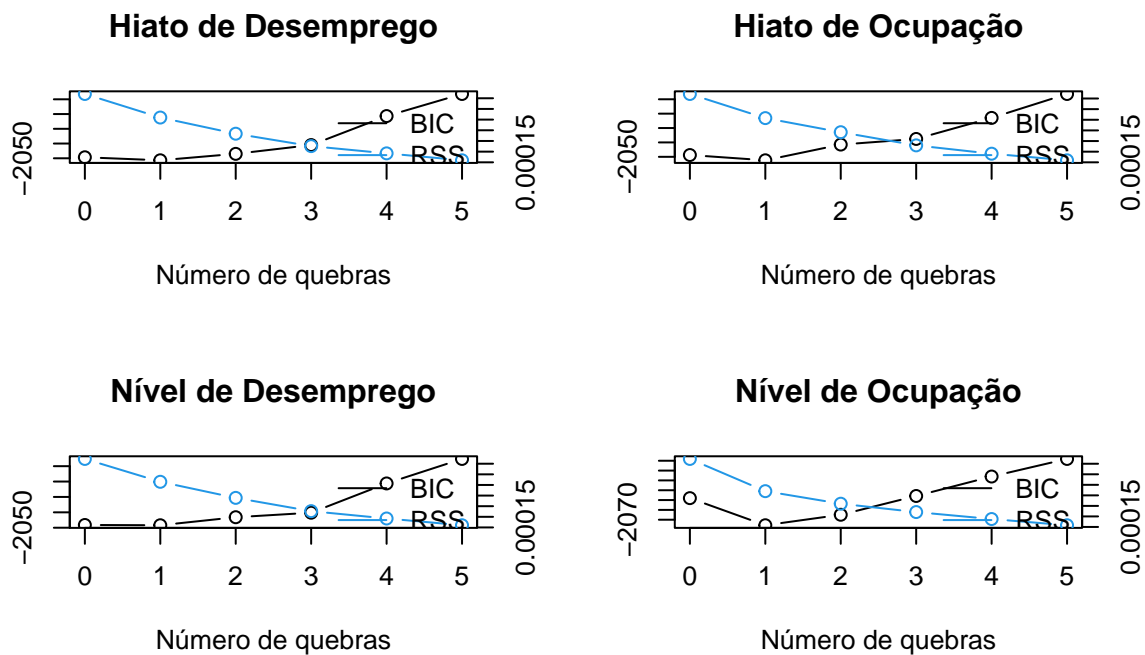


**Tabela G.9:** (#tab:Teste Breusch-Godfrey para Estimções do Período 1967-2019 (Modelo 3))

Modelo	Estatística	p.valor	Parâmetro	Método
Nível de Desemprego	1.17	0.28	1	Breusch-Godfrey para correlação serial de ordem 1
Nível de Ocupação	0.97	0.325	1	Breusch-Godfrey para correlação serial de ordem 1
Hiato de Desemprego	0.863	0.353	1	Breusch-Godfrey para correlação serial de ordem 1
Hiato de Ocupação	0.94	0.332	1	Breusch-Godfrey para correlação serial de ordem 1

### G.1.2 Regressões com tendências geradas por Filtro Hodrick-Prescot

#### G.1.2.1 Modelo com Produtividade e sem Participação dos Salários (Modelo 3)



**Figura G.3:** Teste Bai-Perron para Quebra-Estrutural do Período 1967-2019 (Modelo 3)

#### G.1.2.2 Modelo sem Produtividade e com Participação dos Salários (Modelo 4)

APÊNDICE G. ESTADOS UNIDOS: REGRESSÕES POR MQO E RESPECTIVOS TESTES BREUSCH-PAGAN, BREUSCH-GODFREY E BAI-PERRON

**Tabela G.10:** (#tab:EUA - 1967:Q2 - 2019:Q4 - Estimações por MQO (Modelo 4))

	Hiato de Desemprego		Hiato de Ocupação		Nível de Desemprego		Nível de Ocupação	
(Intercept)	0.000 *	(0.000)	0.000 *	(0.000)	0.001	(0.001)	0.011	(0.013)
I(lag(PCEPI_log_diff1, 1))	0.733 ***	(0.110)	0.734 ***	(0.110)	0.730 ***	(0.110)	0.703 ***	(0.113)
I(lag(PCEPI_log_diff1, 2))	-0.059	(0.084)	-0.058	(0.084)	-0.054	(0.084)	-0.051	(0.084)
I(lag(PCEPI_log_diff1, 3))	0.224 **	(0.083)	0.227 **	(0.083)	0.230 **	(0.083)	0.234 **	(0.083)
I(lag(PCEPI_log_diff1, 4))	-0.017	(0.074)	-0.022	(0.074)	-0.020	(0.074)	-0.026	(0.074)
I(lag(us_gap_U3_nairu3_log_hp, 1))	-0.002	(0.002)						
I(lag(us_fe_effect, 1))	-0.224	(0.150)	-0.218	(0.151)	-0.204	(0.150)	-0.160	(0.153)
I(lag(us_pi_effect, 1))	0.039 *	(0.016)	0.039 *	(0.017)	0.040 *	(0.016)	0.040 *	(0.016)
I(lag(us_Wshare_log_diff1, 1))	0.033	(0.027)	0.035	(0.027)	0.037	(0.027)	0.040	(0.026)
I(lag(us_gap_Epr_nairo_log_hp, 1))			0.019	(0.025)				
I(lag(us_U3_log, 1))					-0.000	(0.001)		
I(lag(us_Epr_log, 1))							-0.006	(0.007)
N	207		207		207		207	
R2	0.721		0.721		0.720		0.721	
Adj R2	0.710		0.710		0.709		0.710	
logLik	1051.832		1051.624		1051.421		1051.672	
AIC	-2083.664		-2083.247		-2082.842		-2083.344	

\*\*\* p < 0.001; \*\* p < 0.01; \* p < 0.05.

**Tabela G.11:** (#tab:Teste Breusch-Pagan para Estimações do Período 1967-2019 (Modelo 4))

Modelo	Estatística	p.valor	Parâmetro	Método
Nível de Desemprego	14.5	0.0706	8	Breusch-Pagan Studentizado
Nível de Ocupação	13.1	0.11	8	Breusch-Pagan Studentizado
Hiato de Desemprego	13.3	0.103	8	Breusch-Pagan Studentizado
Hiato de Ocupação	14.1	0.0785	8	Breusch-Pagan Studentizado

**Tabela G.12:** (#tab:Teste Breusch-Godfrey para Estimações do Período 1967-2019 (Modelo 4))

Modelo	Estatística	p.valor	Parâmetro	Método
Nível de Desemprego	2.29	0.13	1	Breusch-Godfrey para correlação serial de ordem 1
Nível de Ocupação	2.15	0.143	1	Breusch-Godfrey para correlação serial de ordem 1
Hiato de Desemprego	1.64	0.2	1	Breusch-Godfrey para correlação serial de ordem 1
Hiato de Ocupação	1.9	0.168	1	Breusch-Godfrey para correlação serial de ordem 1

