

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA
DO RIO DE JANEIRO



Carlos de Carvalho Macedo Neto

Curva de Phillips nos EUA: o caso da inflação perdida

Dissertação de Mestrado

Dissertação apresentada como requisito parcial para obtenção de grau de Mestre pelo Programa de Pós-Graduação em Macroeconomia e Finanças do Departamento de Economia do Centro de Ciências Sociais da PUC-Rio.

Orientador: Prof. Márcio Gomes Pinto Garcia

Rio de Janeiro
Agosto de 2017



Carlos de Carvalho Macedo Neto

Curva de Phillips nos EUA: o caso da inflação perdida

Dissertação apresentada como requisito parcial para obtenção de grau de Mestre pelo Programa de Pós-Graduação em Macroeconomia e Finanças do Departamento de Economia do Centro de Ciências Sociais da PUC-Rio. Aprovado pela Comissão Examinadora abaixo assinada:

Prof. Márcio Gomes Pinto Garcia

Orientador

Departamento de Economia – PUC-Rio

Prof. Waldyr Dutra Areosa

Departamento de Economia – PUC-Rio

José Carlos dos Reis Carvalho

Paineiras Investimentos

Prof. Augusto Cesar Pinheiro da Silva

Vice-Decano Setorial de Pós-Graduação do
Centro de Ciências Sociais – PUC-Rio

Rio de Janeiro, 15 de agosto de 2017

Todos os direitos reservados. É proibida a reprodução total ou parcial do trabalho sem autorização do autor, do orientador e da universidade.

Carlos de Carvalho Macedo Neto

Graduou-se em Ciências Econômicas na PUC-Rio em 2012. Trabalha há mais de seis anos no mercado financeiro onde atua como analista macroeconômico. Com passagem pela Kyros Investimentos, atualmente é responsável pela área macroeconômica da Canepa Asset Brasil.

Ficha Catalográfica

Macedo Neto, Carlos de Carvalho

Curva de Phillips nos EUA: o caso da inflação perdida / Carlos de Carvalho Macedo Neto; orientador: Márcio Gomes Pinto Garcia. – 2017.

62 f.: il.; 30 cm

Dissertação (mestrado)–Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Departamento de Economia, 2018.

Inclui bibliografia

1. Economia – Teses. 2. Curva de Phillips. 3. Inflação. 4. Política monetária. 5. Estados Unidos. 6. Desemprego. I. Garcia, Márcio Gomes Pinto. II. Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro. Departamento de Economia. III. Título.

CDD:300

Para meus pais, Heloisa e Carlos, ao meu avô Carlos
e ao meu padrasto, Mario, pelo apoio e confiança.

Agradecimentos

Ao meu orientador Professor Márcio Garcia pelo estímulo e parceria para a realização deste trabalho.

À Kyros investimentos e à PUC-Rio, pelos auxílios concedidos, sem os quais este trabalho não poderia ter sido realizado.

Aos meu pais e ao meu padrasto, pela educação.

Aos meus colegas da PUC-Rio.

Aos professores que participaram da Comissão examinadora.

A todos os professores e funcionários do Departamento pelos ensinamentos e pela ajuda.

A todos os amigos e familiares que de uma forma ou de outra me estimularam ou me ajudaram.

Resumo

De Carvalho Macedo Neto, Carlos; Gomes Pinto Garcia, Márcio. **Curva de Phillips nos EUA: o caso da inflação perdida**. Rio de Janeiro, 2017. 62p. Dissertação de Mestrado – Departamento de Economia, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro.

O presente trabalho tem como principal objetivo contribuir para a desmistificação da dinâmica atual do deflator do consumo americano. Com esta finalidade, é avaliada a evolução temporal da Curva de Phillips americana, utilizando como referência a especificação apresentada por Yellen (2015). Os resultados encontrados são analisados e comparados com novas estimativas para diferentes variáveis de núcleo de inflação, expectativa de inflação e ociosidade do mercado de trabalho. A hipótese de não linearidade da Curva de Phillips também é testada. Por fim, um modelo alternativo ao de referência é sugerido e o deflator do consumo é desagregado para uma melhor compreensão. Concluímos que a Curva de Phillips continua válida e que não houve achatamento ao longo dos anos 2000. Ademais, não foi constatado suporte estatístico para a hipótese de não linearidade. Com isso, os principais responsáveis identificados pelo caso da inflação perdida são categorias que sofreram choques estruturais relacionados aos seus respectivos setores. E se esta avaliação estiver correta e os choques setoriais forem persistentes, o banco central americano possivelmente precisará implementar uma posição mais acomodatória do que seria apropriado para atingir sua meta de longo prazo.

Palavras-chave

Inflação; curva de phillips, Estados Unidos; desemprego; macroeconomia ; banco central americano; deflator do consumo; política monetária.

Abstract

De Carvalho Macedo Neto, Carlos; Gomes Pinto Garcia, Márcio (Advisor). **Phillips Curve in US: the case of missing inflation**. Rio de Janeiro, 2017. 62p. Dissertação de Mestrado – Departamento de Economia, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro.

The purpose of this dissertation is to contribute to the demystification of the current dynamics of the inflation in United States. The Phillips Curve in the United States is evaluated since 1990s, using the model presented by Yellen (2015) as a reference. The results are analyzed and compared with new estimates for different core inflation variables, inflation expectations, and labor market slack. The nonlinearity hypothesis of the Phillips curve is also tested. Finally, an alternative to the model is suggested and the consumption price deflator is disaggregated. The results indicate that the Phillips Curve is still valid and that there was no flattening over the 2000s. In addition, no evidence of statistical significance was found for the nonlinearity hypothesis. Therefore, the main cause of the missed inflation are categories that suffered structural shocks related to their respective sectors. If this assessment is accurate and these sector-specific shocks continue, achieving the Federal Reserve's 2 percent inflation goal over the medium term may require a more accommodative stance of monetary policy than might otherwise be appropriate.

Keywords

Inflation; phillips curve, united states ; unemployment ; macroeconomic ; federal reserve bank ; PCE ; monetary policy

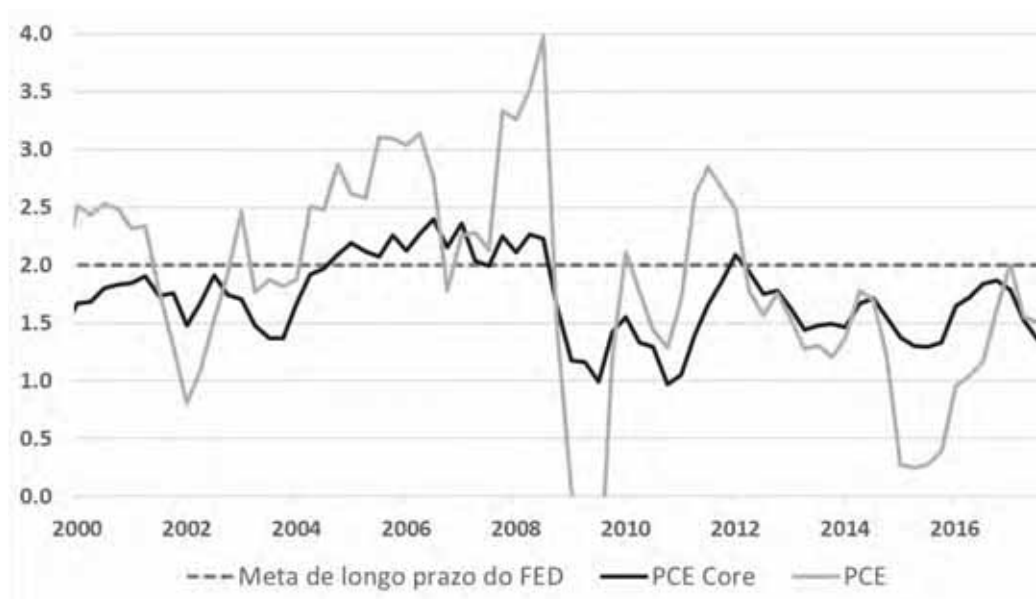
Sumário

1. Introdução	9
2. Modelo de referência de Curva de Phillips	13
3. Testes no modelo de referência	17
3.1. Medidas alternativas de núcleo de inflação	17
3.2. Medidas alternativas de expectativa de inflação	21
3.3. Medidas alternativas de ociosidade no mercado de trabalho	24
3.4. Teste de não linearidade na Curva de Phillips	31
4. Modelo sugerido	33
5. Decompondo a dinâmica do deflator do consumo	37
6. Conclusão	46
7. Referências bibliográficas	47
8. Anexos	50
9. Apêndice – Metodologia Nairu	59

1.Introdução

Desde janeiro de 2012, quando o objetivo de longo prazo do banco central americano (FED) foi anunciado, tanto o deflator do consumo quanto a medida de núcleo observada pelo FED – excluindo energia e alimentação - estão abaixo da meta de 2 por cento, como o gráfico 2 indica. Tal experiência preocupa, pois uma inflação persistentemente abaixo do objetivo estabelecido pode comprometer a credibilidade do banco central, deslocando as expectativas de inflação para baixo e tornando os ciclos econômicos mais voláteis.

Gráfico 1 - Variação anual do deflator do consumo



Com isso, ainda que o caso da “deflação perdida” após a Crise de 2008 tenha encontrado suas soluções razoavelmente convincentes¹, o novo caso da “inflação perdida” permanece misterioso e provocador de uma elevada incerteza na condução da política monetária, como explicitamente destacado pela própria Janet Yellen²:

“I recognize and it’s important that inflation has been running under our 2 percent objective for a number of years, and that is a concern, particularly if it were to translate into lower inflation expectations. For a number of years there were very understandable reasons for that shortfall, and they included quite a lot of slack in the labor market—which, my judgment would be, has largely disappeared—very large reductions in energy prices, and a large appreciation of the dollar that lowered import prices starting in mid-2014. This year, the shortfall of inflation from 2 percent, when none of those factors is operative, is more of a mystery, and

¹ Ver Mazumder & Ball (2014), por exemplo.

² Conferência à imprensa após a decisão de setembro de 2017

I will not say that the Committee clearly understands what the causes are of that.”

Apesar disto, o FED continua contemplando³ em seu cenário base a elevação e estabilização da inflação em torno de 2 por cento no médio prazo, mesmo com os ajustes graduais na política monetária. Esta perspectiva do Comitê é embasada na projeção de melhora contínua do mercado de trabalho, na avaliação de que as expectativas de inflação estão ancoradas e na maior contribuição adiante de alguns fatores que restringiram a inflação nos últimos anos - como os preços de alimentação e energia.

Este trabalho tem como principal motivação contribuir um pouco mais para este assunto tão atual e de suma importância na determinação da função de reação da política monetária americana. Ainda que as incertezas sejam muito elevadas e o tema não seja esgotável, há o esforço de tentar desmistificar a dinâmica atual da inflação nos Estados Unidos.

Com esta pretensão desafiadora, torna-se imprescindível a utilização do arcabouço convencional da Curva de Phillips. Sendo assim, o modelo apresentado por Janet Yellen em um de seus discursos em 2015⁴, replicado em 2017⁵, foi o escolhido como referência não somente para a análise apresentada neste estudo como também para a metodologia estatística aplicada nas regressões estimadas.

Sobre a metodologia utilizada, é válida a segmentação nos seguintes tópicos para uma melhor compreensão: variáveis utilizadas, abordagem destas variáveis, método de estimação e escolha dos períodos amostrais.

Em relação às variáveis utilizadas, o modelo de referência utilizou o deflator do consumo expurgando alimentação e energia (PCE Core) como variável dependente. Já para as variáveis explicativas, foram utilizadas a expectativa de inflação de 10 anos do *Survey of Professional Forecasters* do FED regional da Filadélfia, a taxa de desemprego (U3), a taxa de desemprego natural de longo prazo calculada pelo *Congressional Budget Office* (CBO)⁶ e o preço relativo importado excluindo petróleo, gás natural, computadores e semicondutores.

Sobre a abordagem, a expectativa de inflação e as medidas de mercado de trabalho foram utilizadas da mesma maneira como são disponibilizadas pelas suas respectivas fontes originais. Já a variável dependente e o preço importado foram tratados como variação trimestral anualizada. Além disso, o preço relativo foi calculado dividindo o preço importado pelo PCE Core defasado em um trimestre em sua variação

³ Ver comunicado de decisão de política monetária de 31 de janeiro de 2018

⁴ Yellen(2015) – Inflation Dynamics and Monetary Policy

⁵ Yellen(2017) – Inflation, Uncertainty and Monetary Policy

⁶ Foi elaborado um método prático alternativo aos filtros estatísticos usuais, visando uma melhor comparação dos coeficientes estimados de sensibilidade ao mercado de trabalho com o valor encontrado no modelo de referência – ver apêndice.

anual, sendo a razão posteriormente multiplicada pela participação do mesmo no produto interno bruto.

O método de estimação utilizado foi mínimos quadrados ordinários com erro padrão robustos Newey-West, usando dados a partir de 1990.

Por outro lado, a escolha dos períodos amostrais foi discricionária. No entanto, foram feitos testes de quebra estrutural múltipla Bai e Perron nos coeficientes de sensibilidade ao hiato no mercado de trabalho para uma análise robusta dos resultados. Como critério para identificação das quebras, foi adotado o menor número para todos os resultados estatísticos apresentados no teste.

Neste trabalho, concluímos que quando há a inclusão da taxa de desemprego de curto prazo e do deflator do consumo relacionado a categorias cíclicas (PCE Core FRBSF⁷) - desenvolvido pelo banco central regional da Filadélfia (FRBSF) -, a Curva de Phillips apresenta poder explicativo mais consistente e substancialmente maior após os anos 2000 do que o modelo de referência. Sob esta especificação sugerida, o coeficiente de sensibilidade à expectativa de inflação e ao mercado de trabalho nada se alteram entre a primeira década do século XXI e os anos mais recentes. Além disso, e tão importante quanto, o coeficiente relacionado ao hiato apresenta significância estatística também para o período a partir de 2010, diferente de quando utilizamos outras medidas de ociosidade e núcleo de inflação. Por fim, não encontramos suporte estatístico para a hipótese de resposta não linear da Curva de Phillips

Se os resultados mencionados acima sugerem a validade da Curva de Phillips, o não achatamento nos anos mais recentes da Curva e um nível de ociosidade menor do que a taxa de desemprego convencional, o que explicaria o “caso da inflação perdida”?

Verificamos que o recuo da média do PCE nos últimos dois anos em relação ao nível médio de 2000 a 2008 é explicado em 66 por cento por energia, 16 por cento por alimentos e outros 20 por cento por itens acíclicos. Dentre estes, cuidados médicos é responsável por 21 por cento da queda da média do PCE, serviços de transporte por 4 por cento e serviços de educação por 3 por cento. Algumas categorias como bens de recreação e serviços financeiros compensam apenas parcialmente as contribuições negativas dos itens acíclicos mencionados. Por outro lado, após a responsabilidade integral na desinflação verificada na média de 2012 a 2015 do PCE Core⁸ em relação ao período pré-crise, o PCE Core FRBSF retornou, nos últimos dois anos, ao patamar médio que vigorava entre 2000 e 2008, corroborando a diminuição gradual do nível de ociosidade do mercado de trabalho.

⁷ Denominação atribuída pelo autor deste trabalho.

⁸ Métrica usual de núcleo de inflação. Corresponde ao deflator do consumo expurgando energia e alimentação.

As análises evidenciam a importância de se observar não somente os itens mais voláteis, mas também aqueles mais sujeitos a fatores setoriais específicos. Uma má especificação do núcleo de inflação pode acarretar em escolhas precipitadas na condução da política monetária, comprometendo a credibilidade do banco central. Sendo assim, se a avaliação apresentada neste trabalho estiver correta e os choques setoriais forem persistentes, o FED possivelmente precisará implementar uma posição mais acomodatória do que seria apropriado para atingir sua meta de longo prazo.

Primeiramente, o modelo de referência é apresentado e analisado. Em seguida, testes considerando diferentes variáveis dependentes e explicativas são elaborados e comparados. Inicialmente, diferentes medidas de núcleo do deflator do consumo. Depois, expectativa de inflação de curto prazo. Na terceira subseção, são utilizadas métricas alternativas para ociosidade da mão de obra, introduzindo uma nova metodologia para o cálculo da Nairu. E finalmente, a hipótese de não linearidade na resposta da Curva de Phillips é analisada, encerrando os testes no modelo de referência. Na penúltima seção, apresentamos o modelo sugerido após os resultados observados no tópico anterior. Por fim, há a decomposição da dinâmica da inflação, onde é elaborada uma possível explicação para o caso da inflação perdida.

2. Modelo de referência de Curva de Phillips

Janet Yellen, em seu discurso de 2015⁹, apresentou um modelo simples para a dinâmica do deflator do consumo excluindo alimentação e energia (PCE Core), que pode ser observado na equação 1 abaixo. Segundo esta especificação, o núcleo de inflação é explicado pela expectativa de inflação, pelas suas duas primeiras defasagens, pelo hiato no mercado de trabalho, pelo preço importado relativo e um termo de erro ruído branco.