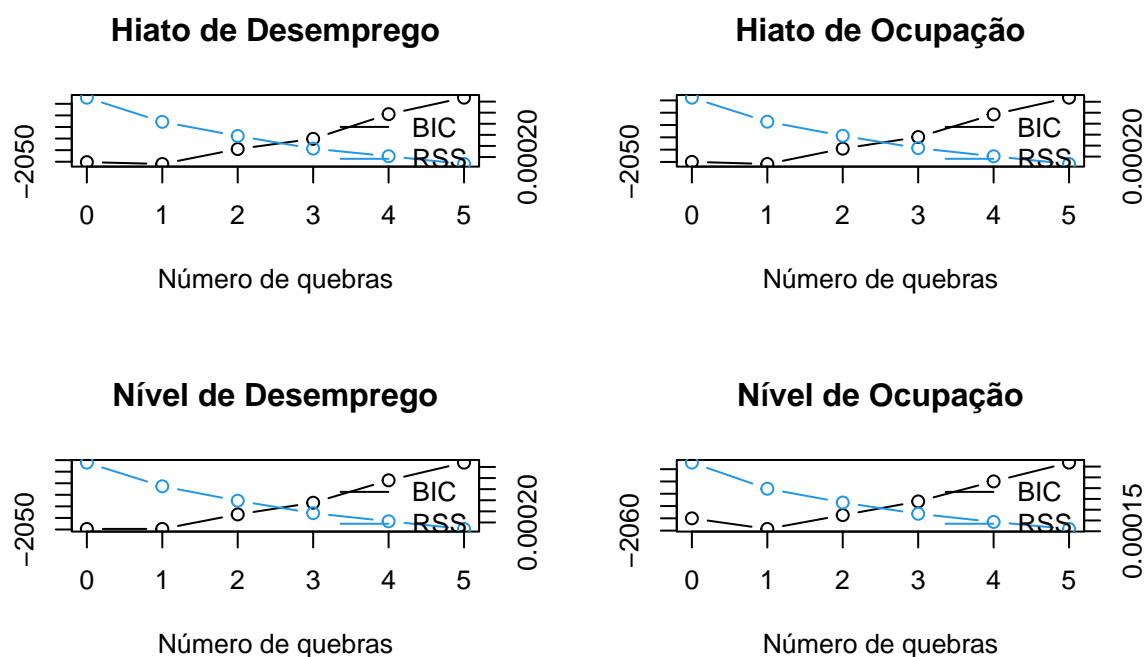


Figura G.4: Teste Bai-Perron para Quebra-Estrutural do Período 1967-2019 (Modelo 4)

## G.2 Período 1997:Q1 a 2019:Q4

### G.2.1 Regressões com tendências geradas por Filtro Hamilton

#### G.2.1.1 Modelo com Produtividade e sem Participação dos Salários (Modelo 5)

""=latex

""

**Tabela G.13: (#tab:EUA - 1997:Q1 - 2019:Q4 - Estimações por MQO (Modelo 5))**

	Hiato de Desemprego (U3)	Hiato de Desemprego (U6)	Hiato de Ocupação	Nível de Desemprego (U3)	Nível de Desemprego (U6)	Nível de Ocupação
(Intercept)	0.003 ***	0.003 ***	0.003 ***	0.001	0.002	-0.035
I(lag(PCEPI_log_diff1, 1))	0.491	0.446	0.493	(0.329)	0.458	0.507
I(lag(PCEPI_log_diff1, 2))	-0.379 **	-0.412 **	-0.378 **	(0.126)	-0.393 **	-0.407 **
I(lag(PCEPI_log_diff1, 3))	0.018	0.004	0.018	(0.116)	0.014	0.004
I(lag(PCEPI_log_diff1, 4))	-0.116	-0.134	-0.120	(0.107)	-0.121	-0.138
I(lag(us_gap_U3_nairu3_log_hmt, 1))	-0.001	0.002	0.003 ***	(0.001)	0.003 *	0.021
I(lag(us_fe_effect, 1))	-0.380	-0.375	-0.381	(0.430)	-0.352	-0.434
I(lag(us_pi_effect, 1))	0.243 **	0.250 **	0.243 **	(0.076)	0.252 **	0.260 ***
I(lag(us_pt_effect_diff8_hmt, 1))	0.169	0.163	0.167	(0.131)	0.160	0.159
I(lag(us_gap_U6_nairu6_log_hmt, 1))		-0.004 *		(0.002)		
I(lag(us_gap_Epr_nairo_log_hmt, 1))			0.015	(0.020)		
I(lag(us_U3_log, 1))				(0.001)		
I(lag(us_U6_log, 1))					-0.002	0.021
I(lag(us_Epr_log, 1))						(0.012)
N	88	88	88	88	88	88
R2	0.234	0.266	0.234	0.236	0.246	0.260
Adj R2	0.157	0.192	0.156	0.159	0.169	0.185
logLik	449.662	451.522	449.642	449.780	450.333	451.144
AIC	-879.325	-883.043	-879.285	-879.560	-880.666	-882.289

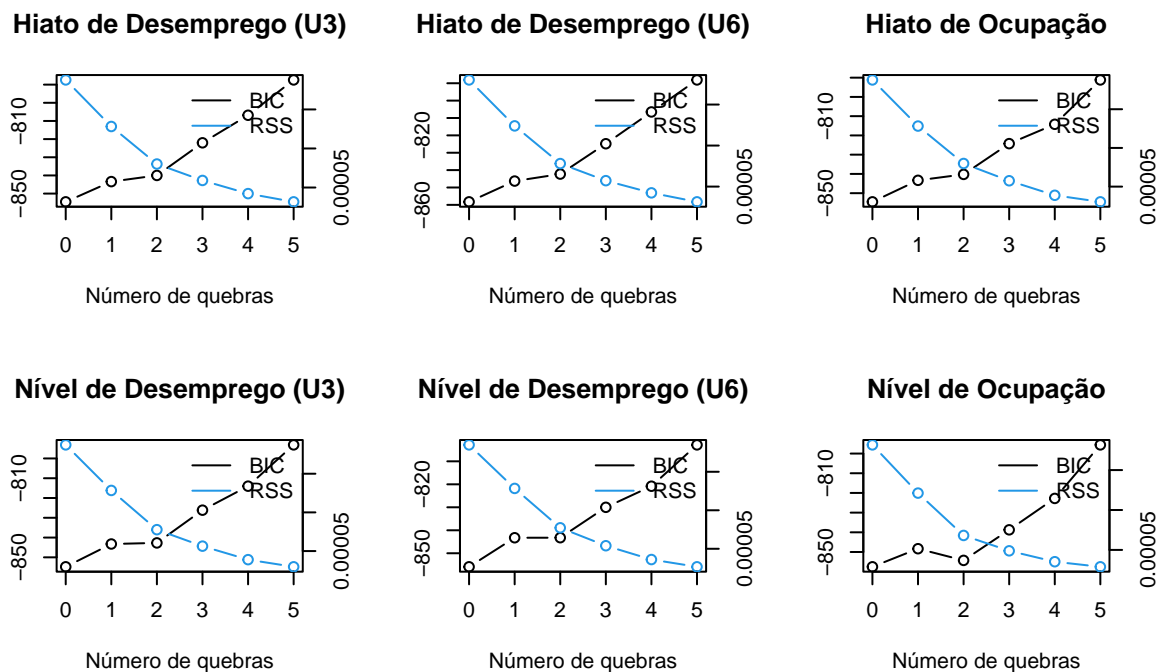
\*\*\* p < 0.001; \*\* p < 0.01; \* p < 0.05.

**Tabela G.14:** (#tab:Teste Breusch-Pagan para Estimações do Período 1997-2019 (Modelo 5))

Modelo	Estatística	p.valor	Parâmetro	Método
Nível de Desemprego (U3)	14.9	0.0616	8	Breusch-Pagan Studentizado
Nível de Desemprego (U6)	15.1	0.0579	8	Breusch-Pagan Studentizado
Nível de Ocupação	14.7	0.0648	8	Breusch-Pagan Studentizado
Hiato de Desemprego (U3)	15.2	0.0559	8	Breusch-Pagan Studentizado
Hiato de Desemprego (U6)	17	0.0297	8	studentized Breusch-Pagan test
Hiato de Ocupação	14.5	0.0704	8	studentized Breusch-Pagan test

**Tabela G.15:** (#tab:Teste Breusch-Godfrey para Estimações do Período 1997-2019 (Modelo 5))

Modelo	Estatística	p.valor	Parâmetro	Método
Nível de Desemprego (U3)	0.46	0.498	1	Breusch-Godfrey para correlação serial de ordem 1
Nível de Desemprego (U6)	0.528	0.468	1	Breusch-Godfrey para correlação serial de ordem 1
Nível de Ocupação	0.164	0.686	1	Breusch-Godfrey para correlação serial de ordem 1
Hiato de Desemprego (U3)	0.537	0.464	1	Breusch-Godfrey para correlação serial de ordem 1
Hiato de Desemprego (U6)	0.481	0.488	1	Breusch-Godfrey test for serial correlation of order up to 1
Hiato de Ocupação	0.549	0.459	1	Breusch-Godfrey test for serial correlation of order up to 1