Equação 1 - Curva de Phillips Yellen (2015):

$$\pi_t^c = .41\pi_t^e + .36\pi_{t-1}^c + .23\pi_{t-2}^c - .08SLACK_t + .56RPIM_t + \epsilon_t,$$

Os coeficientes foram estimados usando uma amostra que compreende o primeiro trimestre de 1990 até o quarto trimestre de 2014, de acordo com os métodos já descritos na seção metodológica. Todos os sinais são coerentes com a teoria econômica enquanto que a magnitude dos mesmos é de difícil avaliação diante das significativas variantes entre os modelos estimados por outros trabalhos. Uma especificação mais próxima da apresentada por Yellen(2015) é Blanchard et al(2015). Enquanto o coeficiente de sensibilidade ao hiato estimado por este é de -0.29 para o período de 1990 a 2014, aquele apresenta uma magnitude razoavelmente menor de -0.08 para o mesmo período. Ainda assim, valem algumas ressalvas significativas como a diferença na variável dependente e no cálculo da NAIRU. Blanchard et al(2015) utilizam a inflação ao consumidor(CPI) e filtro estatístico de Kalman, respectivamente. Em Nalewaik(2016), para uma amostra entre 1995 e 2015, utilizando uma constante e taxa de câmbio real ao invés do preço relativo importado, o coeficiente encontrado é de -0.12. Mais interessante é avaliar como essas sensibilidades da inflação a cada fator do modelo variam ao longo do tempo, assim como o nível de significância das variáveis explicativas.

Com este objetivo, a tabela 1 apresenta a replicação da Curva de Phillips exposta acima. Na primeira coluna, utilizando o mesmo período amostral de Yellen (2015), é possível observar que os coeficientes são bem próximos ao da equação 1. Além disso, todas as variáveis independentes são estatisticamente relevantes ao nível de significância de, pelo menos, 10 por cento e 0.63 é o R² ajustado do modelo para o período. Contudo, é extremamente informativo analisar se o poder explicativo e os coeficientes se alteram para diferentes períodos amostrais. A expectativa de inflação ficou mais adaptativa? Será que a Curva de Phillips se tornou mais insensível ao mercado de trabalho? E o poder explicativo da especificação? Ficou constante ao longo do tempo ou pior

⁹ Yellen(2015) – *Inflation Dynamics and Monetary Policy*

Adiante, será avaliada a evolução de cada variável explicativa a partir de regressões em períodos subamostrais. Os resultados encontrados são pontuados de forma objetiva, visando direcionar o leitor às mensagens principais da tabela 1 abaixo:

1. Menor grau de persistência inflacionária ao longo do tempo.

A soma das defasagens do PCE Core passou de 0.80 - próximo de 1.00 se considerado o desvio padrão – na década de 90 para 0.20 após 2010 e -0.15 após o segundo trimestre de 2011, apresentando insignificância estatística a partir de 2000. Ao mesmo tempo, o coeficiente relacionado à expectativa de inflação aumentou de 0.18 na década de 90 para 0.90 a partir de 2000, tornando-se mais relevante do ponto de vista estatístico. Semelhança no resultado qualitativo pode ser encontrada em Stock & Watson (2007) e Mishkin(2007), por exemplo. A hipótese mais convencional para a explicação deste fenômeno é o processo gradual de ancoragem de expectativa ocorrido de 1979 até 1998 após a mudança de regime na função de reação do FED com a ascensão de Paul Volcker à presidência, sucedido por Alan Greenspan. Um estudo muito bem elaborado sobre este tema pode ser encontrado em Clarida et al (1998). Todavia, quando observamos última subamostra, ainda que a defasagem da inflação ainda continua insignificante estatisticamente, o coeficiente de sensibilidade à expectativa de inflação diminuiu 1.10 para 0.70 enquanto o da defasagem subiu.

2. A inconsistência do nível de significância da ociosidade de mão de obra como variável explicativa. Esta só é estatisticamente relevante no período de 2000 a 2010, quando apresenta um valor de -0.18, uma diferença equivalente a 4 desvios padrão do número encontrado quando estimamos para uma amostra de 1990 a 2014. Além disso, mesmo na ausência de identificação de uma mudança estrutural no coeficiente ao utilizar o teste de quebra múltipla de Bai & Perron (2003), o sinal da sensibilidade torna-se contra intuitivo a partir do segundo trimestre de 2011. Ainda que a irrelevância estatística para a década de 90 possa ser compreendida pelo processo de ancoragem de expectativa mencionado acima - que também reduziu expressivamente a magnitude do coeficiente após os anos 70 e 80¹⁰ - sua insignificância para o período recente sob esta especificação é intrigante para o FED e sua perspectiva inflacionária

3. A relevância do preço relativo importado nos anos 2000.

Com exceção de um período em 2010, o preço relativo importado

¹⁰ Ver Blanchard et al (2015), Roberts (2006)

apresenta nível de significância de 1% ao longo da amostra a partir de 2000. Além disso, o coeficiente apresenta um valor expressivo em torno 0.70, magnitude semelhante a encontrada em Nalewaik(2016) para a variação de 2 anos na taxa de câmbio real defasada em 1 ano.

4. **A queda considerável do poder explicativo do modelo a partir de 2000.** O R^2 ajustado cai de 0.78 para em torno de 0.30 a partir de 2000.

Tabela 1 - Estimação para diferentes janelas de tempo:

$$\pi_t = \rho \pi_t^F + \varphi \pi_{t-1} + \omega \pi_{t-2} + \alpha (\bar{u}_t - \bar{u}_t^*) + \theta \text{RPIM}_t + \epsilon_t$$

PCE Core
Estimação por MQO

	90 T1 -14 T4	90 T1 -00 T1	00T1 - 17T2	00T1 - 10T1	10T1 - 17T2	11T2 - 17T2
ρ	0.489*** (0.104)	0.181** (0.088)	0.903*** (0.121)	1.10*** (0.132)	0.699*** -0.161	0.976*** (0.129)
φ	0.287*** (0.117)	0.558*** (0.202)	0.024 (0.114)	-0.136 (0.128)	0.216 (0.147)	-0.097 (0.098)
ω	0.159* (0.086)	0.235 (0.194)	-0.001 (0.085)	-0.047 (0.107)	-0.009 (0.123)	-0.053 (0.111)
α	-0.060** (0.031)	-0.110 (0.081)	-0.131*** (0.043)	-0.177*** (0.043)	-0.088 (0.074)	0.018 (0.075)
θ	0.498*** (0.133)	0.212 (0.279)	0.581*** (0.134)	0.699*** (0.148)	0.380* (0.134)	0.763*** (0.239)
R ² ajust.	0.630	0.782	0.293	0.316	0.06	0.292
C.I. Akaike	1.384	1.256	1.337	1.493	1.288	0.892
C.I. Schwarz	1.514	1.465	1.498	1.702	1.522	1.135

Teste de quebra estrutural Bai-Perron para α : nenhuma data

Notas: Erro padrão Newey-West são reportados nos parênteses. *, **, *** indicam significância de 1%,5%,10%, respectivamente.

Mesmo quando as defasagens da variável dependente são retiradas, os pontos destacados acima se mantêm. Todavia, neste caso, o teste de estabilidade de coeficiente Bai & Perron identificou uma quebra estrutural em α no segundo trimestre de 2011.

Tabela 2 - Estimação com regressão sem defasagem dos núcleos:

$$\pi_t = \rho \pi_t^F + \alpha (\bar{u}_t - \bar{u}_t^*) + \theta \text{RPIM}_t + \epsilon_t$$

PCE Core
Estimação por MQO

	90 T1 -14 T4	90 T1 -00 T1	00 T1 -17T2	00T1 - 10T1	10T1 - 17T2	11T2 - 17T2
ρ	0.886*** (0.045)	0.851*** (0.079)	0.924*** (0.03)	0.932*** (0.032)	0.863*** (0.089)	0.857*** (0.100)
α	-0.108*** (0.045)	-0.015 (0.172)	-0.134*** (0.036)	-0.146*** (0.028)	-0.096 (0.076)	0.017 (0.071)
θ	0.571*** (0.148)	0.579 (0.499)	0.586*** (0.124)	0.652*** (0.143)	0.333 (0.235)	0.769*** (0.248)
R ² ajust.	0.571	0.609	0.314	0.335	0.091	0.343
C.I. Akaike	1.512	1.799	1.280	1.420	1.203	0.751
C.I. Schwarz	1.590	1.925	1.377	1.546	1.203	0.898

Teste de quebra estrutural Bai-Perron para α : 2T 2011

Se a Curva de Phillips exposta por Yellen(2015) apresenta menor poder preditivo para um período amostral recente e se coeficiente relacionado ao hiato não é estatisticamente significativo, é razoável então supor que uma melhora contínua do mercado de trabalho será suficiente retornar a inflação à meta como o FED alega? Mas será que esta especificação está adequada? o PCE Core é realmente um núcleo de inflação apropriado? A expectativa de inflação está realmente ancorada? Será que o nível de hiato está subestimado pelas medidas tradicionais? Ou há uma não linearidade na Curva de Phillips ou os dois? Ainda que as incertezas sejam muito elevadas e o tema não seja esgotável, as próximas seções buscarão testar alguns dos questionamentos levantados, tentando contribuir um pouco mais para este tema de suma importância na determinação da função de reação da política monetária americana.

3. Testes no modelo de referência

3.1. Medidas alternativas de núcleo de inflação

O deflator do consumo expurgando energia e alimentação é a medida mais convencional de núcleo de inflação, sobretudo pela sua facilidade de mensuração. Todavia, não é isento de críticas em relação aos outros aspectos que caracterizam uma boa medida de núcleo. Khettry, N. Neil K. et al. (2008), por exemplo, contestam a capacidade preditiva desta métrica para o deflator cheio, assim como sua premissa básica que alimentação e energia são os componentes mais voláteis. Smith (2006) expõe resultados nos quais o *PCE trimmed mean* apresenta melhor previsão da inflação futura que as demais. Por outro lado, Mahedy & Shapiro (2017)¹¹ defendem expurgar alguns itens que são mais sensíveis a dinâmicas setoriais como cuidado médico, passagem aérea, serviço de celular, educação, entre outros (PCE Core FRBSF). Com isso, na tabela 3 abaixo é possível visualizar as principais estatísticas - como média e desvio padrão - dos núcleos de deflator do consumo em suas respectivas variações trimestrais anualizadas.

A primeira constatação é o menor desvio padrão do PCE Trimmed Mean, que, por definição, expurga uma porcentagem dos itens com variações localizadas nos extremos. Em relação às médias, a única medida que apresenta elevação em 2017 comparando com a média a partir de 2010 é o PCE Core FRBSF, mas também vale enfatizar que o PCE trimmed mean também não apresenta uma queda marginal como sugerido pelo PCE core. Obviamente, estas estatísticas não captam a dinâmica dos indicadores, por isso a evolução em variação anual está disponível no Anexo I. Como adendo, alguns núcleos para a inflação ao consumidor são expostos no Anexo II.

Tabela 3 - Estatísticas dos núcleos de inflação

	Média				
	90 T1 - 00 T1	00T1 - 17T2	00T1 - 10T1	10T1 - 17T2	2017
PCE Core	2.31	1.72	1.83	1.54	1.36
PCE Trimmed Mean FED Dallas	2.42	1.98	2.22	1.61	1.57
PCE Core FRBSF	2.90	2.43	2.65	2.05	2.30

	Desvio Padrão Médio				
	90 T1 - 00 T1	00T1 - 17T2	00T1 - 10T1	10T1 - 17T2	2017
PCE Core	0.92	0.54	0.58	0.44	0.45
PCE Trimmed Mean FED Dallas	0.64	0.55	0.53	0.39	0.22
PCE Core FRBSF	0.92	0.77	0.81	0.67	0.40

¹¹ *What's down with inflation – FRBSF Economic Letter*

As tabelas abaixo mostram o resultado das regressões sob a mesma especificação de Curva de Phillips apresentada por Yellen(2015) para efeito de comparação *ceteris paribus*. O principal objetivo é contrastar os resultados obtidos com as métricas alternativas de núcleo de inflação com os obtidos na seção anterior:

1. **Menor grau de persistência inflacionária ao longo do tempo, mas não a partir de 2010.** Assim como para o PCE Core, as outras duas métricas mostram um aumento da sensibilidade à expectativa de inflação na primeira década dos anos 2000, coerente com o caráter menos adaptativo da dinâmica da inflação após os anos 90. Além disso, os coeficientes são estatisticamente significantes ao nível de 1% para quase todas as sub amostras. Todavia, não somente o coeficiente ρ cai no período a partir de 2010 para as medidas alternativas, como também ficam menores em relação à sensibilidade à primeira defasagem do núcleo de inflação, contrariando a conclusão da seção anterior. Vale enfatizar também que o coeficiente Φ do PCE Core FRBSF é relativamente maior se comparado às demais métricas a partir dos anos 2000. Uma possível explicação é o maior peso relativo do setor de habitação, que, além de cíclico, possui um componente inercial. Já a segunda defasagem do núcleo de inflação é estatisticamente insignificante.

Tabela 4 - Coeficiente de sensibilidade à expectativa de inflação

$\pi_t = \rho \pi_t^F + \varphi \pi_{t-1} + \omega \pi_{t-2} + \alpha (\bar{u}_t - \bar{u}_t^*) + \theta \text{RPIM}_t + \epsilon_t$					
ρ - sensibilidade à expectativa de inflação					
Estimação por MQO					
	90 T1 -14 T4	90 T1 -00 T1	00T1 - 17T2	00T1 - 10T1	10T1 - 17T2
PCE Core	0.489***	0.181**	0.903***	1.10***	0.699***
PCE Trimmed Mean FED Dallas	0.299***	0.349***	0.627***	0.978***	0.432***
PCE Core FRBSF	0.416***	0.652***	0.830***	0.782***	0.565**

Tabela 5 - Coeficiente de sensibilidade à primeira defasagem do núcleo

$\pi_t = \rho \pi_t^F + \varphi \pi_{t-1} + \omega \pi_{t-2} + \alpha (\bar{u}_t - \bar{u}_t^*) + \theta \text{RPIM}_t + \epsilon_t$					
ϕ - sensibilidade à 1ª defasagem do núcleo de inflação					
Estimação por MQO					
	90 T1 -14 T4	90 T1 -00 T1	00T1 - 17T2	00T1 - 10T1	10T1 - 17T2
PCE Core	0.287***	0.558***	0.024	-0.136	0.216
PCE Trimmed Mean FED Dallas	0.519***	0.689***	0.283**	0.01	0.553***
PCE Core FRBSF	0.527***	0.266	0.459***	0.425***	0.694***

Tabela 6 - Coeficiente de sensibilidade à segunda defasagem do núcleo

$$\pi_t = \rho \pi_t^F + \varphi \pi_{t-1} + \omega \pi_{t-2} + \alpha (\bar{u}_t - \bar{u}_t^*) + \theta \text{RPIM}_t + \epsilon_t$$

ω - sensibilidade à 2ª defasagem do núcleo de inflação

	Estimação por MQO				
	90 T1 - 14 T4	90 T1 - 00 T1	00T1 - 17T2	00T1 - 10T1	10T1 - 17T2
PCE Core	0.159*	0.235	-0.001	-0.047	-0.009
PCE Trimmed Mean FED Dallas	0.177	-0.079	0.15	0.137	0.021
PCE Core FRBSF	0.114	0.145	-0.069	0.006	-0.11

2. **A insignificância da ociosidade de mão de obra como variável explicativa a partir de 2010.** Ainda que os núcleos de inflação alternativos destoem em relação ao nível de significância para a década de 90, a insignificância estatística a partir de 2010 ainda persiste para todas as métricas. Além disso, assim como o PCE Core, o PCE trimmed mean também apresenta maior sensibilidade ao hiato no período entre 2000 e 2010, sendo o PCE Core FRBSF uma exceção. Estas conclusões nada alteram quando há segmentação da amostra para a quebra estrutural identificada no segundo trimestre de 1999 para o PCE Core FRBSF.

Tabela 7 - Coeficiente de sensibilidade ao hiato no mercado de trabalho

$$\pi_t = \rho \pi_t^F + \varphi \pi_{t-1} + \omega \pi_{t-2} + \alpha (\bar{u}_t - \bar{u}_t^*) + \theta \text{RPIM}_t + \epsilon_t$$

α - sensibilidade ao hiato no mercado de trabalho

	Estimação por MQO				
	90 T1 - 14 T4	90 T1 - 00 T1	00T1 - 17T2	00T1 - 10T1	10T1 - 17T2
PCE Core	-0.060**	-0.110	-0.131***	-0.177***	-0.088
PCE Trimmed Mean FED Dallas	-0.068***	-0.141***	-0.143***	-0.246***	-0.076
PCE Core FRBSF	-0.121***	-0.517***	-0.209***	-0.254***	-0.129

3. **A menor relevância ou irrelevância do preço relativo importado para as medidas de núcleo alternativas.** Ambas métricas alternativas não reiteram a constatação da seção anterior. Enquanto que para o PCE trimmed mean há alguns períodos amostrais nos quais existe uma significância estatística e sensibilidade razoável, para o PCE Core FRBSF não há qualquer relevância desta variável explicativa.

Tabela 8 - Coeficiente de sensibilidade ao preço relativo importado

$$\pi_t = \rho \pi_t^F + \varphi \pi_{t-1} + \omega \pi_{t-2} + \alpha (\bar{u}_t - \bar{u}_t^*) + \theta \text{RPIM}_t + \epsilon_t$$

θ - sensibilidade ao preço relativo importado

Estimação por MQO

	90 T1 -14 T4	90 T1 -00 T1	00T1 - 17T2	00T1 - 10T1	10T1 - 17T2
PCE Core	0.498***	0.212	0.581***	0.699***	0.380*
PCE Trimmed Mean FED Dallas	0.226***	0.203	0.248**	0.090	0.374*
PCE Core FRBSF	0.002	-0.053	-0.029	-0.142	0.204

4. **A queda considerável do poder explicativo do modelo a partir dos anos 2000 não é válida para o PCE Core FRBSF.** Enquanto que o modelo com o PCE Core e PCE trimmed mean como variável dependente apresentam uma queda do R^2 ajustado de 0.78 e 0.80, na década de 90, para 0.32 e 0.53, na primeira década do século 21, o PCE Core FRBSF tem poder explicativo praticamente constante como pode ser visualizado na tabela 8. Além disso, o modelo com o PCE Core FRBSF tem poder explicativo relativamente melhor a partir dos anos 2000 e, surpreendentemente, muito maior a partir de 2010 mesmo com a insignificância estatística do hiato do mercado de trabalho.