**Figura G.5:** Teste Bai-Perron para Quebra-Estrutural do Período 1997-2019 (Modelo 5)

### G.2.1.2 Modelo sem Produtividade e com Participação dos Salários (Modelo 6)

“=|latex

“

**Tabela G.16: (#tab:EUA - 1997:Q1 - 2019:Q4 - Estimacões por MQO (Modelo 6))**

	Hiato de Desemprego (U3)	Hiato de Desemprego (U6)	Hiato de Ocupação	Nível de Desemprego (U3)	Nível de Desemprego (U6)	Nível de Ocupação
(Intercept)	0.002 ** (0.001)	0.003 *** (0.001)	0.002 ** (0.001)	0.004 * (0.001)	0.005 * (0.002)	-0.038 (0.021)
I(lag(PCPEPI_log_diff1, 1))	0.457 (0.334)	0.417 (0.322)	0.454 (0.334)	0.457 (0.332)	0.426 (0.329)	0.483 (0.320)
I(lag(PCPEPI_log_diff1, 2))	-0.356 ** (0.126)	-0.389 ** (0.124)	-0.355 ** (0.126)	-0.359 ** (0.126)	-0.372 ** (0.126)	-0.385 ** (0.125)
I(lag(PCPEPI_log_diff1, 3))	0.047 (0.116)	0.026 (0.114)	0.045 (0.116)	0.049 (0.115)	0.041 (0.115)	0.030 (0.114)
I(lag(PCPEPI_log_diff1, 4))	-0.110 (0.109)	-0.125 (0.106)	-0.114 (0.109)	-0.111 (0.108)	-0.115 (0.108)	-0.132 (0.107)
I(lag(us_gap_U3_nairu3_log_hmt, 1))	-0.002 (0.002)					
I(lag(us_fe_effect, 1))	-0.311 (0.430)	-0.324 (0.415)	-0.310 (0.430)	-0.310 (0.429)	-0.289 (0.425)	-0.380 (0.416)
I(lag(us_pi_effect, 1))	0.230 ** (0.077)	0.240 ** (0.074)	0.233 ** (0.077)	0.232 ** (0.077)	0.241 ** (0.076)	0.249 ** (0.076)
I(lag(us_Wshare_log_diff1, 1))	-0.012 (0.035)	-0.021 (0.034)	-0.014 (0.036)	-0.010 (0.035)	-0.012 (0.034)	-0.012 (0.034)
I(lag(us_gap_U6_nairu6_log_hmt, 1))	-0.005 * (0.002)					
I(lag(us_gap_Epr_nairo_log_hmt, 1))			0.020 (0.021)			
I(lag(us_U3_log, 1))				-0.001 (0.001)		
I(lag(us_U6_log, 1))					-0.002 (0.002)	
I(lag(us_Epr_log, 1))						0.023 (0.012)
N	88	88	88	88	88	88
R2	0.219	0.255	0.220	0.221	0.233	0.247
Adj R2	0.140	0.179	0.141	0.142	0.155	0.170
logLik	448.814	450.845	448.840	448.911	449.572	450.375
AIC	-877.628	-881.691	-877.680	-877.823	-879.144	-880.750

\*\*\* p < 0.001, \*\* p < 0.01, \* p < 0.05.



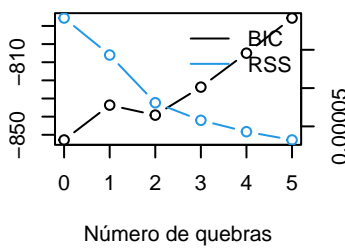
**Tabela G.17:** (#tab:Teste Breusch-Pagan para Estimções do Período 1997-2019 (Modelo 6))

Modelo	Estatística	p.valor	Parâmetro	Método
Nível de Desemprego (U3)	10.2	0.254	8	Breusch-Pagan Studentizado
Nível de Desemprego (U6)	10.7	0.221	8	Breusch-Pagan Studentizado
Nível de Ocupação	10.5	0.232	8	Breusch-Pagan Studentizado
Hiato de Desemprego (U3)	10.6	0.226	8	Breusch-Pagan Studentizado
Hiato de Desemprego (U6)	12.4	0.135	8	studentized Breusch-Pagan test
Hiato de Ocupação	10.1	0.26	8	studentized Breusch-Pagan test

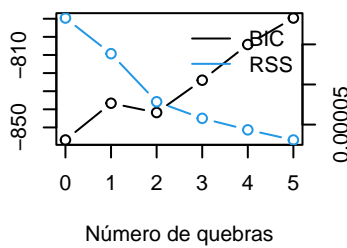
**Tabela G.18:** (#tab:Teste Breusch-Godfrey para Estimções do Período 1997-2019 (Modelo 6))

Modelo	Estatística	p.valor	Parâmetro	Método
Nível de Desemprego (U3)	3.24	0.0719	1	Breusch-Godfrey para correlação serial de ordem 1
Nível de Desemprego (U6)	3.07	0.0795	1	Breusch-Godfrey para correlação serial de ordem 1
Nível de Ocupação	1.84	0.175	1	Breusch-Godfrey para correlação serial de ordem 1
Hiato de Desemprego (U3)	3.59	0.0583	1	Breusch-Godfrey para correlação serial de ordem 1
Hiato de Desemprego (U6)	2.9	0.0888	1	Breusch-Godfrey test for serial correlation of order up to 1
Hiato de Ocupação	3.46	0.0627	1	Breusch-Godfrey test for serial correlation of order up to 1

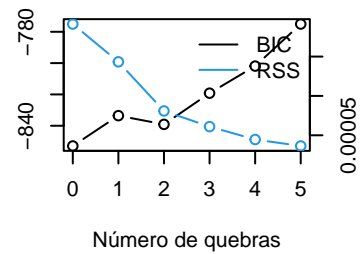
**Hiato de Desemprego (U3)**



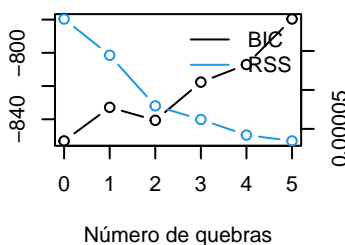
**Hiato de Desemprego (U6)**



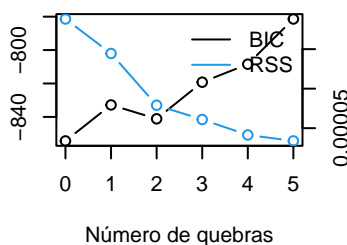
**Hiato de Ocupação**



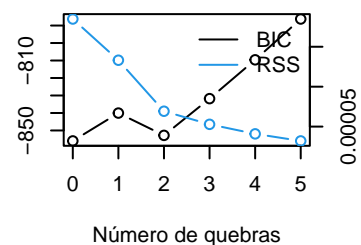
**Nível de Desemprego (U3)**



**Nível de Desemprego (U6)**



**Nível de Ocupação**



**Figura G.6:** Teste Bai-Perron para Quebra-Estrutural do Período 1997-2019 (Modelo 6)

## **G.2.2 Regressões com tendências geradas por Filtro Hodrick-Prescot**

### **G.2.2.1 Modelo com Produtividade e sem Participação dos Salários (Modelo 7)**

“=|latex

“

APÊNDICE G. ESTADOS UNIDOS: REGRESSÕES POR MQO E RESPECTIVOS TESTES  
BREUSCH-PAGAN, BREUSCH-GODFREY E BAI-PERRON

**Tabela G.19: (#*tab*:EUA - 1997:Q1 - 2019:Q4 - Estimacões por MQO (Modelo 7))**

	Hiato de Desemprego (U3)	Hiato de Desemprego (U6)	Hiato de Ocupação	Nível de Desemprego (U3)	Nível de Desemprego (U6)	Nível de Ocupação
(Intercept)	0.002 ** (0.001)	0.002 ** (0.001)	0.002 ** (0.001)	0.005 * (0.002)	0.008 ** (0.002)	-0.059 * (0.024)
I(lag(FCEPI_log_diff1, 1))	0.457 (0.340)	0.434 (0.341)	0.505 (0.337)	0.311 (0.351)	0.202 (0.347)	0.351 (0.324)
I(lag(FCEPI_log_diff1, 2))	-0.359 ** (0.127)	-0.365 ** (0.127)	-0.346 ** (0.126)	-0.376 ** (0.125)	-0.403 ** (0.124)	-0.410 ** (0.123)
I(lag(FCEPI_log_diff1, 3))	0.049 (0.115)	0.044 (0.115)	0.060 (0.115)	0.034 (0.114)	0.012 (0.113)	0.005 (0.112)
I(lag(FCEPI_log_diff1, 4))	-0.129 (0.112)	-0.134 (0.112)	-0.114 (0.115)	-0.144 (0.110)	-0.167 (0.109)	-0.183 (0.109)
I(lag(us_gap_U3_nairu3_log_hp, 1))	-0.002 (0.004)					
I(lag(us_fe_effect, 1))	-0.298 (0.438)	-0.274 (0.438)	-0.351 (0.437)	-0.131 (0.448)	-0.029 (0.439)	-0.236 (0.415)
I(lag(us_pi_effect, 1))	0.212 ** (0.076)	0.212 ** (0.076)	0.212 ** (0.076)	0.223 ** (0.075)	0.232 ** (0.074)	0.239 ** (0.074)
I(lag(us_pt_effect_diff8_hp, 1))	-0.022 (0.044)	-0.024 (0.044)	-0.014 (0.045)	-0.064 (0.053)	-0.096 (0.054)	-0.082 (0.049)
I(lag(us_gap_U6_nairu6_log_hp, 1))	-0.003 (0.004)					
I(lag(us_gap_Epr_nairo_log_hp, 1))			-0.000 (0.043)			
I(lag(us_U3_log, 1))				-0.003 (0.002)		
I(lag(us_U6_log, 1))					-0.004 * (0.002)	
I(lag(us_Epr_log, 1))						0.035 * (0.014)
N	88	88	88	88	88	88
R2	0.216	0.219	0.212	0.234	0.260	0.271
Adj R2	0.136	0.139	0.132	0.157	0.185	0.198
LogLik	448.602	448.769	448.413	449.661	451.185	451.848
AIC	-877.203	-877.537	-876.825	-879.321	-882.369	-883.695

\*\*\* p < 0.001; \*\* p < 0.01; \* p < 0.05.

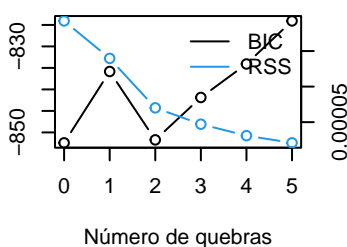
**Tabela G.20:** (#tab:Teste Breusch-Pagan para Estimações do Período 1997-2019 (Modelo 7))

Modelo	Estatística	p.valor	Parâmetro	Método
Nível de Desemprego (U3)	9.54	0.299	8	Breusch-Pagan Studentizado
Nível de Desemprego (U6)	9.9	0.272	8	Breusch-Pagan Studentizado
Nível de Ocupação	10.1	0.257	8	Breusch-Pagan Studentizado
Hiato de Desemprego (U3)	9.88	0.274	8	Breusch-Pagan Studentizado
Hiato de Desemprego (U6)	9.77	0.282	8	studentized Breusch-Pagan test
Hiato de Ocupação	11.9	0.158	8	studentized Breusch-Pagan test

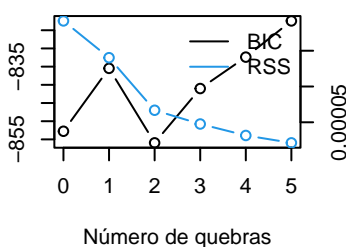
**Tabela G.21:** (#tab:Teste Breusch-Godfrey para Estimações do Período 1997-2019 (Modelo 7))

Modelo	Estatística	p.valor	Parâmetro	Método
Nível de Desemprego (U3)	4.8	0.0285	1	Breusch-Godfrey para correlação serial de ordem 1
Nível de Desemprego (U6)	4.65	0.0311	1	Breusch-Godfrey para correlação serial de ordem 1
Nível de Ocupação	2.41	0.12	1	Breusch-Godfrey para correlação serial de ordem 1
Hiato de Desemprego (U3)	4.22	0.04	1	Breusch-Godfrey para correlação serial de ordem 1
Hiato de Desemprego (U6)	4.75	0.0293	1	Breusch-Godfrey test for serial correlation of order up to 1
Hiato de Ocupação	3.08	0.0793	1	Breusch-Godfrey test for serial correlation of order up to 1

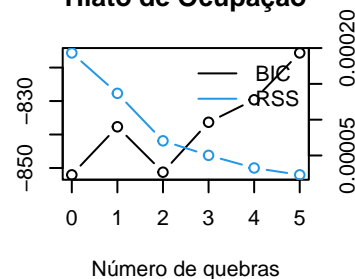
**Hiato de Desemprego (U3)**



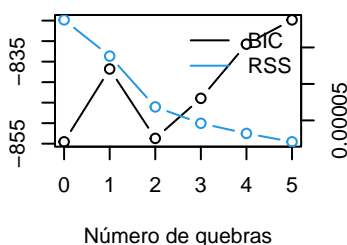
**Hiato de Desemprego (U6)**



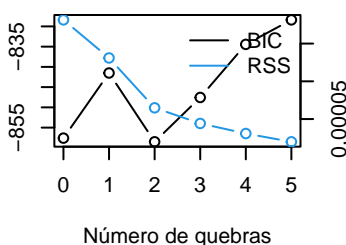
**Hiato de Ocupação**



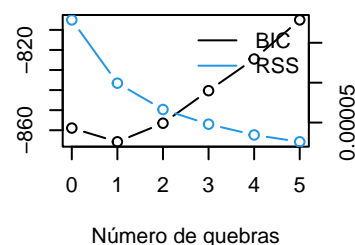
**Nível de Desemprego (U3)**



**Nível de Desemprego (U6)**



**Nível de Ocupação**



**Figura G.7:** Teste Bai-Perron para Quebra-Estrutural do Período 1997-2019 (Modelo 7)

**G.2.2.2 Modelo sem Produtividade e com Participação dos Salários (Modelo 8)**

""=latex

""

**Tabela G.22: (#tab:EUA - 1997:Q1 - 2019:Q4 - Estimções por MQO (Modelo 8) - W)**

	Hiato de Desemprego (U3)	Hiato de Desemprego (U6)	Hiato de Ocupação	Nível de Desemprego (U3)	Nível de Desemprego (U6)	Nível de Ocupação
(Intercept)	0.002 **	(0.001)	0.002 **	(0.001)	0.002 **	(0.001)
I(lag(PCEPI_log_diff1, 1))	0.494	(0.332)	0.476	(0.332)	0.457	(0.330)
I(lag(PCEPI_log_diff1, 2))	-0.354 **	(0.127)	-0.360 **	(0.127)	-0.359 **	(0.127)
I(lag(PCEPI_log_diff1, 3))	0.051	(0.117)	0.046	(0.117)	0.049	(0.116)
I(lag(PCEPI_log_diff1, 4))	-0.116	(0.111)	-0.119	(0.111)	-0.111	(0.112)
I(lag(us_gap_U3_nairu3_log_hp, 1))	-0.002	(0.003)				
I(lag(us_fe_effect, 1))	-0.348	(0.430)	-0.331	(0.430)	-0.310	(0.429)
I(lag(us_pi_effect, 1))	0.220 **	(0.076)	0.221 **	(0.076)	0.232 **	(0.076)
I(lag(us_Wshare_log_diff1, 1))	-0.008	(0.035)	-0.010	(0.035)	-0.010	(0.035)
I(lag(us_gap_U6_nairu6_log_hp, 1))		(0.004)	-0.003			
I(lag(us_gap_Epr_nairo_log_hp, 1))			-0.004	(0.041)		
I(lag(us_U3_log, 1))					-0.001	(0.001)
I(lag(us_U6_log, 1))						
I(lag(us_Epr_log, 1))					-0.002	(0.002)
N	88	88	88	88	88	88
R2	0.214	0.216	0.211	0.221	0.233	0.247
Adj R2	0.134	0.137	0.132	0.142	0.155	0.170
logLik	448.498	448.640	448.368	448.911	449.572	450.375
AIC	-876.996	-877.280	-876.736	-877.823	-879.144	-880.750