Tabela 9 - R^2 ajustado
$$\pi_t = \rho \pi_t^F + \varphi \pi_{t-1} + \omega \pi_{t-2} + \alpha (\bar{u}_t - \bar{u}_t^*) + \theta \text{RPIM}_t + \epsilon_t$$

R^2 ajustado

Estimação por MQO

	90 T1 -14 T4	90 T1 -00 T1	00T1 - 17T2	00T1 - 10T1	10T1 - 17T2
PCE Core	0.630	0.782	0.293	0.316	0.064
PCE Trimmed Mean FED Dallas	0.688	0.804	0.583	0.530	0.420
PCE Core FRBSF	0.549	0.522	0.613	0.534	0.685

Nesta seção, foram avaliadas duas outras medidas alternativas para o núcleo do deflator do consumo. Com os resultados expostos nas tabelas anteriores, apresentamos duas evoluções em relação à seção anterior: primeiro, a significância estatística da ociosidade do mercado de trabalho para a década de 90, segundo o maior poder explicativo dos modelos quando incluímos estas outras métricas de núcleo de inflação. Além disso, a maior consistência do R^2 ajustado, sugere que o PCE Core FRBSF é possivelmente uma melhor medida de núcleo se comparado ao PCE Core. Todavia, a insignificância estatística do mercado de trabalho a partir de 2010 permanece como um desafio a ser melhor avaliado nos testes das seções seguintes. Começando pela expectativa de inflação.

3.2. Medidas alternativas de expectativa de inflação

Diante da escassez de alguma medida de expectativa de inflação das firmas – que são os formadores de preços em primeira instância -, a expectativa de inflação utilizada na Curva de Phillips de referência deste trabalho é determinada pelos economistas, considerando o prazo de 10 anos. Entretanto, divergências em relação a prazo – curto ou longo - e agente econômico -firma, famílias ou economistas - existem na avaliação da melhor métrica de expectativa de inflação.

Carroll(2003) argumenta que as expectativas dos consumidores se ajustam gradualmente às informações já contidas nas expectativas dos economistas. Já Coibion & Gorodnichenko (2013) defendem que a expectativa de inflação das firmas é similar a das famílias, conclusão divergente de Bryan, Meyer & Parker (2014). Por outro lado, Ang, Andrew, Geert Bekaert & Min Wei (2007) não veem diferença estatisticamente relevante entre as duas métricas – dos economistas e das famílias. Em relação ao prazo, Bernanke (2007) menciona que as expectativas de longo prazo parecem influenciar mais o comportamento de formação de preços e salários. Coibion & Gorodnichenko (2013), contudo, utilizam em seu trabalho a expectativa de um ano à frente. Com essas breves citações, é possível notar um pouco o grau de divergência na literatura. Sendo assim, resta – desconsiderando o processo de formação das expectativas – testar cada uma delas no modelo de Curva de Phillips de referência e contrastar com os resultados obtidos nas seções anteriores.

Entretanto, para o deflator do consumo, a disponibilidade de dados é mais escassa se comparada à inflação ao consumidor. Por este motivo, as regressões abaixo são limitadas às variações de prazo, nas quais foram utilizadas a expectativa dos economistas para o deflator do consumo daqui a 1 ano ao invés de 10 anos. Além disso, assim como a série temporal deste último, foi empregada metodologia igual a Yellen (2015) para a obtenção dos dados anteriores ao segundo trimestre de 2007.

Uma análise prévia da série temporal das expectativas de inflação dos economistas mostra que a média pouco se alterou a partir dos anos 2000 tanto na medida de 10 anos quanto na de 1 ano. Contudo, como era de se imaginar, a expectativa dos economistas para 1 ano a frente apresenta um maior desvio padrão por ser mais suscetível aos choques de preço de curto prazo. Obviamente, estas estatísticas não captam a dinâmica dos indicadores, por isso a evolução em variação anual está disponível no Anexo III

Tabela 10 - FED Philadelphia Survey of Professional Forecasters

	Média				
	90 T1 -00 T1	00T1 - 17T2	00T1 - 10T1	10T1 - 17T3	2017
SPF 10 anos	2.89	2.09	2.11	2.06	2.06
SPF 1 anos	2.84	1.94	1.97	1.89	1.99

	Desvio Padrão Médio				
	90 T1 -00 T1	00T1 - 17T2	00T1 - 10T1	10T1 - 17T3	2017
SPF 10 anos	0.48	0.06	0.03	0.08	0.04
SPF 1 anos	0.46	0.13	0.15	0.10	0.08

Comparando com os resultados obtidos na seção anterior:

- O coeficiente de sensibilidade à expectativa de inflação diminui.** Comparado às tabelas 4 e 5, o coeficiente de sensibilidade à expectativa de inflação dos economistas a 1 ano a frente é menor enquanto a sensibilidade à inflação passada é maior, possivelmente por um caráter mais adaptativo da expectativa de curto prazo. As observações relativas aos núcleos de inflação e aos níveis de significância mencionadas na seção anterior conservam-se na tabela 10 e 11.

Tabela 11- Coeficiente de sensibilidade à expectativa de inflação

$$\pi_t = \rho \pi_t^F + \varphi \pi_{t-1} + \omega \pi_{t-2} + \alpha (\bar{u}_t - \bar{u}_t^*) + \theta \text{RPIM}_t + \epsilon_t$$

ρ - sensibilidade à expectativa de inflação

Estimação por MQO

	90 T1 -14 T4	90 T1 -00 T1	00T1 - 17T2	00T1 - 10T1	10T1 - 17T2
PCE Core	0.488***	0.278***	0.852***	1.029***	0.697***
PCE Trimmed Mean FED Dallas	0.224***	0.372***	0.449***	0.640***	0.367**
PCE Core FRBSF	0.364***	0.647***	0.697***	0.618***	0.463**

Tabela 12 - Coeficiente de sensibilidade à 1 defasagem do núcleo

$$\pi_t = \rho \pi_t^F + \varphi \pi_{t-1} + \omega \pi_{t-2} + \alpha (\bar{u}_t - \bar{u}_t^*) + \theta \text{RPIM}_t + \epsilon_t$$

ϕ - sensibilidade à 1ª defasagem do núcleo de inflação

Estimação por MQO

	90 T1 -14 T4	90 T1 -00 T1	00T1 - 17T2	00T1 - 10T1	10T1 - 17T2
PCE Core	0.282***	0.511***	0.060	-0.095	0.237
PCE Trimmed Mean FED Dallas	0.545***	0.615***	0.381***	0.174	0.606***
PCE Core FRBSF	0.547***	0.248	0.527***	0.486***	0.780***

2. A sensibilidade à ociosidade de mão de obra fica menor e estatisticamente menos relevante em relação à seção anterior.

Em relação à tabela 6 e 7, o coeficiente relacionado à ociosidade se torna insignificante estatisticamente para o período entre 2000 e 2017 para o PCE Core e fica menos significativo para as demais medidas. A sensibilidade também é reduzida para todas as sub amostras e núcleos. Por fim, o resultado observado para o período mais recente continua válido ao considerarmos a expectativa de inflação a 1 ano à frente no modelo.

Tabela 13 - Coeficiente de sensibilidade ao hiato no mercado de trabalho

$\pi_t = \rho \pi_t^F + \varphi \pi_{t-1} + \omega \pi_{t-2} + \alpha (\bar{u}_t - \bar{u}_t^*) + \theta \text{RPIM}_t + \epsilon_t$					
α - sensibilidade ao hiato no mercado de trabalho					
Estimação por MQO					
	90 T1 -14 T4	90 T1 -00 T1	00T1 - 17T2	00T1 - 10T1	10T1 - 17T2
PCE Core	-0.020	-0.067	-0.059	-0.074***	-0.042
PCE Trimmed Mean FED Dallas	-0.036	-0.091*	-0.073**	-0.135***	-0.041
PCE Core FRBSF	-0.078*	-0.431***	-0.125**	-0.178**	-0.066

3. O R² ajustado não melhora quando alteramos o prazo da expectativa de inflação. Contrastando com o R² ajustado obtido quando é utilizada a expectativa de inflação dos economistas a 10 anos à frente, não há uma melhora quando é alterada esta variável explicativa. Pelo contrário, o R² ajustado diminui, sobretudo para o período entre 2000 e 2010, independente da variável dependente.

Tabela 14 - Diferença no R² ajustado

$\pi_t = \rho \pi_t^F + \varphi \pi_{t-1} + \omega \pi_{t-2} + \alpha (\bar{u}_t - \bar{u}_t^*) + \theta \text{RPIM}_t + \epsilon_t$					
Diferença no R ² ajustado / SPF_CPI_1Yr					
Estimação por MQO					
	90 T1 -14 T4	90 T1 -00 T1	00T1 - 17T2	00T1 - 10T1	10T1 - 17T2
PCE Core	-0.003	0.010	-0.081	-0.134	-0.022
PCE Trimmed Mean FED Dallas	-0.014	-0.005	-0.058	-0.133	-0.033
PCE Core FRBSF	-0.016	0.006	-0.062	-0.080	-0.018

Neste tópico, foi avaliada uma medida de menor prazo para a expectativa de inflação dos economistas. Os resultados encontrados nesta análise sugerem que o modelo não apresenta melhora com a alteração. O R² ajustado é menor, assim como a sensibilidade ao hiato de mercado de trabalho e sua significância estatística se comparados à seção anterior. Todavia, ainda esta constatação seja uma informação, é razoável afirmar que não houve evolução nesta seção. Seguiremos para a próxima variável explicativa: ociosidade no mercado de trabalho.

3.3. Medidas alternativas de ociosidade no mercado de trabalho

A métrica convencional utilizada para medir a taxa de desemprego é calculada dividindo número de pessoas desempregadas procurando por emprego pelo número total da população economicamente ativa (PEA). Porém, diferentes argumentos justificam a utilização de medidas alternativas.

Stock & Gordon (2013) e Krueger et al (2014) defendem que a taxa de desemprego de curto prazo, definida como porcentagem da PEA desempregada por 26 semanas ou menos, é mais determinante para a dinâmica da inflação do que a medida agregada, uma vez que o desemprego de longo prazo se torna estrutural por desqualificação, por exemplo. Janet L. Yellen, em diversos discursos, cita também outros indicadores que complementam sua avaliação sobre o mercado de trabalho, como a porcentagem de trabalhadores com tempo parcial por razões econômicas e taxa de emprego entre 25 e 54 anos, ainda que tenha predileção pela taxa de desemprego convencional como pode ser observado no trecho¹² destacado abaixo:

“A related question is whether the unemployment rate alone is an adequate gauge of economic slack for the purposes of explaining inflation. Although the unemployment rate is probably the best single summary measure of labor utilization, some indicators have shown less improvement since the financial crisis. (...) the employed share of the “prime-age worker” population--that is, persons from ages 25 to 54--remains noticeably below the 2007 level. But employment rates for this group may now be permanently lower than in the past as a result of declining employment opportunities for less-skilled workers, a rising number of people receiving disability insurance, and other worrisome trends. Similarly, although the share of part-time workers who would like a full-time job is still somewhat above where it stood before the last two recessions, it could reflect a structural change in firms’ reliance on part-time labor. In addition, these two measures have to be weighed against other labor indicators that have either returned to, or are currently above, their pre-recession levels. (...) those indicators include the quits rate household perceptions of job availability the jobs opening rate and the percentage of small firms finding it hard to fill Jobs.”

Com isso, diante das divergências acadêmicas, é indispensável, sobretudo com a insignificância estatística constatada para o período a partir de 2010, testar também novas medidas de ociosidade nos modelos das seções anteriores. Para esta análise, após a avaliação das regressões de cada variante de núcleo de inflação, algumas variáveis explicativas

¹² Yellen(2017) – *Inflation, Uncertainty, and Monetary Policy*

foram retiradas considerando sua importância no poder explicativo de cada modelo. Estes ajustes são expostos de forma bem transparente nas tabelas abaixo.

Antes de comparar os novos resultados, com o objetivo de analisar as séries referentes às medidas de ociosidade, a tabela 15 expõe os diferentes valores de pico e vale para cada ciclo econômico ocorrido na amostra analisada neste trabalho. Diante destas informações, é possível destacarmos alguns pontos.

Primeiramente, como era intuitivamente esperado, a taxa de desemprego de curto prazo e a taxa de 25 a 54 anos possuem os menores desvios padrão enquanto que a taxa de desemprego incluindo trabalhadores de tempo parcial é responsável pelo maior desvio. Durante a crise de 2008, por exemplo, a taxa de desemprego convencional subiu 5.8 pontos percentuais, valor semelhante à medida de ociosidade de 25 a 54 anos, mas bem distantes dos 3.9 pontos percentuais da taxa de desemprego de curto prazo e 10.8 da métrica incluindo os trabalhadores de tempo parcial como desempregados. Outra informação interessante na margem dos dados é o quão distante estão as medidas de seus respectivos valores mínimos do ciclo anterior, considerando setembro deste ano como última informação. Neste aspecto, enquanto que a taxa de desemprego tradicional está exatamente no menor valor registrado no ciclo de 2001 a 2007, a única medida que se encontra abaixo é a taxa de desemprego de curto prazo. A taxa de desemprego de 25 a 54 anos e a taxa incluindo os trabalhadores subutilizados estão, respectivamente, a 0.3 e 0.9 pontos percentuais do valor mínimo. Assim como nas seções anteriores, a evolução das séries está disponível no anexo. Além disso, para uma melhor comparação entre os coeficientes estimados para a sensibilidade ao hiato do mercado de trabalho, é proposta, no apêndice, uma nova metodologia para o cálculo da Nairu.

Tabela 15 - Estatísticas das medidas de ociosidade

	<u>Ciclo 1990-00</u>		<u>Ciclo 2001- 07</u>		<u>Ciclo 2008- 17</u>	
	Maior	Menor	Maior	Menor	Maior	Último
Taxa de desemprego (U3)	7.8	3.8	6.3	4.2	10	4.2
Taxa de desemprego de curto prazo	6.8	3.6	5.3	3.8	7.7	3.3
U3 + trab. parcial por razões econ.	13.9	6.3	10.1	6.8	17.6	7.7
Taxa de desemprego 25-54 anos	6.5	2.9	5.2	3.3	9.0	3.6
Taxa de emprego 25-54 anos	78.1	81.9	78.6	81.4	74.8	78.9

Notas: O último valor refere-se ao mês de setembro de 2017. Para a taxa de emprego, vale enfatizar que a interpretação de maior e menor taxa é, obviamente, invertida.

Após esta breve introdução, seguiremos analisando os resultados das regressões com estas medidas alternativas de ociosidade no mercado de trabalho.

1. Os resultados encontrados nas seções anteriores para a expectativa a e primeira defasagem do núcleo de inflação são reiterados. As medidas alternativas de ociosidade não apresentaram resultados diferentes dos já mencionados em relação à taxa de desemprego convencional. Para todas as métricas, há o aumento da sensibilidade à expectativa de inflação na primeira década dos anos 2000 e os coeficientes são estatisticamente significantes ao nível de 1% para quase todas as sub amostras. Entretanto, a partir de 2010, o coeficiente ρ continua menor e os núcleos mais sensíveis à inflação passada. A única exceção é o PCE Core FRBSF com a taxa de desemprego de curto prazo, cujos coeficientes apresentam estabilidade entre as duas últimas subamostras.