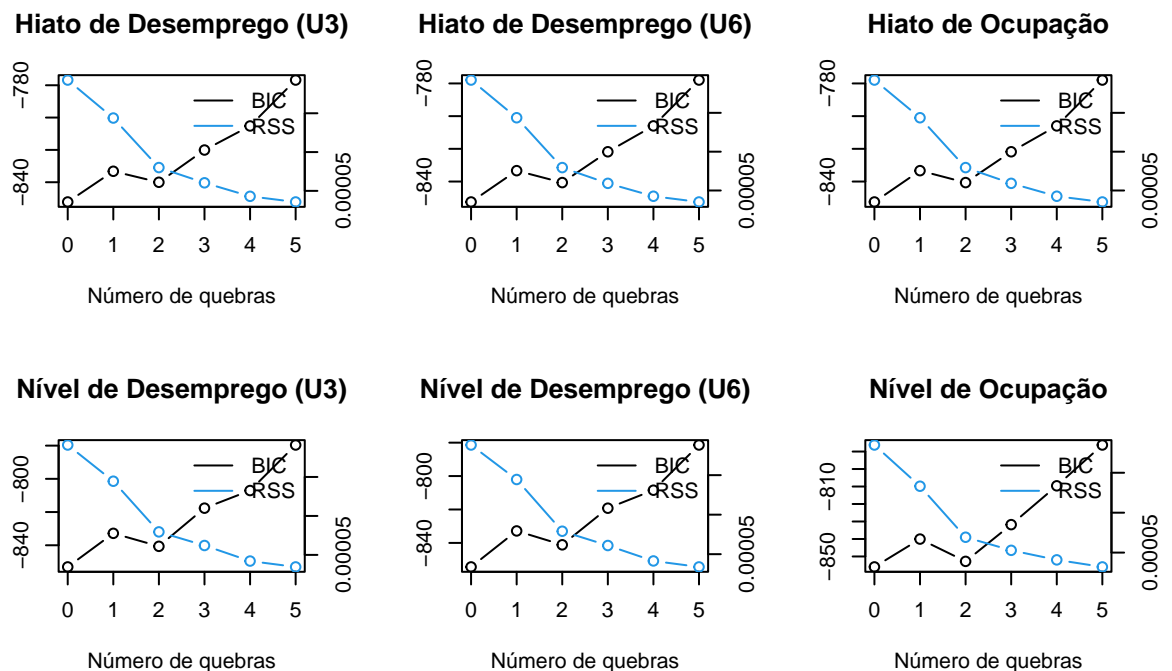
\*\*\* p < 0.001; \*\* p < 0.01; \* p < 0.05.

**Tabela G.23:** (#tab:Teste Breusch-Pagan para Estimções HP do Período 1997-2019 (Modelo 8))

Modelo	Estatística	p.valor	Parâmetro	Método
Nível de Desemprego (U3)	10.2	0.254	8	Breusch-Pagan Studentizado
Nível de Desemprego (U6)	10.7	0.221	8	Breusch-Pagan Studentizado
Nível de Ocupação	10.5	0.232	8	Breusch-Pagan Studentizado
Hiato de Desemprego (U3)	9.59	0.295	8	Breusch-Pagan Studentizado
Hiato de Desemprego (U6)	9.56	0.297	8	studentized Breusch-Pagan test
Hiato de Ocupação	10.9	0.21	8	studentized Breusch-Pagan test

**Tabela G.24:** (#tab:Teste Breusch-Godfrey para Estimções HP do Período 1997-2019 (Modelo 8))

Modelo	Estatística	p.valor	Parâmetro	Método
Nível de Desemprego (U3)	3.24	0.0719	1	Breusch-Godfrey para correlação serial de ordem 1
Nível de Desemprego (U6)	3.07	0.0795	1	Breusch-Godfrey para correlação serial de ordem 1
Nível de Ocupação	1.84	0.175	1	Breusch-Godfrey para correlação serial de ordem 1
Hiato de Desemprego (U3)	3.59	0.0583	1	Breusch-Godfrey para correlação serial de ordem 1
Hiato de Desemprego (U6)	4.01	0.0451	1	Breusch-Godfrey test for serial correlation of order up to 1
Hiato de Ocupação	2.7	0.1	1	Breusch-Godfrey test for serial correlation of order up to 1



**Figura G.8:** Teste Bai-Perron para Quebra-Estrutural do Período 1997-2019 (Modelo 8)





## H

# Brasil: Regressões por MQO e respectivos testes Breusch-Pagan, Breusch-Godfrey e Bai-Perron

### H.1 Período 1999 a 2019

#### H.1.1 Tendências por Filtro Hamilton

##### H.1.1.1 Modelo com Produtividade e sem Participação dos Salários (Modelo 1)

Tabela H.1: (#tab:Brasil - 1999:Q1 - 2019:Q4 - Estimações por MQO (Modelo 1))

	Hiato de Desemprego		Hiato de Ocupação		Nível de Desemprego		Nível de Ocupação	
(Intercept)	0.001	(0.001)	0.001	(0.001)	0.003	(0.005)	-0.056	(0.065)
I(lag(IPCA_log_diff1, 1))	1.322 ***	(0.372)	1.323 ***	(0.364)	1.276 **	(0.394)	1.217 **	(0.391)
I(lag(IPCA_log_diff1, 2))	-0.367 *	(0.143)	-0.371 *	(0.141)	-0.363 *	(0.143)	-0.353 *	(0.143)
I(lag(IPCA_log_diff1, 3))	0.183	(0.135)	0.182	(0.134)	0.184	(0.135)	0.187	(0.134)
I(lag(IPCA_log_diff1, 4))	-0.022	(0.110)	-0.023	(0.108)	-0.018	(0.111)	-0.013	(0.110)
I(lag(br_gap_U3_nairu3_log_hmt, 1))	-0.002	(0.005)						
I(lag(br_fe_effect, 1))	-0.957	(0.499)	-0.967	(0.488)	-0.902	(0.524)	-0.831	(0.519)
I(lag(br_pi_effect, 1))	0.038 ***	(0.010)	0.039 ***	(0.010)	0.038 ***	(0.011)	0.038 ***	(0.010)
I(lag(br_pt_effect_diff8_hmt, 1))	-0.007	(0.024)	-0.003	(0.024)	-0.012	(0.025)	-0.015	(0.025)
I(lag(br_gap_Epr_nairo_log_hmt, 1))			0.038	(0.042)				
I(lag(br_U3_log, 1))					-0.002	(0.005)		
I(lag(br_Epr_log, 1))							0.033	(0.037)
N	80		80		80		80	
R2	0.507		0.512		0.508		0.511	
Adj R2	0.451		0.457		0.452		0.456	
logLik	362.756		363.169		362.820		363.138	
AIC	-705.512		-706.338		-705.639		-706.276	

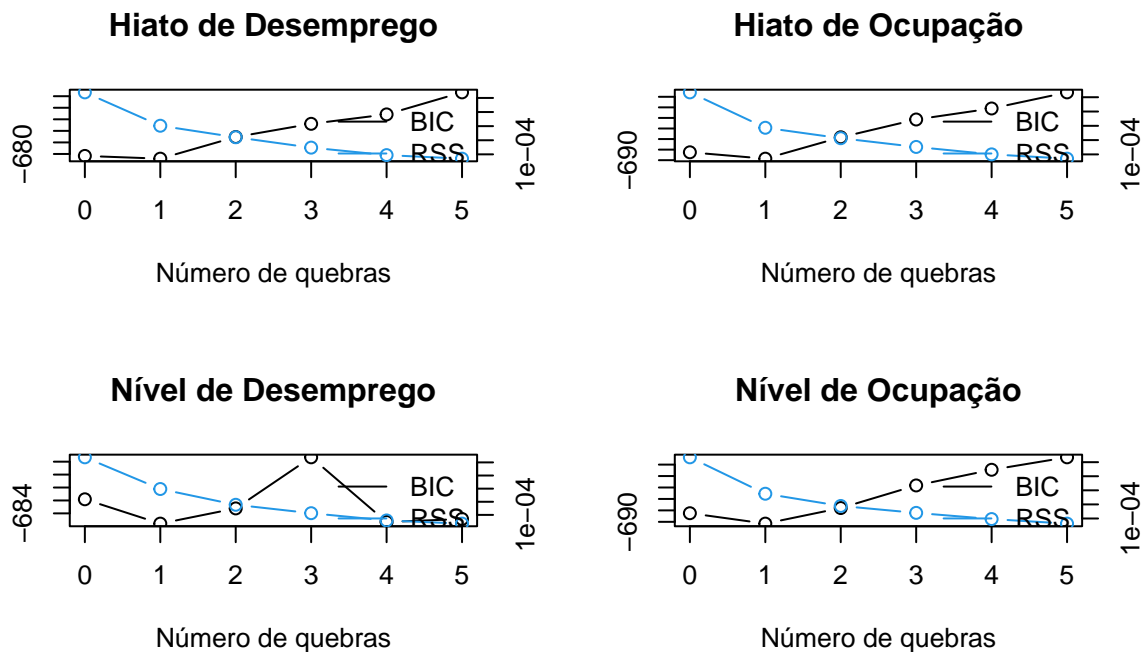
\*\*\* p < 0.001; \*\* p < 0.01; \* p < 0.05.

**Tabela H.2:** (#tab:Teste Breusch-Pagan para Estimações do Período 1999-2019 (Modelo 1))

Modelo	Estatística	p.valor	Parâmetro	Método
Nível de Desemprego	28.1	0.00046	8	Breusch-Pagan Studentizado
Nível de Ocupação	23.5	0.00276	8	Breusch-Pagan Studentizado
Hiato de Desemprego	23.5	0.00277	8	Breusch-Pagan Studentizado
Hiato de Ocupação	26.3	0.000951	8	Breusch-Pagan Studentizado

**Tabela H.3:** (#tab:Teste Breusch-Godfrey para Estimações do Período 1999-2019 (Modelo 1))

Modelo	Estatística	p.valor	Parâmetro	Método
Nível de Desemprego	0.756	0.384	1	Breusch-Godfrey para correlação serial de ordem 1
Nível de Ocupação	0.569	0.451	1	Breusch-Godfrey para correlação serial de ordem 1
Hiato de Desemprego	0.638	0.424	1	Breusch-Godfrey para correlação serial de ordem 1
Hiato de Ocupação	0.583	0.445	1	Breusch-Godfrey para correlação serial de ordem 1



**Figura H.1:** Teste Bai-Perron para Quebra-Estrutural do Período 1999-2019 (Modelo 1)

APÊNDICE H. BRASIL: REGRESSÕES POR MQO E RESPECTIVOS TESTES  
BREUSCH-PAGAN, BREUSCH-GODFREY E BAI-PERRON

**Tabela H.4:** (*#tab:Brasil - 1999:Q1 - 2019:Q4 - Estimacões por MQO (Modelo 2)*)

	Hiato de Desemprego		Hiato de Ocupação		Nível de Desemprego		Nível de Ocupação	
(Intercept)	0.002	(0.001)	0.001	(0.001)	0.002	(0.004)	-0.013	(0.059)
I(lag(IPCA_log_diff1, 1))	1.265 ***	(0.346)	1.401 ***	(0.342)	1.322 ***	(0.373)	1.291 ***	(0.372)
I(lag(IPCA_log_diff1, 2))	-0.429 **	(0.135)	-0.457 **	(0.134)	-0.429 **	(0.138)	-0.423 **	(0.138)
I(lag(IPCA_log_diff1, 3))	0.114	(0.129)	0.104	(0.128)	0.115	(0.130)	0.117	(0.130)
I(lag(IPCA_log_diff1, 4))	-0.086	(0.107)	-0.091	(0.105)	-0.103	(0.109)	-0.099	(0.108)
I(lag(br_gap_U3_nairu3_log_hp, 1))	-0.011	(0.010)						
I(lag(br_fe_effect, 1))	-1.036 *	(0.464)	-1.232 **	(0.465)	-1.081 *	(0.499)	-1.040 *	(0.499)
I(lag(br_pi_effect, 1))	0.032 **	(0.010)	0.034 ***	(0.010)	0.035 ***	(0.010)	0.036 ***	(0.010)
I(lag(br_pt_effect_diff8_hp, 1))	-0.136 **	(0.048)	-0.163 **	(0.050)	-0.137 **	(0.049)	-0.135 **	(0.049)
I(lag(br_gap_Epr_nairo_log_hp, 1))			0.124	(0.073)				
I(lag(br_U3_log, 1))					-0.000	(0.004)		
I(lag(br_Epr_log, 1))							0.008	(0.034)
N	80		80		80		80	
R2	0.563		0.573		0.555		0.556	
Adj R2	0.514		0.524		0.505		0.506	
logLik	367.636		368.489		366.895		366.928	
AIC	-715.271		-716.978		-713.790		-713.857	

\*\*\* p < 0.001; \*\* p < 0.01; \* p < 0.05.

**Tabela H.5:** (*#tab:Teste Breusch-Pagan para Estimacões do Período 1999-2019 (Modelo 2)*)

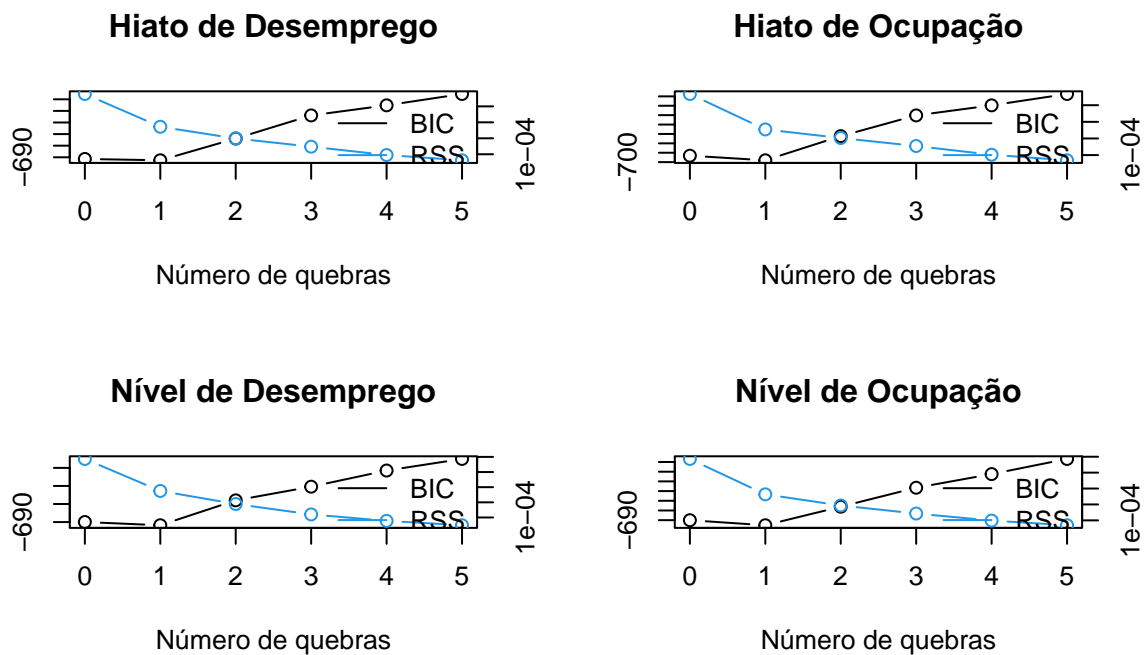
Modelo	Estatística	p.valor	Parâmetro	Método
Nível de Desemprego	32.7	7.08e-05	8	Breusch-Pagan Studentizado
Nível de Ocupação	27.5	0.00057	8	Breusch-Pagan Studentizado
Hiato de Desemprego	31.5	0.000114	8	Breusch-Pagan Studentizado
Hiato de Ocupação	29.9	0.000217	8	Breusch-Pagan Studentizado