Tabela 16 - Coeficiente de sensibilidade à expectativa de inflação

$\pi_t = \rho \pi_t^F + \varphi \pi_{t-1} + \omega \pi_{t-2} + \alpha (\bar{u}_t - \bar{u}_t^*) + \theta \text{RPIM}_t + \epsilon_t$					
PCE Core / ρ - sensibilidade à expectativa de inflação					
Estimação por MQO					
	90 T1 - 14 T4	90 T1 - 00 T1	00T1 - 17T2	00T1 - 10T1	10T1 - 17T2
Taxa de desemprego (U3)	0.489***	0.181**	0.903***	1.10***	0.699***
Taxa de desemprego de curto prazo	0.469***	0.171**	0.892***	1.226***	0.704***
U3 + trab. parcial por razões econ.	0.464***	0.165*	0.892***	1.067***	0.707***
Taxa de desemprego 25-54 anos	0.484***	0.173**	0.907***	1.102***	0.705***
Taxa de emprego 25-54 anos	0.448***	0.158	0.815***	0.969***	0.717***

$\pi_t = \rho \pi_t^F + \varphi \pi_{t-1} + \alpha (\bar{u}_t - \bar{u}_t^*) + \theta \text{RPIM}_t + \epsilon_t$					
PCE Trimmed Mean / ρ - sensibilidade à expectativa de inflação					
Estimação por MQO					
	90 T1 - 14 T4	90 T1 - 00 T1	00T1 - 17T2	00T1 - 10T1	10T1 - 17T2
Taxa de desemprego (U3)	0.364***	0.324***	0.710***	1.104***	0.440***
Taxa de desemprego de curto prazo	0.369***	0.294***	0.509***	1.00***	0.479***
U3 + trab. parcial por razões econ.	0.376***	0.267**	0.721***	0.986***	0.570***
Taxa de desemprego 25-54 anos	0.349***	0.316***	0.713***	1.110***	0.457***
Taxa de emprego 25-54 anos	0.322***	0.273**	0.744***	0.944***	0.379**

$\pi_t = \rho \pi_t^F + \varphi \pi_{t-1} + \alpha (\bar{u}_t - \bar{u}_t^*) + \epsilon_t$					
PCE FRBSF / ρ - sensibilidade à expectativa de inflação					
Estimação por MQO					
	90 T1 - 14 T4	90 T1 - 00 T1	00T1 - 17T2	00T1 - 10T1	10T1 - 17T2
Taxa de desemprego (U3)	0.463***	0.733***	0.790***	0.777***	0.482**
Taxa de desemprego de curto prazo	0.484***	0.626***	0.566***	0.639***	0.621***
U3 + trab. parcial por razões econ.	0.485***	0.603***	0.753***	0.718***	0.473**
Taxa de desemprego 25-54 anos	0.449***	0.721***	0.796***	0.786***	0.495**
Taxa de emprego 25-54 anos	0.420***	0.581***	0.690***	0.739***	0.363

Tabela 17 - Coeficiente de sensibilidade à 1 defasagem do núcleo

$\pi_t = \rho \pi_t^F + \varphi \pi_{t-1} + \omega \pi_{t-2} + \alpha (\bar{u}_t - \bar{u}_t^*) + \theta \text{RPIM}_t + \epsilon_t$					
PCE Core / ϕ - sensibilidade à 1ª defasagem do núcleo de inflação					
Estimação por MQO					
	90 T1 - 14 T4	90 T1 - 00 T1	00T1 - 17T2	00T1 - 10T1	10T1 - 17T2
Taxa de desemprego (U3)	0.287***	0.558***	0.024	-0.136	0.216
Taxa de desemprego de curto prazo	0.298***	0.576***	0.019	-0.204	0.211
U3 + trab. parcial por razões econ.	0.300***	0.583***	0.024	-0.131	0.213
Taxa de desemprego 25-54 anos	0.290***	0.559***	0.022	-0.132	0.215
Taxa de emprego 25-54 anos	0.304***	0.569***	0.065	-0.101	0.224

$\pi_t = \rho \pi_t^F + \varphi \pi_{t-1} + \alpha (\bar{u}_t - \bar{u}_t^*) + \theta \text{RPIM}_t + \epsilon_t$					
PCE Trimmed Mean / ϕ - sensibilidade à 1ª defasagem do núcleo de inflação					
Estimação por MQO					
	90 T1 - 14 T4	90 T1 - 00 T1	00T1 - 17T2	00T1 - 10T1	10T1 - 17T2
Taxa de desemprego (U3)	0.622***	0.638***	0.354***	0.030	0.563***
Taxa de desemprego de curto prazo	0.633***	0.684***	0.529***	0.144	0.505***
U3 + trab. parcial por razões econ.	0.611***	0.700***	0.334***	0.109	0.438***
Taxa de desemprego 25-54 anos	0.636***	0.644***	0.357***	0.034	0.553***
Taxa de emprego 25-54 anos	0.646***	0.664***	0.299***	0.102	0.633***

$\pi_t = \rho \pi_t^F + \varphi \pi_{t-1} + \alpha (\bar{u}_t - \bar{u}_t^*) + \epsilon_t$					
PCE FRBSF / ϕ - sensibilidade à 1ª defasagem do núcleo de inflação					
Estimação por MQO					
	90 T1 - 14 T4	90 T1 - 00 T1	00T1 - 17T2	00T1 - 10T1	10T1 - 17T2
Taxa de desemprego (U3)	0.600**	0.341***	0.420***	0.436***	0.622***
Taxa de desemprego de curto prazo	0.604***	0.475***	0.579***	0.550***	0.497***
U3 + trab. parcial por razões econ.	0.584***	0.460***	0.437***	0.458***	0.635***
Taxa de desemprego 25-54 anos	0.610***	0.342***	0.421***	0.437***	0.614***
Taxa de emprego 25-54 anos	0.610***	0.368***	0.472***	0.403***	0.722***

2. Taxa de desemprego de curto prazo também é exceção na insignificância estatística da ociosidade de mão de obra a partir de 2010. Enquanto algumas conclusões já observadas - como o nível de significância estatística nos períodos até 2010 e a evolução da magnitude dos coeficientes - se mostram praticamente invariantes às métricas alternativas de ociosidade, não é possível dizer o mesmo sobre a insignificância do hiato de mercado de trabalho a partir de 2010. A taxa de desemprego de curto prazo apresenta nível de significância de 10 por cento tanto para a variável dependente PCE trimmed mean quanto para o PCE Core FRBSF. Ainda mais interessante, o coeficiente relacionado à sensibilidade ao

hiato para o PCE Core FRBSF nada se altera entre a primeira década dos anos 2000 e os anos mais recentes.

Tabela 18 - Coeficiente de sensibilidade ao hiato no mercado de trabalho

$\pi_t = \rho \pi_t^F + \varphi \pi_{t-1} + \omega \pi_{t-2} + \alpha (\bar{u}_t - \bar{u}_t^*) + \theta \text{RPIM}_t + \epsilon_t$					
PCE Core / α - sensibilidade ao hiato no mercado de trabalho					
Estimação por MQO					
	90 T1 - 14 T4	90 T1 - 00 T1	00T1 - 17T2	00T1 - 10T1	10T1 - 17T2
Taxa de desemprego (U3)	-0.060**	-0.110	-0.131***	-0.177***	-0.088
Taxa de desemprego de curto prazo	-0.101*	-0.126	-0.260***	-0.348***	-0.253
U3 + trab. parcial por razões econ.	-0.026*	-0.031	-0.068***	-0.093***	-0.048
Taxa de desemprego 25-54 anos	-0.058**	-0.112	-0.134***	-0.177***	-0.093
Taxa de emprego 25-54 anos	0.043	0.069	0.101***	0.162***	0.091

$\pi_t = \rho \pi_t^F + \varphi \pi_{t-1} + \alpha (\bar{u}_t - \bar{u}_t^*) + \theta \text{RPIM}_t + \epsilon_t$					
PCE Trimmed Mean / α - sensibilidade ao hiato no mercado de trabalho					
Estimação por MQO					
	90 T1 - 14 T4	90 T1 - 00 T1	00T1 - 17T2	00T1 - 10T1	10T1 - 17T2
Taxa de desemprego (U3)	-0.075***	-0.135***	-0.156***	-0.261***	-0.077
Taxa de desemprego de curto prazo	-0.167***	-0.154**	-0.213***	-0.386***	-0.231*
U3 + trab. parcial por razões econ.	-0.042***	-0.044**	-0.084***	-0.126***	-0.041
Taxa de desemprego 25-54 anos	-0.070***	-0.131***	-0.158***	-0.264***	-0.084
Taxa de emprego 25-54 anos	0.057**	0.093**	0.160***	0.252***	0.063

$\pi_t = \rho \pi_t^F + \varphi \pi_{t-1} + \alpha (\bar{u}_t - \bar{u}_t^*) + \epsilon_t$					
PCE FRBSF / α - sensibilidade ao hiato no mercado de trabalho					
Estimação por MQO					
	90 T1 - 14 T4	90 T1 - 00 T1	00T1 - 17T2	00T1 - 10T1	10T1 - 17T2
Taxa de desemprego (U3)	-0.129***	-0.535***	-0.202***	-0.249***	-0.092
Taxa de desemprego de curto prazo	-0.288***	-0.552***	-0.283***	-0.316***	-0.363*
U3 + trab. parcial por razões econ.	-0.073***	-0.185***	-0.100***	-0.126***	-0.049
Taxa de desemprego 25-54 anos	-0.121***	-0.549***	-0.206***	-0.253***	-0.097
Taxa de emprego 25-54 anos	0.105**	0.396***	0.166***	0.283***	0.060

Novamente, estas conclusões nada alteram quando há segmentação da amostra para as quebras estruturais identificadas, como na tabela 19. No PCE Core FRBSF, assim como para taxa de desemprego convencional, há identificação de quebra estrutural no segundo trimestre de 1999 para a taxa de desemprego de curto prazo e para a taxa de 25 a 54 anos, de acordo com a metodologia exposta no início deste trabalho. O segundo trimestre de 1999, não por acaso, é justamente a data na qual a expectativa de inflação se estabilizou em torno de 2.5 por cento. Por fim,

vale destacar também que as demais quebras identificadas¹³ não expostas na tabela abaixo também não alteram os resultados explicitados.

Tabela 19 - R² ajustado

$\pi_t = \rho \pi_t^F + \varphi \pi_{t-1} + \alpha (\bar{u}_t - \bar{u}_t^*) + \epsilon_t$			
PCE FRBSF / Taxa de desemprego de curto prazo			
Estimação MQO			
	90 T1 - 17 T2	90 T1 - 99 T1	99 T2 - 17 T2
Taxa de desemprego (U3)	-0.127***	-0.582***	-0.189***
Taxa de desemprego de curto prazo	-0.288***	-0.573***	-0.266***
Taxa de desemprego 25-54 anos	-0.119***	-0.585***	-0.189***

- 3. A queda considerável do poder explicativo do modelo a partir dos anos 2000 continua não sendo válida para o PCE Core FRBSF.** Todas as observações feitas nas seções anteriores não se alteraram com os resultados apresentados na tabela 17. É interessante observar que não houve um aumento no poder explicativo dos modelos aos variarmos as medidas de hiato de mercado de trabalho, mesmo para aquelas medidas nas quais houve alguma significância estatística a partir de 2010. Para exemplificar, o R² ajustado do modelo com PCE Core FRBSF e taxa de desemprego de curto prazo é de 0.71 para o período de 2010 até o segundo trimestre de 2017, apenas um pouco acima do verificado para as outras métricas considerando a mesma variável dependente.

Tabela 20 - R² ajustado

$\pi_t = \rho \pi_t^F + \varphi \pi_{t-1} + \omega \pi_{t-2} + \alpha (\bar{u}_t - \bar{u}_t^*) + \theta \text{RPIM}_t + \epsilon_t$					
PCE Core - R ² ajustado					
Estimação por MQO					
	90 T1 - 14 T4	90 T1 - 00 T1	00T1 - 17T2	00T1 - 10T1	10T1 - 17T2
Taxa de desemprego (U3)	0.630	0.782	0.293	0.316	0.064
Taxa de desemprego de curto prazo	0.626	0.779	0.282	0.341	0.109
U3 + trab. parcial por razões econ.	0.627	0.777	0.295	0.320	0.059
Taxa de desemprego 25-54 anos	0.629	0.783	0.294	0.311	0.072
Taxa de emprego 25-54 anos	0.625	0.778	0.258	0.287	0.019

¹³ Para o PCE trimmed mean, há identificação de quebra estrutural para o 1T 2011 para a taxa de desemprego com trabalhadores parciais e taxa de emprego de 25 a 54 anos. Em relação ao PCE FRBSF também são identificadas quebras no 3T 2008 para a taxa com subocupação e 4T 1994 para a taxa de emprego de 25 a 54 anos.

$$\pi_t = \rho \pi_t^F + \varphi \pi_{t-1} + \alpha (\bar{u}_t - \bar{u}_t^*) + \theta \text{RPIM}_t + \epsilon_t$$

PCE Trimmed Mean - R² ajustado

Estimação por MQO

	90 T1 - 14 T4	90 T1 - 00 T1	00T1 - 17T2	00T1 - 10T1	10T1 - 17T2
Taxa de desemprego (U3)	0.682	0.807	0.578	0.532	0.443
Taxa de desemprego de curto prazo	0.689	0.802	0.533	0.473	0.479
U3 + trab. parcial por razões econ.	0.686	0.797	0.585	0.505	0.437
Taxa de desemprego 25-54 anos	0.673	0.806	0.578	0.529	0.452
Taxa de emprego 25-54 anos	0.675	0.800	0.581	0.489	0.400

$$\pi_t = \rho \pi_t^F + \varphi \pi_{t-1} + \alpha (\bar{u}_t - \bar{u}_t^*) + \epsilon_t$$

PCE FRBSF - R² ajustado

Estimação por MQO

	90 T1 - 14 T4	90 T1 - 00 T1	00T1 - 17T2	00T1 - 10T1	10T1 - 17T2
Taxa de desemprego (U3)	0.552	0.535	0.622	0.553	0.693
Taxa de desemprego de curto prazo	0.555	0.484	0.586	0.486	0.714
U3 + trab. parcial por razões econ.	0.559	0.488	0.615	0.543	0.692
Taxa de desemprego 25-54 anos	0.548	0.534	0.796	0.552	0.694
Taxa de emprego 25-54 anos	0.544	0.507	0.599	0.567	0.682

Nesta seção, muitas das conclusões já verificadas para a taxa de desemprego convencional não se alteraram, como a evolução da sensibilidade à expectativa de inflação e ao hiato do mercado de trabalho e o poder explicativo dos modelos. Contudo, ao substituir a variável independente representativa da ociosidade de mão de obra pela taxa de desemprego curto prazo no modelo contendo o PCE Core FRBSF como variável dependente, a sensibilidade à expectativa de inflação e ao hiato permanecem inalteradas nas últimas subamostras. Ademais, a ociosidade no mercado de trabalho mostra significância estatística de 10% e o poder explicativo do modelo apresenta uma singela melhora. Tal resultado sugere que a taxa de desemprego de curto prazo é, relativamente, uma boa medida para o hiato, condizente com Stock, Gordon (2013) e Krueger et al (2014).

3.4. Teste de não linearidade na Curva de Phillips

Nos tópicos anteriores, analisamos medidas diferentes para as mesmas variáveis independentes do modelo de referência deste trabalho. Todavia, ainda que não haja a pretensão de esgotar o tema, parece imprescindível ao menos examinar uma variante para a estrutura do modelo: a possibilidade da existência de uma não linearidade na Curva de Phillips.

O motivo para isto é a falta de clareza em relação à insignificância estatística entre o núcleo de inflação e o hiato no mercado de trabalho a partir de 2010 para a maior parte das variáveis dependentes testadas. A incerteza é, em parte, oriunda da possibilidade de se verificar resultado semelhante no caso de uma não linearidade da Curva de Phillips. Em outras palavras, a pressão inflacionária seria aceleracionista a partir de níveis inferiores à Nairu. Para testar esta hipótese, foi incluída uma variável representativa da não linearidade baseada em Nalewaik (2016).

A tabela 20 apresenta a magnitude, sinal e significância estatística dos coeficientes de cada regressão utilizando todo o período amostral. Como principal conclusão está a inviabilidade de constatar uma relevância estatística para esta variável explicativa. Em alguns casos, o sinal é, inclusive, contra intuitivo.

Tabela 21 - Sensibilidade à não linearidade

Coefficiente da variável representativa da não linearidade			
Estimação por MQO - 1990 a 2T 2017			
	PCE Core	PCE Trimmed	PCE FRBSF
Taxa de desemprego (U3)	-0.010	-0.184**	-0.279
Taxa de desemprego de curto prazo	0.596	-0.114	0.320
U3 + trab. parcial por razões econ.	0.016	-0.031	-0.054
Taxa de desemprego 25-54 anos	-0.048	-0.172	-0.286
Taxa de emprego 25-54 anos	-0.01	0.033	0.098**

Como consequência, não há qualquer melhora no poder explicativo do modelo quando é calculada a diferença entre o R^2 ajustado da regressão avaliada nesta seção com o da última.

Tabela 22 - R² ajustado

Diferença R² ajustado			
Estimação por MQO - 1990 a 2T 2017			
	PCE Core	PCE Trimmed	PCE FRBSF
Taxa de desemprego (U3)	0.004	-0.002	-0.001
Taxa de desemprego de curto prazo	0.002	0.003	0.004
U3 + trab. parcial por razões econ.	0.003	0.000	-0.001
Taxa de desemprego 25-54 anos	0.003	0.000	0.000
Taxa de emprego 25-54 anos	0.004	0.001	-0.007

Ainda que não tenha sido possível observar um suporte estatístico para esta tese e a validade da mesma esteja sujeita a uma convicção prévia razoavelmente elevada de qual é o nível da Nairu, não é possível descartar plenamente a hipótese de não linearidade de Curva de Phillips. Este é mais um dos temas em constante discussão no comitê do banco central americano e com alto grau de divergência de opiniões. O trecho destacado abaixo, referente às minutas da reunião de julho deste ano, é uma evidência da atual controvérsia entre os membros:

“A couple of participants argued that the response of inflation to resource utilization could become stronger if output and employment appreciably overshoot their full employment levels, although other participants pointed out that this hypothesized nonlinear response had little empirical support.”

Sendo assim, o resultado encontrado nesta seção está em sintonia com os membros que observam pouco suporte empírico para a hipótese de resposta não linear da Curva de Phillips.

4. Modelo sugerido

Concluídos os testes em relação às variáveis dependente, explicativas e à hipótese da não linearidade, é necessário, neste momento, consolidar as informações e analisar se o modelo utilizado como referência deste trabalho é o mais adequado na decomposição da dinâmica inflacionária.

Como observamos na introdução, o modelo apresentado por Yellen (2015) sugere que a Curva de Phillips perdeu razoável poder explicativo a partir de 2000. Ademais, a sensibilidade à expectativa de inflação e ao mercado de trabalho também reduziram relevantemente. Por fim, a significância estatística do hiato só prevalece para a subamostra de 2000 a 2010, sendo insignificante antes e após este período.

Contudo, ao introduzirmos medidas alternativas de núcleo, verificamos que o poder explicativo do modelo aumentou para o período após os anos 2000 e o hiato apresentou significância estatística de 1% para a amostra entre 1990 a 2000, quando considerada ainda a taxa de desemprego convencional. Todavia, foi somente com a introdução da taxa de desemprego de curto prazo que o hiato deixou de ser insignificante a partir do ano de 2010 tanto para o PCE Trimmed Mean quanto para o PCE Core FRBSF. Entre estas duas métricas, o PCE Core FRBSF sinaliza ser uma medida mais adequada para núcleo ao apresentar estabilidade nos coeficientes de expectativa de inflação e ociosidade de mercado de trabalho para toda a amostra após o término do processo de ancoragem das expectativas de inflação.

Sendo assim, os testes elaborados sugerem que um modelo que inclua o PCE Core FRBSF como núcleo de inflação e a taxa de desemprego de curto prazo como variável explicativa para o hiato de mão de obra seja mais adequado do que o utilizado como referência. Diante disto, são apresentados os valores estatísticos desta nova especificação na tabela 22 abaixo.

Como mencionado, é possível verificar a estabilidade dos coeficientes a partir de 2000, após a quebra estrutural identificada no segundo trimestre de 1999. Os coeficientes relacionados à expectativa de inflação e ao hiato mantiveram seu patamar em torno de 0.63 e -0.33, respectivamente, entre os períodos de 2000-10 e 2010-17. Já o R^2 ajustado, apesar do aumento nos anos mais recentes, apresenta um patamar razoável e bem consistente durante a maior parte da amostra, o que é reiterado pelo gráfico 2.

Tabela 22 - Modelo de Curva de Phillips sugerido

$$\pi_t = \rho \pi_t^F + \varphi \pi_{t-1} + \alpha (\bar{u}_t - \bar{u}_t^*) + \epsilon_t$$

PCE FRBSF / Taxa de desemprego de curto prazo.

Estimação por MQO

	90 T1 - 17 T2	90 T1 - 00 T1	00T1 - 17T2	00T1 - 10T1	10T1 - 17T2
ρ	0.484*** (0.112)	0.626*** (0.163)	0.566*** (0.105)	0.639*** (0.152)	0.621*** (0.207)
φ	0.604*** (0.086)	0.475*** (0.135)	0.579*** (0.076)	0.550*** (0.112)	0.497*** (0.145)
α	-0.288*** (0.107)	-0.552*** (0.138)	-0.283*** (0.122)	-0.316*** (0.134)	-0.363* (0.212)
R ² ajust.	0.555	0.484	0.586	0.486	0.714
C.I. Akaike	1.741	2.086	1.461	1.816	0.865
C.I. Schwarz	1.815	2.211	1.557	1.941	1.003

Tabela 23 - Segmentação da amostra para a testa estrutural

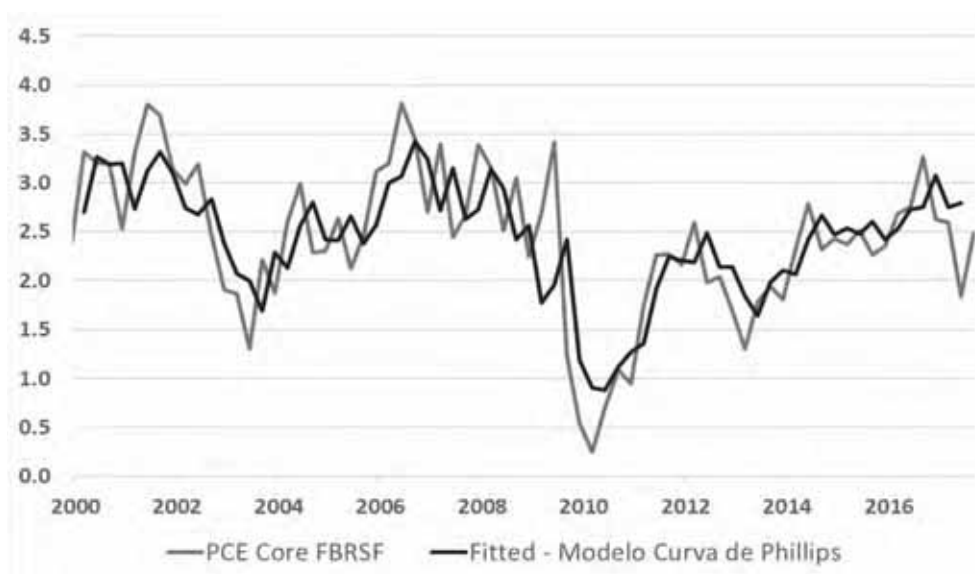
$$\pi_t = \rho \pi_t^F + \varphi \pi_{t-1} + \alpha (\bar{u}_t - \bar{u}_t^*) + \epsilon_t$$

PCE FRBSF / Taxa de desemprego de curto prazo

Estimação MQO

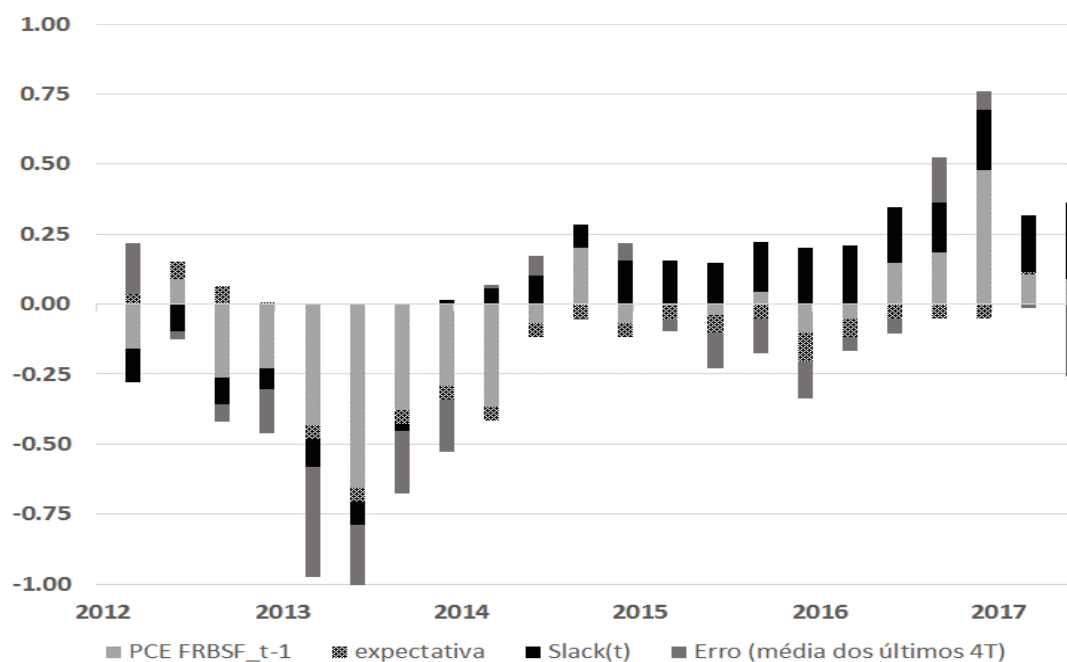
	90 T1 - 17 T2	90 T1 - 99 T1	99 T2 - 17 T2
ρ	0.484*** (0.112)	0.585*** (0.181)	0.576*** (0.104)
φ	0.604*** (0.086)	0.526*** (0.153)	0.556*** (0.081)
α	-0.288*** (0.107)	-0.573*** (0.170)	-0.262*** (0.115)
R ² ajust.	0.555	0.515	0.557
C.I. Akaike	1.741	2.115	1.486
C.I. Schwarz	1.815	2.245	1.580

Gráfico 2 - Poder explicativo do modelo sugerido



O gráfico 4 abaixo apresenta o desvio em relação à média de 2000 a 2017 da contribuição de cada variável explicativa para o PCE Core FRBSF, considerando os coeficientes estimados para a amostra entre 2000 e 2017. O hiato no mercado de trabalho, por exemplo, começou a apresentar contribuição positiva em relação a sua média a partir de 2014 e atualmente apresenta uma cooperação de 30 pontos percentuais, com a ressalva que o período abrange toda a Grande Depressão, o que desloca a média para baixo. Em relação ao nível de ociosidade, a taxa de desemprego de curto prazo atingiu patamar inferior à sua estimativa de Nairu no terceiro trimestre de 2015, quase um ano antes da taxa de desemprego convencional. Em termos absolutos, a contribuição do mercado de trabalho na margem se situa entre 0.10-0.15 pontos percentuais, próximo ao nível mais elevado da amostra analisada. Já a expectativa de inflação e a inflação passada situam bem próximas de suas respectivas contribuições médias. Já a contribuição de outros fatores, caracterizados pelo erro, apresenta um valor negativo de -0.16 em relação à média, isso é devido ao erro pontual de -0.95 pontos percentuais no segundo trimestre de 2016.

Gráfico 3 - Decomposição do núcleo pelas variáveis explicativas

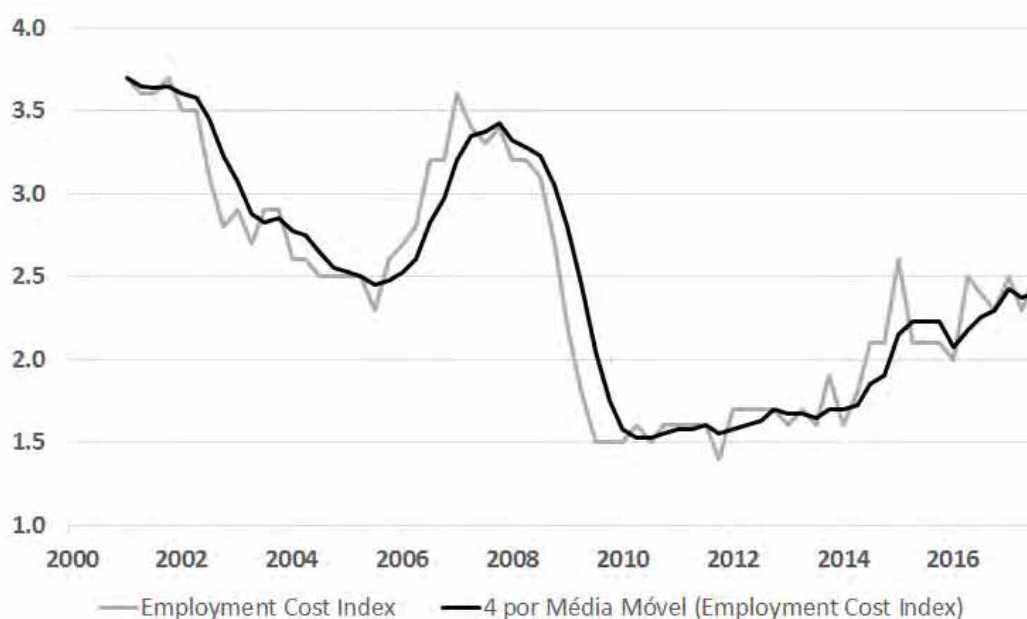


Outro indicador que corrobora os resultados apresentados pela especificação aqui sugerida para a Curva de Phillips é o indicador de salários dos Estados Unidos. A estatística mais olhada pelo FED, o *employment cost index* (ECI), iniciou uma trajetória gradualmente ascendente, desde o início de 2014, passando de 1.6 por cento para 2.5 por cento na variação anual. Se observarmos o nível médio histórico de

crescimento dos salários, a média desde 2014 se encontra em 2.2 por cento, 0.8 pontos percentuais abaixo da média de 2000 a 2007, diferença quase três vezes superior se utilizarmos o PCE Core FRBSF nesta comparação. Entretanto, a produtividade, fator determinante no nível de salários de uma economia, se encontra 1.9 pontos percentuais abaixo dos 2.7 por cento de crescimento médio de 2000 a 2007, uma distância muito significativa. Logo, parece razoável supor que a dinâmica de salários está condizente com as implicações oriundas das conclusões dos testes elaborados para o modelo da Curva de Phillips. Inclusive, Yellen, em seu recente discurso¹⁴, reconhece sinais de pressão salarial:

“(...)productivity growth has been quite weak in recent years, and empirical analysis suggests that it is has been holding down aggregate growth in labor compensation independent of labor utilization in recent year (...). Finally, I would note that the percentage of firms planning wage increases has moved back up to its pre-recession level, many firms report difficulties in finding qualified workers, and some have responded by expanding training programs and offering signing bonuses--possible harbingers of stronger wage gains to come.”

Gráfico 4 - Variação anual do indicador de salários



Se os resultados mencionados acima sugerem a validade da Curva de Phillips, o não achatamento nos anos mais recentes e um nível de ociosidade menor do que a taxa de desemprego convencional, o que explicaria o “caso da inflação perdida”? Na próxima seção, é analisada a decomposição do deflator do consumo como um todo.

¹⁴ Yellen(2017) – Inflation, Uncertainty and Monetary policy

5. Decompondo a dinâmica do deflator do consumo

Desde a crise de 2008, o deflator do consumo (PCE) apresentou uma dinâmica amena e razoavelmente inferior à meta de longo prazo estabelecida pelo FED em janeiro de 2012. Em termos quantitativos, a média de crescimento anual foi de 2.36 por cento no período de 2000 a 2008, 0.78 pontos percentuais acima da média de 2012 a 2015. Se compararmos com a média do PCE mais recente, que abrange o período no qual o nível de ociosidade começou a ficar negativo, é possível verificar um recuo para 1.00 por cento, distanciando ainda mais da média do pré-crise.

Gráfico 5 - Variação anual do deflator do consumo(PCE)

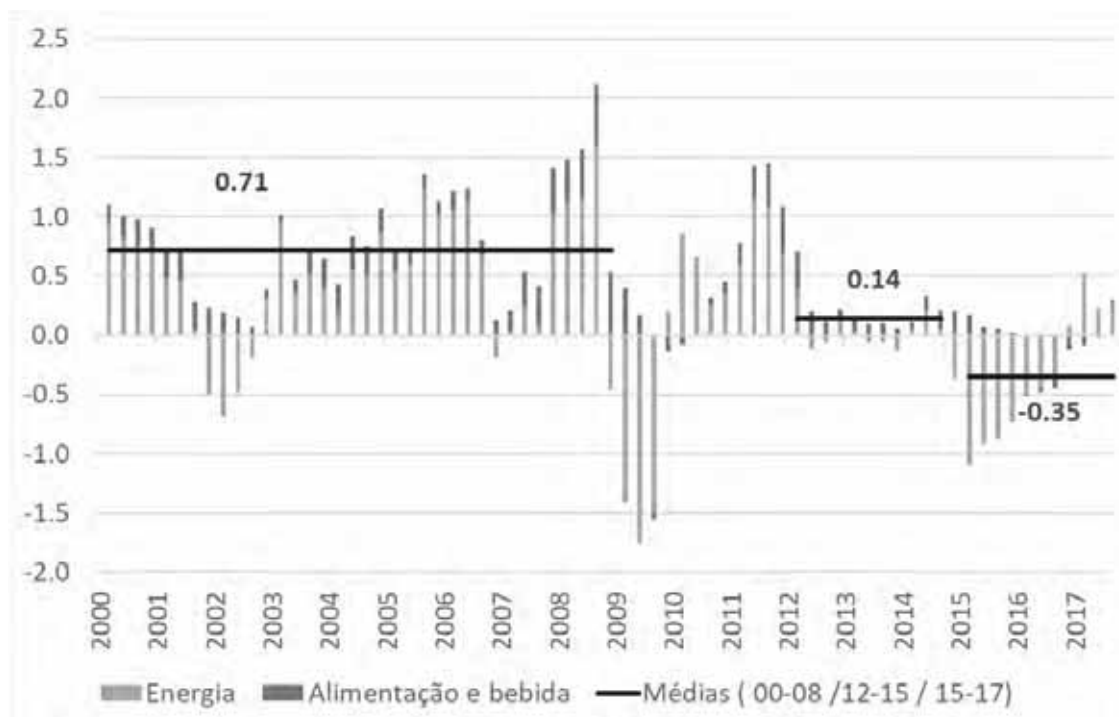


Considerando os itens voláteis expurgados do núcleo observado pelo FED, os mesmos explicam cerca de 73 por cento da queda da média verificada para o primeiro período pós crise, aumentando para 78 por cento se considerada a média desde 2015. As categorias de energia, alimentação e bebida, que antes contribuíam com 0.71 para o deflator cheio, passaram a ter um impacto substancialmente menor e, mais recentemente, negativo de -0.35. Dentre os itens voláteis, o item energia é responsável por cerca de 80 por cento da variação negativa entre as médias.

A principal explicação para esta mudança drástica é o choque estrutural de oferta ocorrido no setor de petróleo. Segundo a Agência internacional de energia, a oferta global passou de 88.4 milhões de barris por dia (mbd) no final de 2011 para 97.9 mbd em 2017, um aumento de aproximadamente 10 por cento, elevando o nível de estoques. Parcela expressiva deste aumento é atribuída às novas perfurações nos Estados Unidos para produção de petróleo de xisto, que passou a atuar como uma

resistência a uma nova tendência altista de preço desta commodity. A produção americana de petróleo passou de 8 mbd, em 2011, para 13 mbd em 2017, um crescimento de 60 por cento. Esta elevação considerável foi responsável por 50 por cento do aumento na produção de petróleo global no mesmo período.