**Tabela H.6:** (#tab:Teste Breusch-Godfrey para Estimções do Período 1999-2019 (Modelo 2))

Modelo	Estatística	p.valor	Parâmetro	Método
Nível de Desemprego	0.184	0.668	1	Breusch-Godfrey para correlação serial de ordem 1
Nível de Ocupação	0.176	0.674	1	Breusch-Godfrey para correlação serial de ordem 1
Hiato de Desemprego	0.35	0.554	1	Breusch-Godfrey para correlação serial de ordem 1
Hiato de Ocupação	0.0623	0.803	1	Breusch-Godfrey para correlação serial de ordem 1

## H.1.2 Tendências por Filtro Hodrick-Prescot

### H.1.2.1 Modelo com Produtividade e sem Participação dos Salários (Modelo 2)



**Figura H.2:** Teste Bai-Perron para Quebra-Estrutural do Período 1999-2019 (Modelo 2)

APÊNDICE H. BRASIL: REGRESSÕES POR MQO E RESPECTIVOS TESTES  
BREUSCH-PAGAN, BREUSCH-GODFREY E BAI-PERRON

**Tabela H.7:** (#tab:Brasil - 1999:Q1 - 2017:Q4 - Estimações por MQO (Modelo 3))

	Hiato de Desemprego		Hiato de Ocupação		Nível de Desemprego		Nível de Ocupação	
(Intercept)	0.001	(0.001)	0.001	(0.001)	0.001	(0.005)	-0.026	(0.078)
I(lag(IPCA_log_diff1, 1))	1.293 **	(0.417)	1.267 **	(0.412)	1.311 **	(0.421)	1.281 **	(0.418)
I(lag(IPCA_log_diff1, 2))	-0.373 *	(0.151)	-0.373 *	(0.149)	-0.378 *	(0.151)	-0.371 *	(0.151)
I(lag(IPCA_log_diff1, 3))	0.156	(0.142)	0.155	(0.141)	0.153	(0.142)	0.156	(0.142)
I(lag(IPCA_log_diff1, 4))	-0.003	(0.115)	-0.000	(0.113)	-0.009	(0.117)	0.003	(0.117)
I(lag(br_gap_U3_nairu3_log_hmt, 1))	-0.001	(0.005)						
I(lag(br_fe_effect, 1))	-0.882	(0.555)	-0.864	(0.546)	-0.906	(0.559)	-0.870	(0.554)
I(lag(br_pi_effect, 1))	0.038 **	(0.011)	0.039 ***	(0.011)	0.039 **	(0.011)	0.039 ***	(0.011)
I(lag(br_Wshare_log_diff1, 1))	0.018	(0.041)	0.014	(0.041)	0.018	(0.041)	0.017	(0.041)
I(lag(br_gap_Epr_nairo_log_hmt, 1))			0.044	(0.046)				
I(lag(br_U3_log, 1))					0.000	(0.005)		
I(lag(br_Epr_log, 1))							0.016	(0.044)
N	72		72		72		72	
R2	0.508		0.515		0.508		0.509	
Adj R2	0.445		0.453		0.445		0.446	
logLik	325.464		325.967		325.448		325.514	
AIC	-630.928		-631.934		-630.896		-631.028	

\*\*\* p < 0.001; \*\* p < 0.01; \* p < 0.05.

**Tabela H.8:** (#tab:Teste Breusch-Pagan para Estimações do Período 1999-2017 (Modelo 3))

Modelo	Estatística	p.valor	Parâmetro	Método
Nível de Desemprego	23.7	0.00257	8	Breusch-Pagan Studentizado
Nível de Ocupação	19.7	0.0114	8	Breusch-Pagan Studentizado
Hiato de Desemprego	19.8	0.011	8	Breusch-Pagan Studentizado
Hiato de Ocupação	21.2	0.00661	8	Breusch-Pagan Studentizado

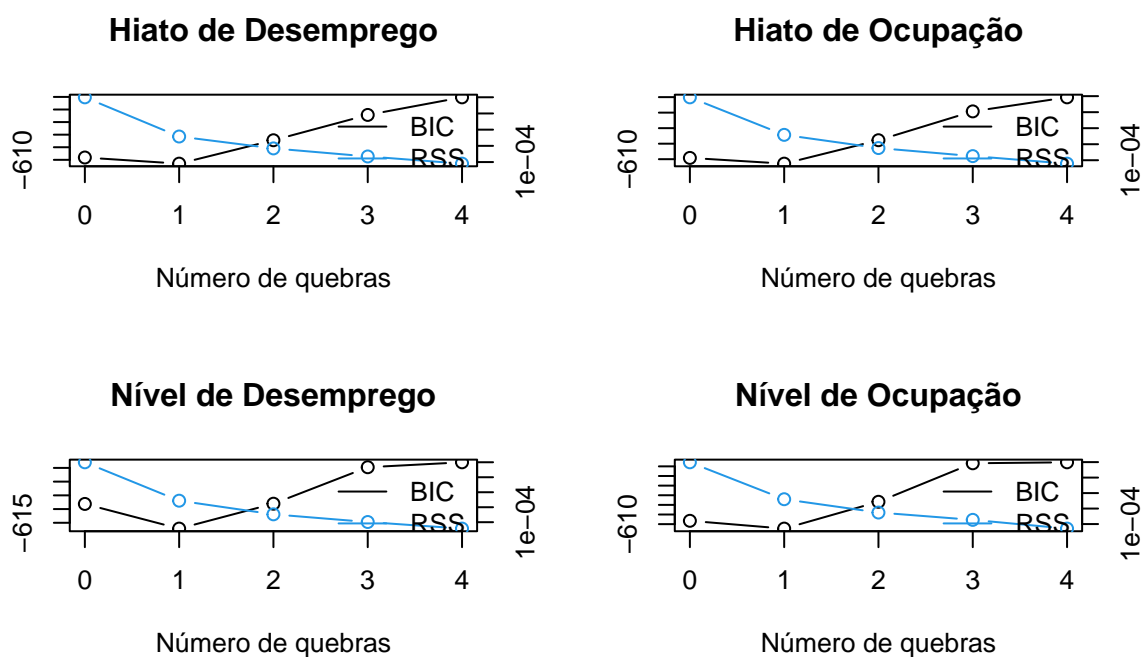
**Tabela H.9:** (*#tab:Teste Breusch-Godfrey para Estimções do Período 1999-2017 (Modelo 3)*)

Modelo	Estatística	p.valor	Parâmetro	Método
Nível de Desemprego	0.611	0.434	1	Breusch-Godfrey para correlação serial de ordem 1
Nível de Ocupação	0.63	0.427	1	Breusch-Godfrey para correlação serial de ordem 1
Hiato de Desemprego	0.646	0.422	1	Breusch-Godfrey para correlação serial de ordem 1
Hiato de Ocupação	0.733	0.392	1	Breusch-Godfrey para correlação serial de ordem 1