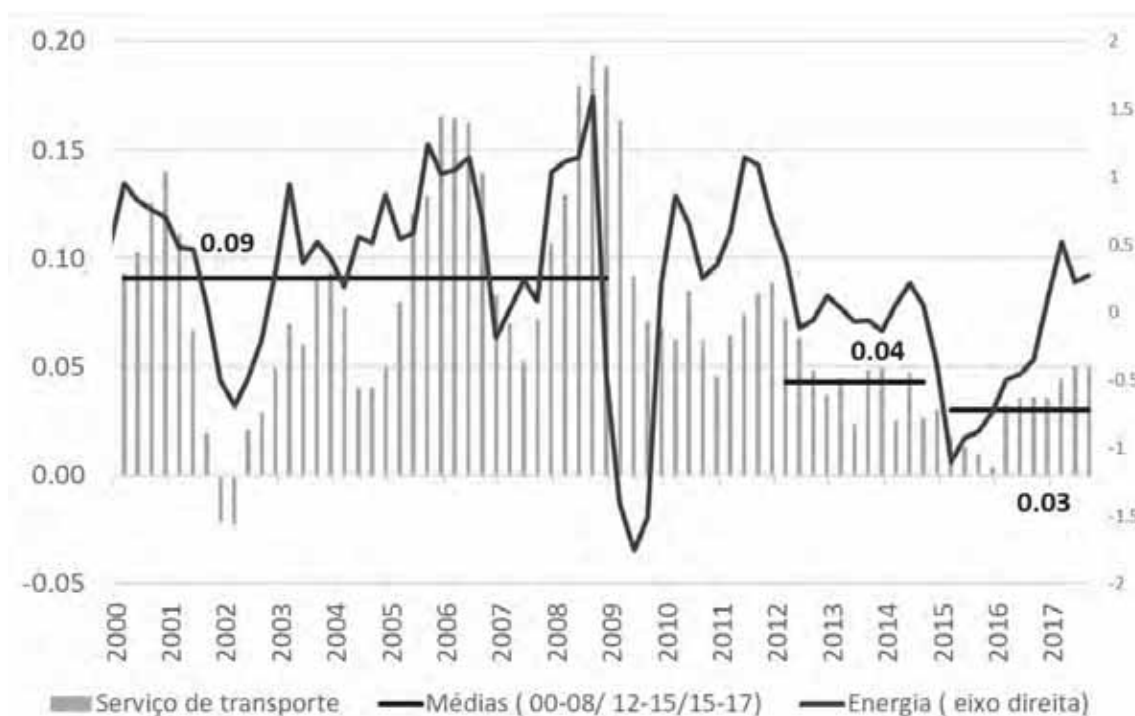
Gráfico 6 - Evolução das contrib.dos itens voláteis expurgados do PCE Core.



Sendo assim, é inegável que boa parte do distanciamento do deflator do consumo da meta de longo prazo é explicada, sobretudo a partir de 2015, por um choque estrutural setorial em uma categoria já expurgada pelo PCE Core. Contudo, ainda que não considerado, esta métrica de núcleo não está isenta de efeitos de segunda ordem recorrentes.

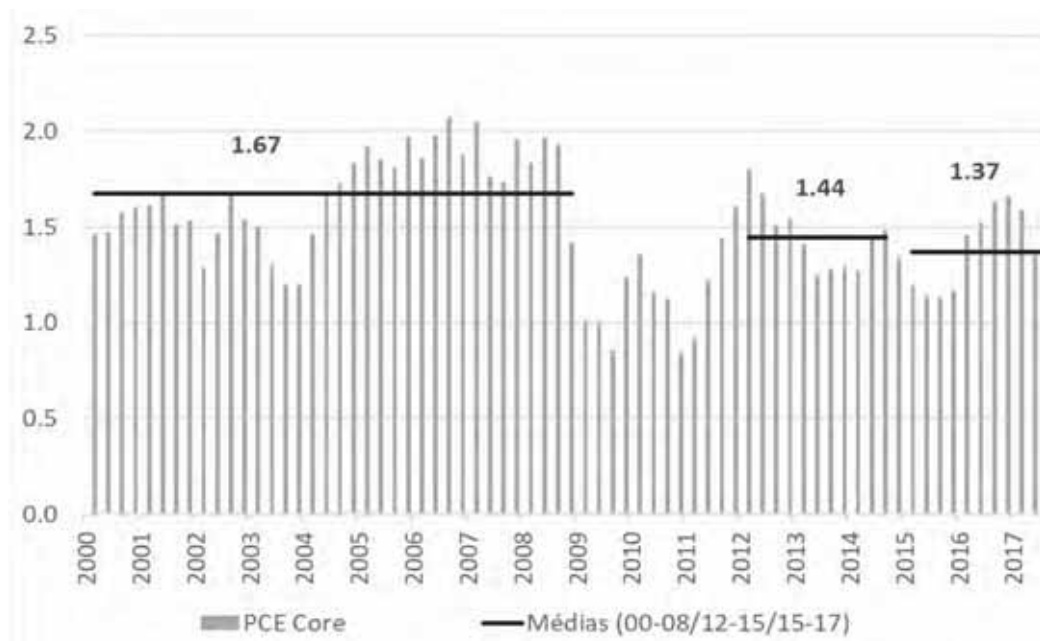
A correlação contemporânea entre o item serviço de transporte e energia, por exemplo, é de, aproximadamente, 0.50. Se consideramos um mês de defasagem, esta estatística sobe para 0.60. Em relação à contribuição média entre o período pré-crise e dos últimos dois anos, houve um recuo de 6 pontos percentuais no valor adicionado ao deflator de consumo. Com isso, parece razoável atribuir esta queda ao choque estrutural de oferta do petróleo, elevando sua contribuição na redução da média do PCE de 62 para 66 por cento. Em outras palavras, os itens voláteis – alimentação, bebida e energia – explicam, pelo menos, 82 por cento disto. Se considerarmos os efeitos na cadeia produtiva da redução de custo proveniente do barateamento do preço do petróleo, algo de cálculo não trivial, esta contribuição negativa pode ser ainda maior.

Gráfico 7 - Evolução da Contrib. do Serviço de transporte versus Energia



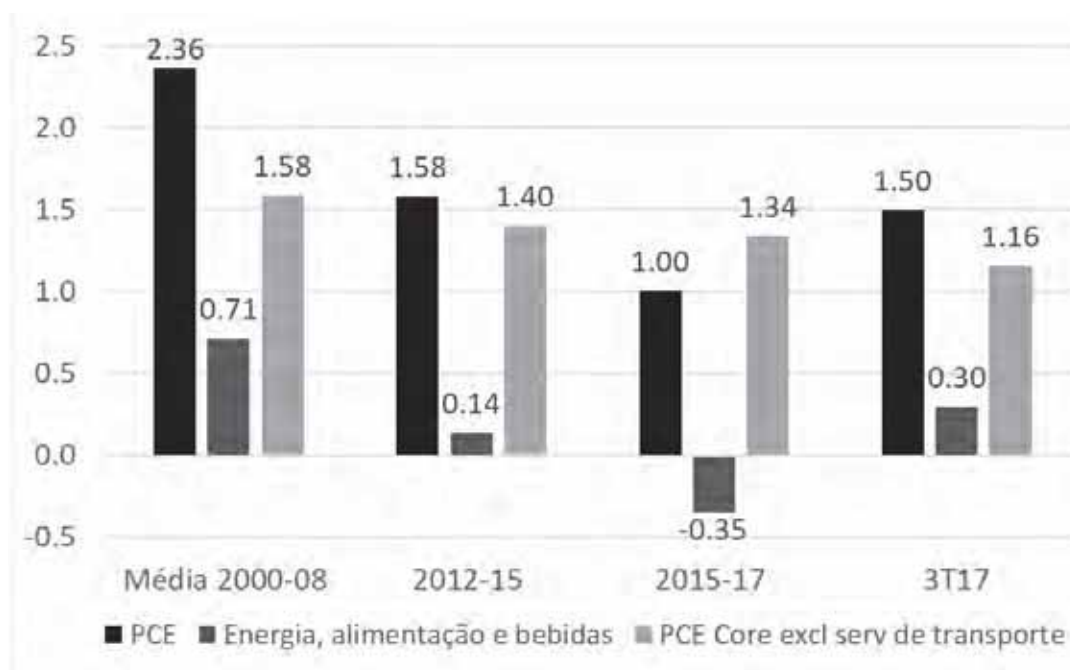
Com isso, a parcela atribuída ao PCE Core é de 28 por cento para a redução da média entre o pré-crise e o primeiro período selecionado após 2008 e 21 por cento quando comparamos a média amostral de 2000 a 2008 à média entre 2015 e 2017. Se excluirmos o valor negativo relacionado ao serviço de transporte, estes valores caem para 22 e 18 por cento, respectivamente. A contribuição média de 2000 a 2008 foi de 1,67 pontos percentuais, reduzindo para 1,44 entre 2012 e 2015 e 1,37 desde 2015.

Gráfico 8 - Evolução da contribuição do PCE Core



O gráfico 9 resume a decomposição descrita até o momento para o deflator do consumo, incluindo também a informação referente ao terceiro trimestre de 2017. Em suma, foi possível constatar a significância do choque de oferta estrutural no setor de petróleo no caso da inflação perdida dos anos recentes. Além disso, mesmo excluindo o serviço de transporte, o PCE Core apresenta uma trajetória declinante nas subamostras destacadas no gráfico abaixo. Esta observação é conflitante com a diminuição do hiato de mercado de trabalho ao longo do tempo.

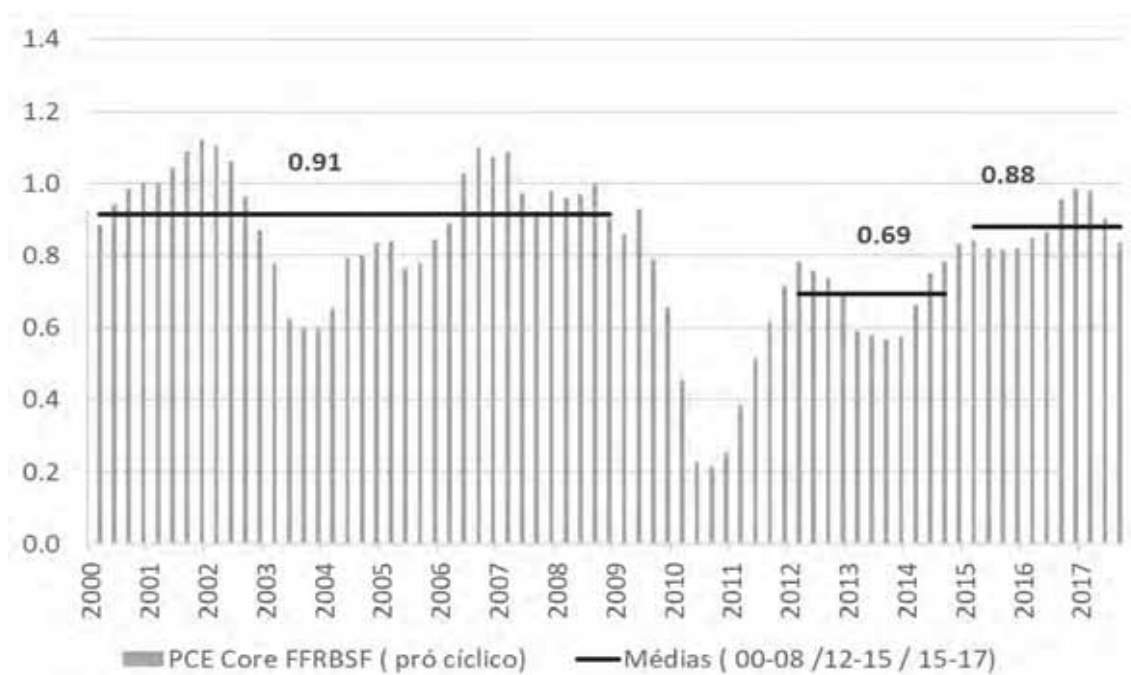
Gráfico 9 - Decomposição do PCE



Todavia, corroborando o modelo proposto na seção anterior e os testes referentes aos núcleos de inflação, não parece existir qualquer conflito quando segregamos o PCE Core em categorias cíclicas (PCE Core FRBSF) e categorias mais sujeitas a fatores setoriais, como cuidado médico, veículos motores, serviços financeiros e outros.

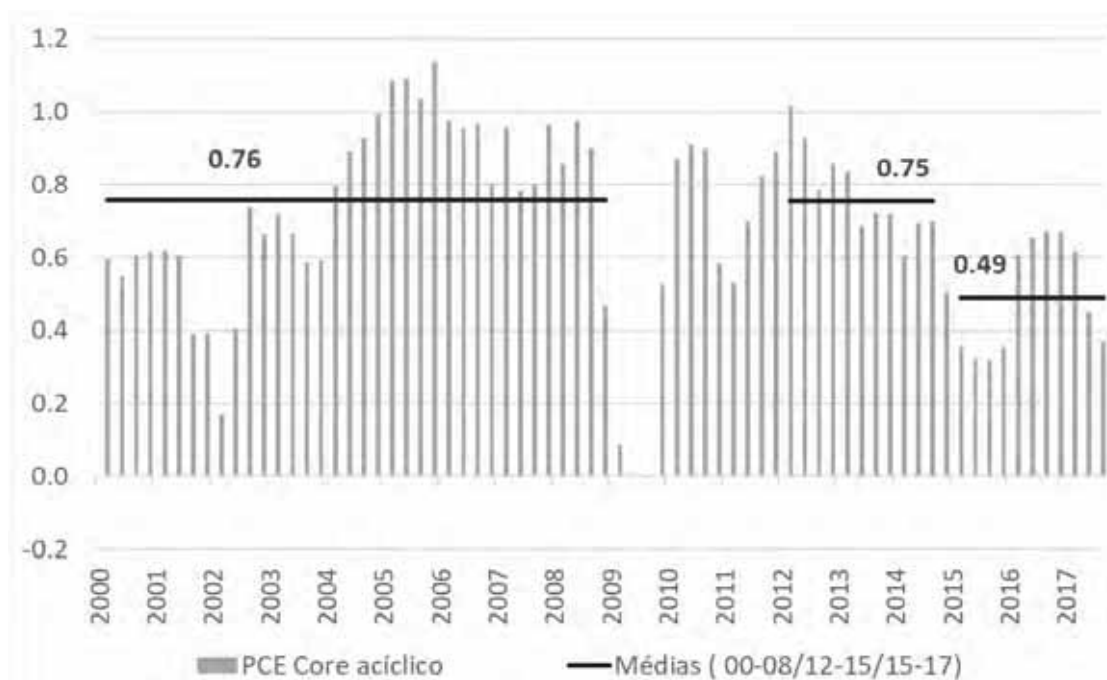
Como é possível visualizar no gráfico 10, o PCE Core FRBSF responde pela integralidade da diminuição da média do PCE Core entre o pré e o primeiro período pós crise, algo intuitivamente esperado devido à ampla ociosidade da economia. A contribuição média de 0.91, entre 2000 e 2008, recuou para 0.69, entre 2012 e 2017, mas voltou para o patamar anterior quando considerada a média dos últimos dois anos, dinâmica coerente com a evolução do hiato do mercado de trabalho.

Gráfico 10 - Evolução da contribuição do PCE Core FRBSF



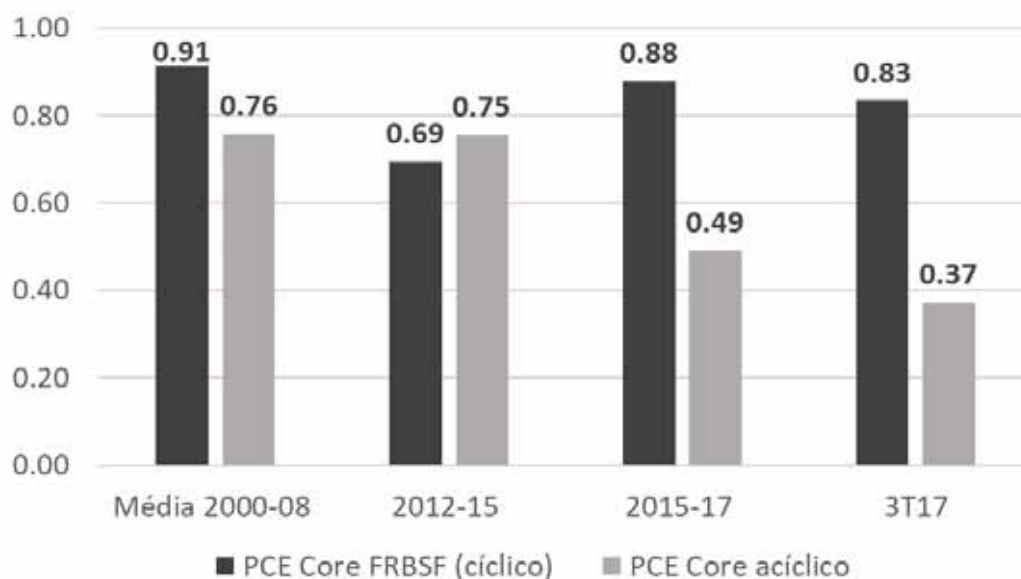
Com isso, esta abordagem sugere que o principal responsável pelo mistério na dinâmica marginal do PCE Core é o indicador que agrega as categorias mais expostas a variáveis setoriais do que cíclicas. A contribuição média de 0.76, entre 2000 e 2008, se manteve entre 2012 e 2017, mas recuou drasticamente a partir de 2014, mantendo uma média de apenas 0.49.

Gráfico 11 - Evolução da contribuição do PCE Core acíclico



O gráfico 12, no mesmo formato do gráfico 9, resume a decomposição descrita para o núcleo de inflação de referência para o FED. Em resumo, a dinâmica apática na margem do PCE Core parece estar mais relacionada a fatores setoriais do que a uma alteração na relação tradicional entre o mercado de trabalho e inflação. Se isto é verdade, a quais setores podemos atribuir essa desinflação?

Gráfico 12 - Decomposição do PCE Core



A maior parte desta desaceleração constatada no PCE Core acíclico pode ser atribuída a um setor já bastante notório¹⁵: cuidados médicos. Esta categoria, que representa 20% do deflator do consumo, foi fortemente influenciada por alterações governamentais nas fórmulas de cálculo e de pagamento em 2010 e 2015. Estas influenciaram a dinâmica de preços de todo o setor¹⁶, podendo ser caracterizadas também como um choque estrutural setorial.