## H.2 Período 1999 a 2017

### H.2.1 Tendências por Filtro Hamilton

#### H.2.1.1 Modelo sem Produtividade e com Participação dos Salários (Modelo 3)



**Figura H.3:** *Teste Bai-Perron para Quebra-Estrutural do Período 1999-2019 (Modelo 3)*

APÊNDICE H. BRASIL: REGRESSÕES POR MQO E RESPECTIVOS TESTES  
BREUSCH-PAGAN, BREUSCH-GODFREY E BAI-PERRON

**Tabela H.10:** (#tab:Brasil - 1999:Q1 - 2017:Q4 - Estimações por MQO (Modelo 4))

	Hiato de Desemprego		Hiato de Ocupação		Nível de Desemprego		Nível de Ocupação	
(Intercept)	0.002	(0.001)	0.002	(0.001)	0.001	(0.005)	-0.026	(0.078)
I(lag(IPCA_log_diff1, 1))	1.242 **	(0.414)	1.249 **	(0.408)	1.311 **	(0.421)	1.281 **	(0.418)
I(lag(IPCA_log_diff1, 2))	-0.374 *	(0.149)	-0.375 *	(0.147)	-0.378 *	(0.151)	-0.371 *	(0.151)
I(lag(IPCA_log_diff1, 3))	0.150	(0.141)	0.145	(0.140)	0.153	(0.142)	0.156	(0.142)
I(lag(IPCA_log_diff1, 4))	0.011	(0.114)	0.030	(0.114)	-0.009	(0.117)	0.003	(0.117)
I(lag(br_gap_U3_nairu3_log_hp, 1))	-0.011	(0.011)						
I(lag(br_fe_effect, 1))	-0.850	(0.547)	-0.882	(0.540)	-0.906	(0.559)	-0.870	(0.554)
I(lag(br_pi_effect, 1))	0.035 **	(0.012)	0.037 **	(0.011)	0.039 **	(0.011)	0.039 ***	(0.011)
I(lag(br_Wshare_log_diff1, 1))	0.014	(0.041)	0.013	(0.041)	0.018	(0.041)	0.017	(0.041)
I(lag(br_gap_Epr_nairo_log_hp, 1))			0.178	(0.120)				
I(lag(br_U3_log, 1))					0.000	(0.005)		
I(lag(br_Epr_log, 1))							0.016	(0.044)
N	72		72		72		72	
R2	0.516		0.524		0.508		0.509	
Adj R2	0.454		0.464		0.445		0.446	
logLik	326.041		326.677		325.448		325.514	
AIC	-632.081		-633.355		-630.896		-631.028	

\*\*\* p < 0.001; \*\* p < 0.01; \* p < 0.05.

**Tabela H.11:** (#tab:Teste Breusch-Pagan para Estimações do Período 1999-2017 (Modelo 4))

Modelo	Estatística	p.valor	Parâmetro	Método
Nível de Desemprego	23.7	0.00257	8	Breusch-Pagan Studentizado
Nível de Ocupação	19.7	0.0114	8	Breusch-Pagan Studentizado
Hiato de Desemprego	22	0.00485	8	Breusch-Pagan Studentizado
Hiato de Ocupação	23	0.00331	8	Breusch-Pagan Studentizado

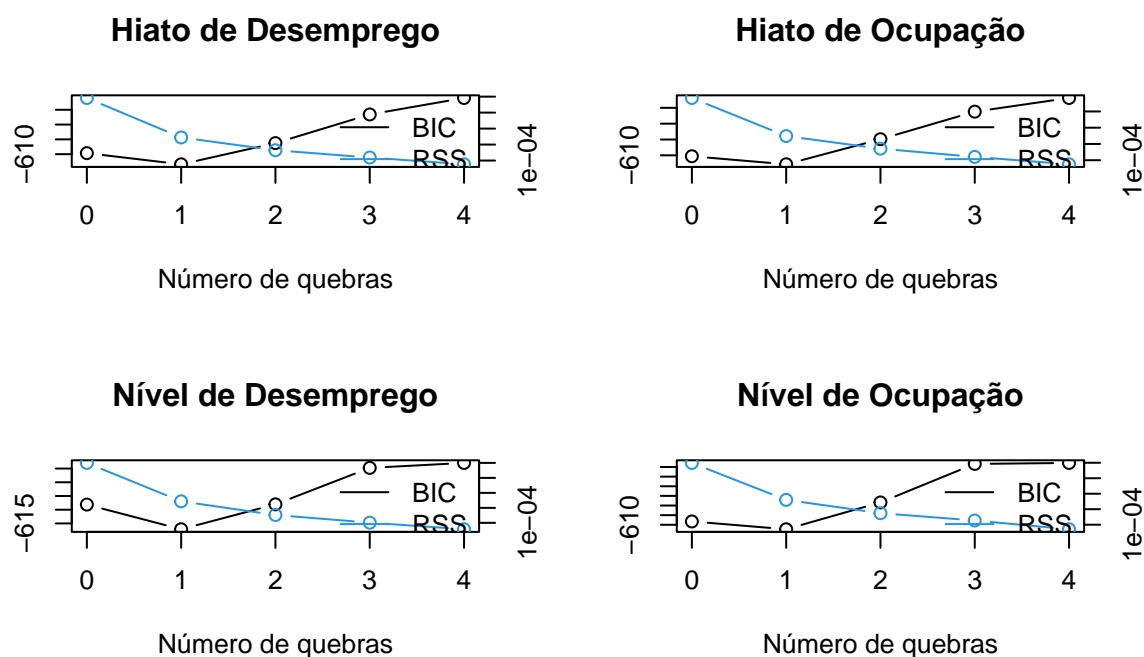


**Tabela H.12:** (#tab:Teste Breusch-Godfrey para Estimações do Período 1999-2017 (Modelo 4))

Modelo	Estatística	p.valor	Parâmetro	Método
Nível de Desemprego	0.611	0.434	1	Breusch-Godfrey para correlação serial de ordem 1
Nível de Ocupação	0.63	0.427	1	Breusch-Godfrey para correlação serial de ordem 1
Hiato de Desemprego	0.992	0.319	1	Breusch-Godfrey para correlação serial de ordem 1
Hiato de Ocupação	0.765	0.382	1	Breusch-Godfrey para correlação serial de ordem 1

## H.2.2 Tendências por Filtro Hodrick-Prescot

### H.2.2.1 Modelo sem Produtividade e com Participação dos Salários (Modelo 4)



**Figura H.4:** Teste Bai-Perron para Quebra-Estrutural do Período 1999-2017 (Modelo 4)

## Bibliografia

- Arruda, EF, MTA Oliveira, and I Castelar (2017). Dinâmica recente da inflação brasileira em ambientes distintos de expectativas forward-looking. Brazilian Journal of Political Economy **37**(4), 808–831.
- Barbosa-Filho, NH (2014). A structuralist inflation curve. Metroeconomica **65**(2), 349–376.
- Bastos, EKX (2012). Distribuição funcional da renda no Brasil: estimativas anuais e construção de uma série trimestral. Texto para discussão **1702**, 7–40.
- Fuhrer, J, YK Kodrzycki, JS Little, and GP Olivei (2009). Understanding Inflation: Implications for Monetary Policy.
- Gordon, RJ (2011). The history of the Phillips curve: Consensus and bifurcation. Economica **78**(309), 10–50.
- Gordon, RJ (2013). “The Phillips Curve is Alive and Well: Inflation and the NAIRU During the Slow Recovery”. Cambridge, MA. <http://www.nber.org/papers/w19390.pdf>.
- Gordon, RJ (2018). Friedman and Phelps on the Phillips curve viewed from a half century’s perspective. Review of Keynesian Economics **6**(4), 425–436.
- Hall, TE and WR Hart (2012). The SamuelsonSolow Phillips Curve and the Great Inflation. History of Economics Review **55**(1), 62–72.
- Hooper, P, FS Mishkin, E Harris, J Hamilton, A Kashyap, O Klachkin, C Mann, J Roberts, P Hooper, and D Bank (2019). Prospects for Inflation in a High Pressure Economy :
- Machado, VdG and MS Portugal (2014). Phillips curve in Brazil: An unobserved components approach. Estudos Economicos **44**(4), 787–814.
- Milton, F (1968). The Role of Monetary Policy. The American Economic Review **58**(1), 1–17.

- Otoni, B, E Vaz, and T Cabral Barreira (2016). Metodologia de Retropolação da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua de 1992 a 2012 - Nota Técnica - IBRE-FGV.
- Phelps, ES (1967). Phillips Curves , Expectations of Inflation and Optimal Unemployment over Time. Economica **34**(135), 254–281.
- Phelps, ES (1968). Money-Wage Dynamics and Labor-Market Equilibrium. Journal of Political Economy **76**(4), 678–711.
- Phillips, WA (1958). The relationship between unemployment and the rate of change of money wages 1862-1957. Economica **25**(100), 283–299.
- Sachsida, A (2014). “Inflação, desemprego e choques cambiais: Uma revisão da literatura sobre a Curva de Phillips no Brasil”.
- Samuelson, PA and RM Solow (1960). Analytical Aspects of Anti-Inflation Policy. The American Economic Review **50**(2), 177–194.
- Snowdon, B and H R. Vane (2005). Modern Macroeconomics. Edward Elgar.