Se antes da crise de 2008 o item cuidados médicos contribuía com cerca de 0.46 pontos percentuais; depois, iniciou uma trajetória declinante. Em 2015, atingiu seu menor patamar, agregando menos de 0.10 pontos percentuais ao deflator de consumo. Em 2017, esta contribuição subiu para 0.20, mas foi quase em sua totalidade compensada pelo ajuste baixista nas tarifas de telefone celular – feitos para refletir planos que permitem o uso ilimitado de dados.

¹⁵ Mahedy e Shapiro (2017)

¹⁶ Clemens, Jeffery, Joshua D. Gottlieb, and Adam Hale Shapiro (2016)

Gráfico 13 - Evolução da contribuição do item Cuidados médicos

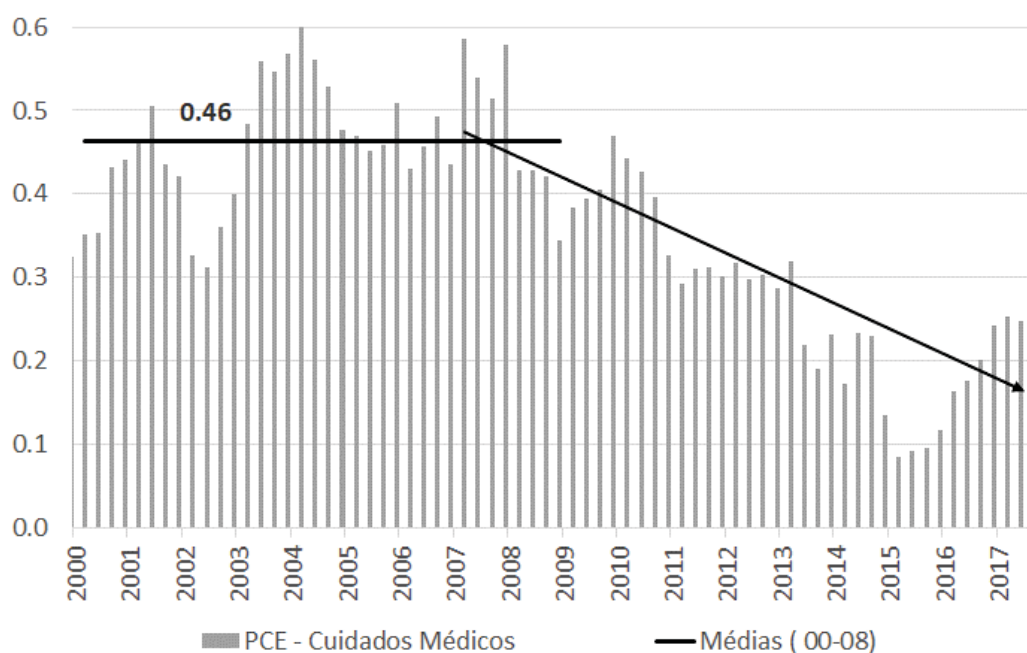
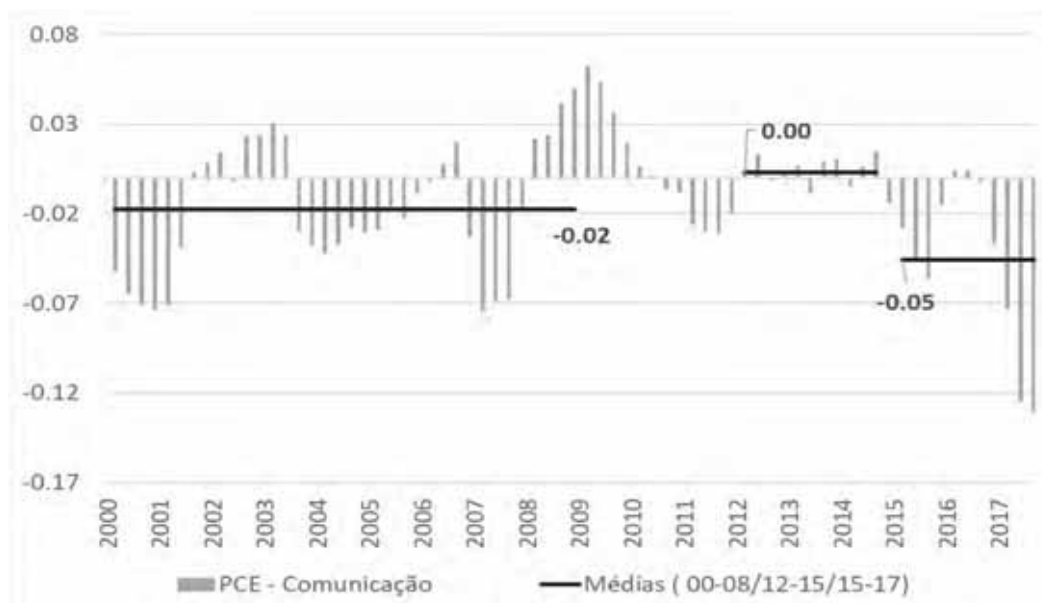


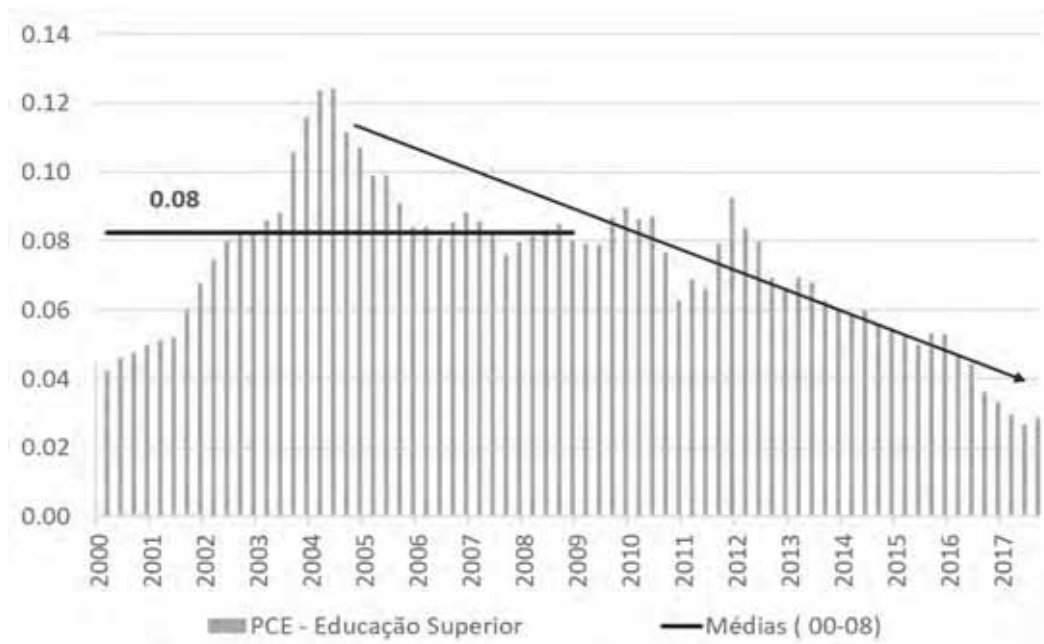
Gráfico 14 - Evolução da contribuição do item Comunicação



Além da mudança estrutural na dinâmica de preços de cuidados médicos, outra categoria que chama atenção é a relacionada ao preço da educação superior. A média de contribuição deste segmento durante 2000 a 2008 foi de 8 percentuais até iniciar uma trajetória desinflacionaria que retirou 5 pontos percentuais do deflator do consumo. Mais estudos são necessários para compreender, por exemplo, a influência do crédito estudantil nos custos de instrução superior. O estoque subiu de 260 bilhões

de dólares em 2004 para 1.4 trilhões de dólares, ou seja, mais de 7.5 por cento do produto interno bruto(PIB) americano. Atualmente, aproximadamente 70 por cento dos alunos graduados saem da universidade com dívida estudantil. Com isso, ainda que os motivos para a desaceleração de preços recente não sejam muito claros, parece razoável supor que representa uma especificidade setorial, assim como o petróleo e cuidados médicos.

Gráfico 15 - Evolução da contribuição do item Educação superior



Por fim, a tabela 24 abaixo desagrega tanto o PCE Core acíclico quanto o PCE Core FRBSF. Nela é possível verificar que o recuo da média do PCE nos últimos dois anos em relação ao nível médio de 2000 a 2008 é explicado em 66 por cento por energia, 16 por cento por alimentos e outros 20 por cento por itens acíclicos. Dentre estes, cuidados médicos é responsável por 21 por cento da queda da média do PCE, serviços de transporte por 4 por cento e serviços de educação por 3 por cento. Algumas categorias como bens de recreação e serviços financeiros compensam apenas parcialmente as contribuições negativas dos itens acíclicos mencionados. Por outro lado, após a responsabilidade integral na desinflação verificada na média de 2012 a 2015 do PCE Core em relação ao período pré crise, o PCE Core FRBSF retornou ao patamar médio que vigorava entre 2000 e 2008, corroborando a diminuição gradual do nível de ociosidade do mercado de trabalho.

Tabela 24 - Aberturas do PCE Core cíclico e acíclico.

	Médias históricas			3T17	Δ Média (B-A)	Δ Média (C-A) (D)	% PCE (D)
	2000-08 (A)	2012-15 (B)	2015-17 (C)				
PCE	2.36	1.58	1.00	1.50	-0.78	-1.36	-1.36
Energia, alimentação e bebidas	0.71	0.14	-0.35	0.30	-0.57	-1.12	0.82
<i>Energia</i>	0.50	0.01	-0.35	0.27	-0.49	-0.90	0.66
<i>Alimentação e Bebidas</i>	0.22	0.13	0.00	0.02	-0.08	-0.22	0.16
Core PCE	1.67	1.44	1.37	1.21	-0.22	-0.31	0.22
PCE Core FRBSF (cíclico)	0.91	0.69	0.88	0.83	-0.22	-0.03	0.03
outros bens não duráveis	0.13	0.09	0.12	0.08	-0.04	-0.01	0.01
Habitação	0.48	0.37	0.51	0.53	-0.11	0.03	-0.03
Serviços de recreação	0.12	0.08	0.09	0.10	-0.04	-0.03	0.02
Serviços de alimentação e acomodação	0.19	0.15	0.16	0.12	-0.03	-0.02	0.02
PCE Core acíclico	0.76	0.75	0.49	0.37	0.00	-0.27	0.20
Bens Core	-0.32	-0.15	-0.26	-0.25	0.16	0.06	-0.04
<i>veículos motores e acessórios</i>	-0.02	0.02	-0.03	-0.05	0.05	0.00	0.00
<i>artigos de residência</i>	-0.04	-0.05	-0.06	-0.07	-0.01	-0.03	0.02
<i>Bens de recreação</i>	-0.20	-0.16	-0.14	-0.11	0.04	0.06	-0.04
<i>outros bens duráveis</i>	0.00	-0.01	-0.01	0.00	-0.01	-0.01	0.01
<i>vestuário</i>	-0.05	0.05	-0.02	-0.02	0.10	0.03	-0.02
Cuidado de saúde	0.46	0.24	0.17	0.21	-0.22	-0.29	0.21
Serviços excl saúde	0.62	0.68	0.59	0.42	0.06	-0.03	0.02
Água e saneamento	0.03	0.03	0.03	0.02	0.00	0.00	0.00
Serviços de transporte	0.09	0.04	0.03	0.05	-0.05	-0.06	0.04
Serviço financeiro e seguro	0.18	0.37	0.33	0.23	0.19	0.15	-0.11
Outros serviços	0.29	0.18	0.10	0.01	-0.11	-0.19	0.14
<i>educação superior</i>	0.08	0.07	0.04	0.03	-0.02	-0.04	0.03
<i>comunicação</i>	-0.02	0.00	-0.05	-0.13	0.02	-0.03	0.02
<i>cuidados pessoais e serviços de vestuário</i>	0.04	0.02	0.02	0.02	-0.02	-0.02	0.01
Cons. de inst. não lucr. direc.o às famílias	0.03	0.05	0.10	0.11	0.02	0.07	-0.05

6. Conclusão

A ausência de uma maior pressão inflacionária tem sido um mistério para os economistas e autoridades monetárias. Assim como na crise de 2008, o arcabouço teórico da Curva de Phillips voltou a ser questionado e inúmeras teses sobre o tema estão sendo discutidas.

Argumentamos, ao decorrer dos testes elaborados, que a validade da Curva de Phillips ainda prevalece. A inclusão da taxa de desemprego de curto prazo e do deflator do consumo relacionado a categorias cíclicas (PCE Core FRBSF) torna o poder explicativo mais consistente e substancialmente maior após os anos 2000 do que a especificação de referência. Sob o modelo sugerido, o coeficiente de sensibilidade à expectativa de inflação e ao mercado de trabalho nada se alteram entre a primeira década do século XXI e os anos mais recentes. Além disso, e tão importante quanto, o coeficiente relacionado ao hiato apresenta significância estatística também para o período a partir de 2010, diferente de quando utilizamos outras medidas de ociosidade e núcleo de inflação. Por fim, não encontramos suporte estatístico para a hipótese de resposta não linear da Curva de Phillips.

Diante dos resultados mencionados, decompomos o deflator do consumo para uma melhor compreensão de sua dinâmica e dos possíveis fatores explicativos da situação que denominamos de “caso da inflação perdida”. Verificamos que quase a totalidade da contribuição negativa dos últimos dois anos em relação à média histórica de 2000 a 2008 é oriunda de eventos setoriais como a exploração do petróleo de xisto, as mudanças governamentais que afetaram a categoria de cuidados médicos e aos menores aumentos no ensino superior.

As análises evidenciam a importância de se observar não somente os itens mais voláteis, mas também aqueles mais sujeitos a fatores setor específicos. Uma má especificação do núcleo de inflação pode acarretar em escolhas precipitadas na condução da política monetária, comprometendo a credibilidade do banco central. Sendo assim, se a avaliação apresentada neste trabalho estiver correta e os choques setoriais forem persistentes, o FED precisará implementar uma posição mais acomodatória do que seria apropriado para atingir sua meta de longo prazo.

“A similar situation occurred during the 1990s, when a significant shift in health insurance enrollment (...) toward HMO plans reduced cost pressures and held down overall inflation for several years. If these sorts of favorable supply-type shocks continue, achieving our 2 percent inflation goal over the medium term may require a more accommodative stance of monetary policy than might otherwise be appropriate”¹⁷

¹⁷ Yellen(2017) – *Inflation, Uncertainty and Monetary policy*

7. Referências bibliográficas

BALL, L.; MAZUMBER S.. **Inflation Dynamics and the Great Recession.** IMF Working Paper 11/121, 2011.

BALL, L.; MAZUMBER S.. **A Phillips Curve with anchored expectations and short-term unemployment,** IMF Working Paper 15/39, 2015

BERNANKE, B. **Inflation expectations and inflation forecasting.** Monetary Economics Workshop of NBER, 2007.

BLANCHARD, O. **Inflation and Activity – two explorations and their monetary policy implications.** IMF Working Paper 15/230, 2015

BLANCHARD, O. **The Phillips Curve: Back to the '60s?** American Economic Review 106, pp. 31–34, 2016.

CARROLL, C. D. **Macroeconomic Expectations of households and professional forecasters.** The Quarterly Journal of Economics, 118(1), 269-298, 2003

CLARIDA, R.; GALI, J.; GERTLER, M. **Monetary policy rules and macroeconomic stability:evidence and some theory.** NBER working paper 6442, 1998b.

COIBION, O.; Gorodnichenko, Y. **Is the Phillips Curve alive and well after all? Inflation Expectations and the missing disinflation.** NBER Working Paper 19598, 2015

MESTER, L. et al. **Core Measures of inflation as predictors of total inflation.** FRB of Philadelphia Working Paper No. 11-24, 2011

DAVIG, T.; DOH, T. **Monetary Policy Regime Shifts and Inflation Persistence.** The Review of Economics and Statistics, pp. 862-875, 2014

GORDON, R. **The Phillips Curve is alive and well: Inflation and the NAIRU during the slow recovery.** NBER Working Paper 19390, 2013.

KILEY, M. **An evaluation of the inflationary pressure associated with short and long term unemployment** Finance and Economics discussion Series 2014-28, 2014

KILEY, M. **Low Inflation in the United States: A Summary of Recent Research.** FEDS Notes, 2015

KRUEGER, A.; CRAMER, J.; CHO, D.. **Are the long term unemployed on the margins of the labor Market?** Brookings papers on economic activity, 229-280, 2014.

MAHEDY, T.; SHAPIRO, A. **What's down with inflation.** FRBSF Economic Letter 2017-35, 2017

MISHKIN, F.S. **Inflation Dynamics.** NBER Working Paper 13147, 2007

MURPHY, R. **Explaining inflation in the aftermath of the Great Recession,** Journal of Macroeconomics,40, 228-244, 2014.

NALEWAIK, J. **Non-Linear Phillips Curves with Inflation Regime-Switching.** Federal Reserve Board FEDS Working Paper 2016-78, 2016

NALEWAIK, J. **Inflation Expectations and the Stabilization of Inflation.** Federal Reserve Board FEDS Working Paper 2016-35, 2016

NAUTZ, D.; STROHSAL, T.. **Are US Inflation Expectations Re-anchored?** Economics Letters 127, pp.6–9, 2015

SIM, J. et al **Inflation Dynamics During the Financial Crisis.** Society for Economic Dynamics Meeting Papers 826, 2013

STOCK, J.; WATSON, M. **Why Has U.S. Inflation Become Harder to Forecast?** *Journal of Money, Credit, and Banking*, vol. 39 , pp. 3-34, 2007

STOCK, J.; WATSON, M. **Phillips Curve Inflation Forecasts in Understanding Inflation and the Implications for Monetary Policy**, MIT Press, 99–202, 2009

STOCK, J.; WATSON, M. **Modeling inflation after the crisis**. *Proceedings - Economic Policy Symposium - Jackson Hole*, 173–220, 2010

STOCK, J. **Inflation Dynamics and the Great Recession**. *Brookings Papers on Economic Activity*, 387–402, 2011

YELLEN, J. **Panel Discussion on Monetary Policy: Many Targets, Many Instruments. Where Do We Stand?** *Rethinking Macro Policy II*. IMF Conference, 2013

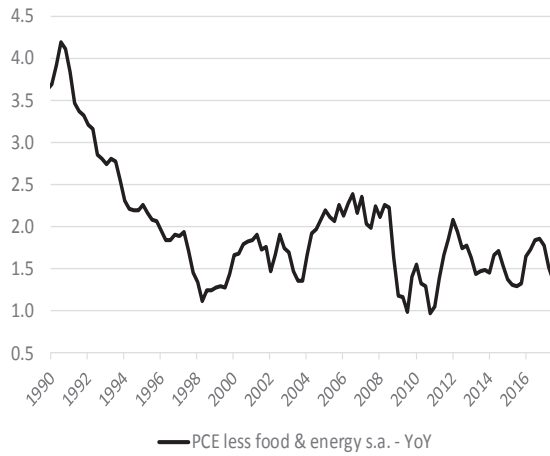
YELLEN, J. **Inflation, Uncertainty and Monetary Policy**. 59th Annual Meeting of the National Association for Business Economics, Cleveland, Ohio, 2017

WEI, M.; ANG, A.; BEKAERT, G. **Do macro variables, asset markets, or surveys forecast inflation better?** *Journal of Monetary Economics* Volume 54, 2007

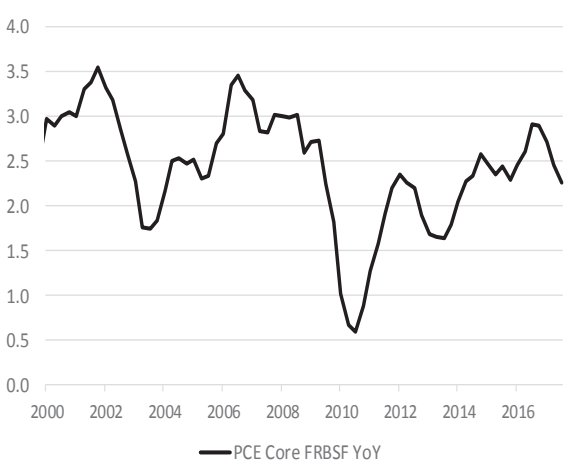
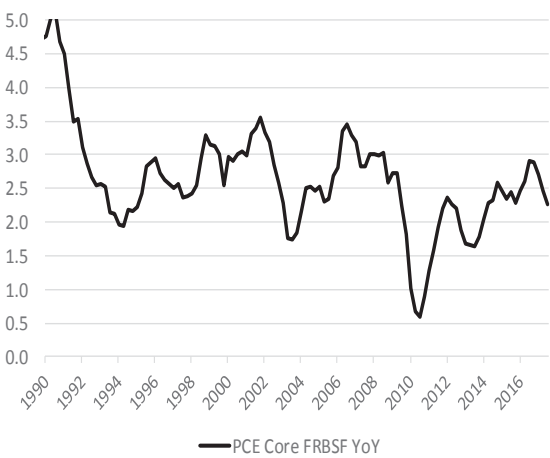
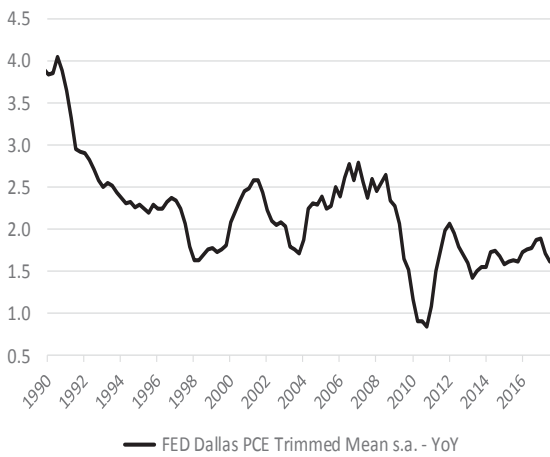
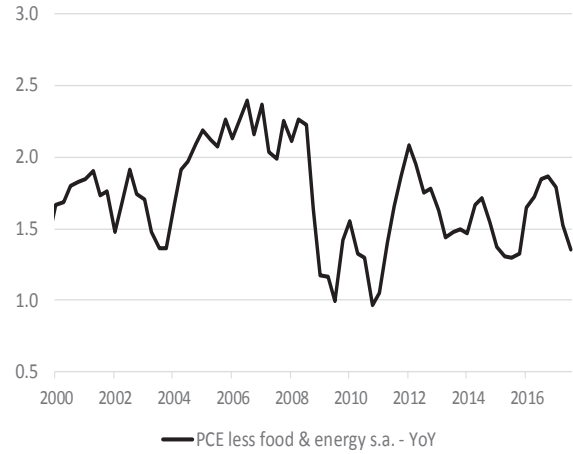
8. Anexos

Anexo I – Núcleos de Inflação para o deflator do consumo (PCE)

Varição anual desde 1990



Varição anual desde 2000

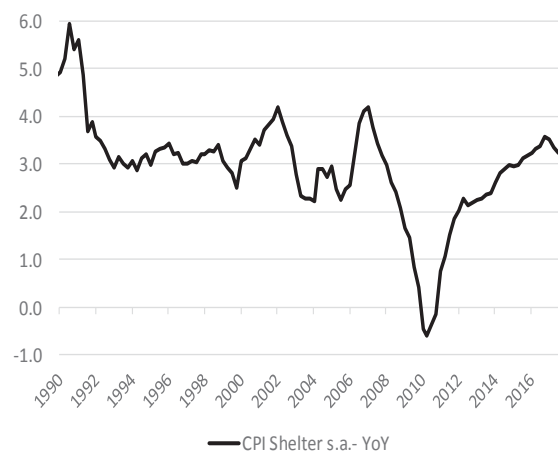
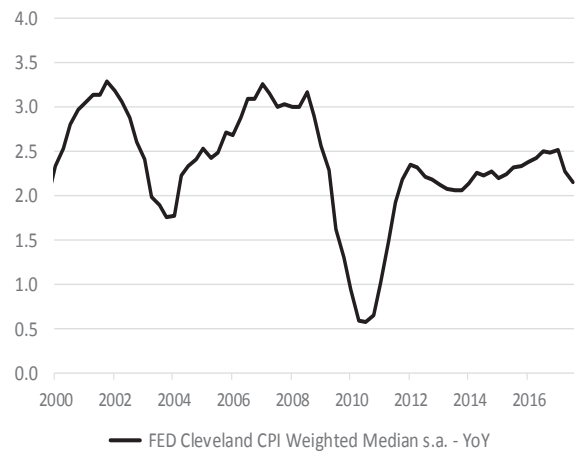
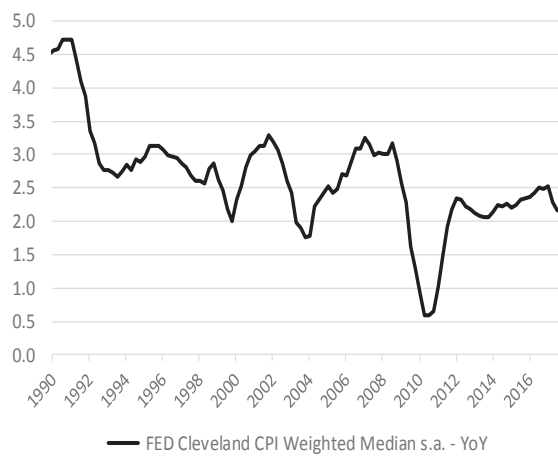


Anexo II – Núcleos de Inflação para inflação ao consumidor (CPI)

Varição anual desde 1990



Varição anual desde 2000

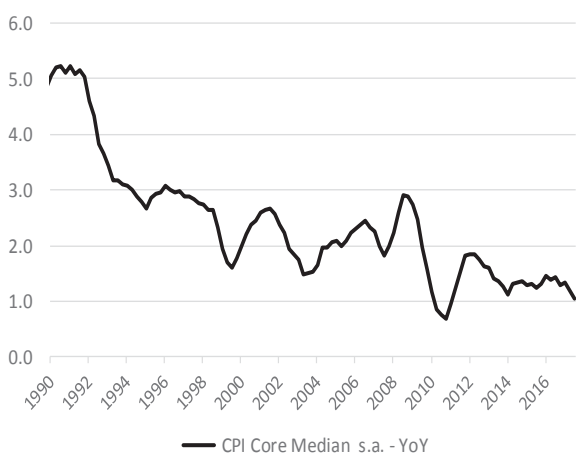
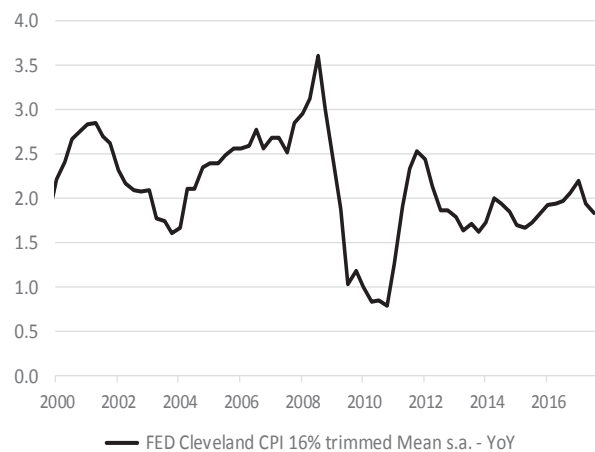
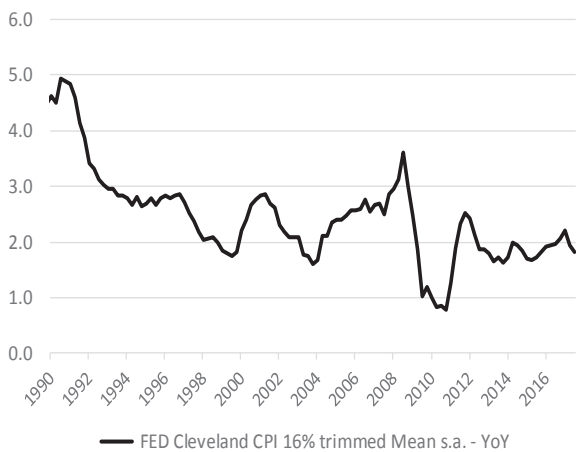
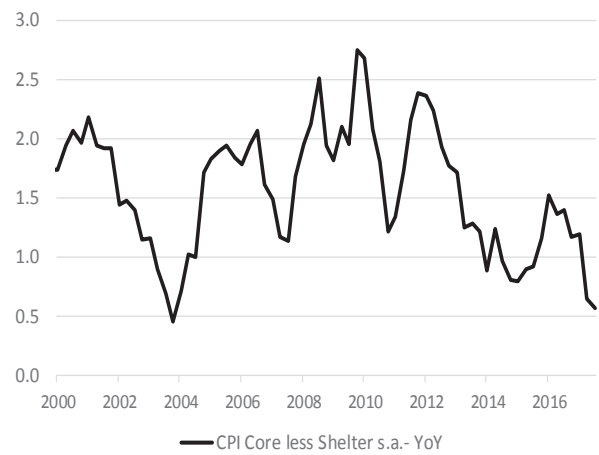


Continuação Anexo II – Núcleos de Inflação para inflação ao consumidor

Varição anual desde 1990

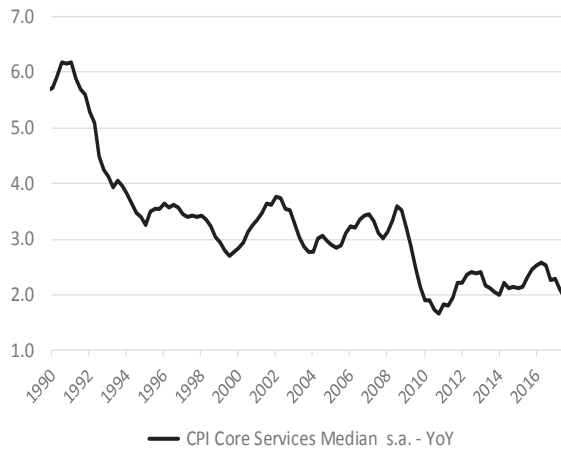


Varição anual desde 2000

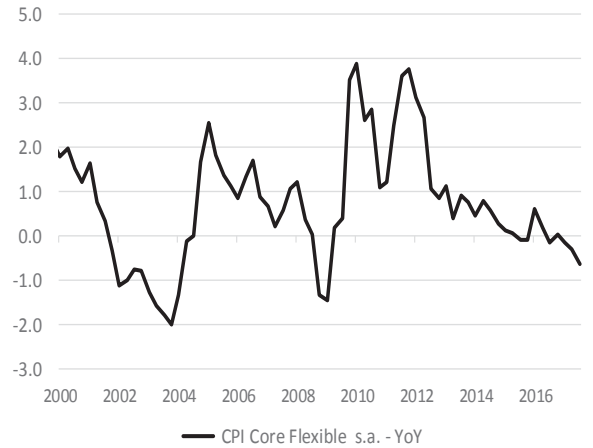
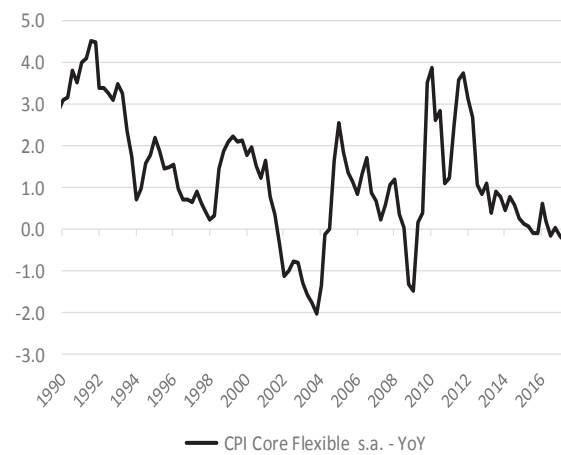
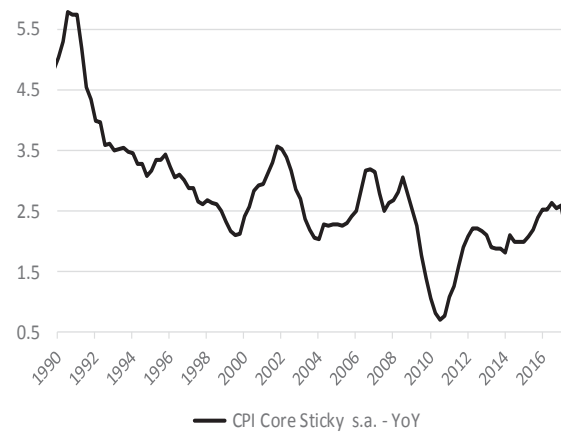
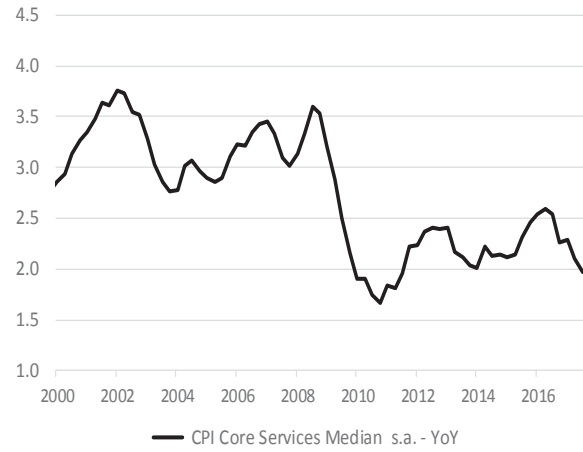


Continuação Anexo II – Núcleos de Inflação para inflação ao consumidor

Varição anual desde 1990

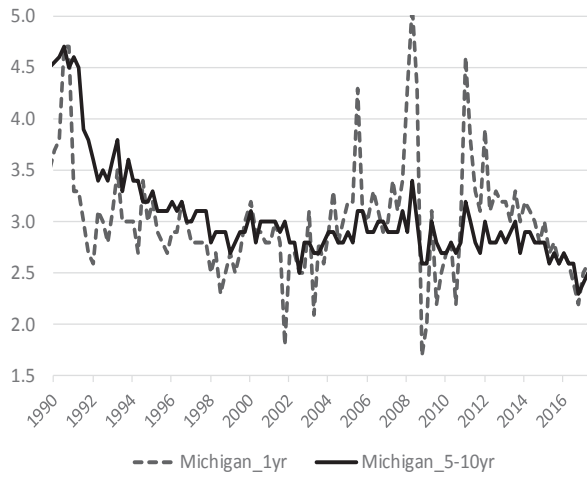


Varição anual desde 2000

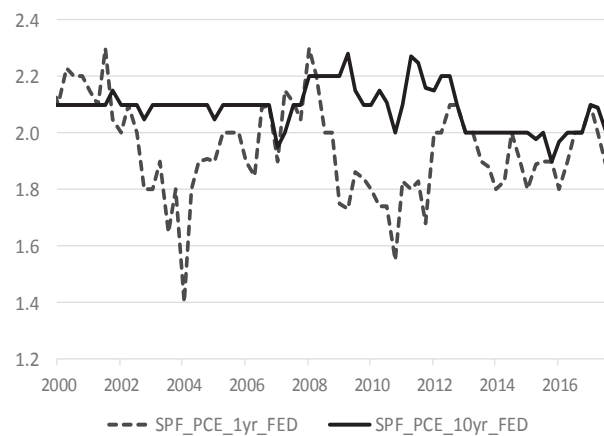
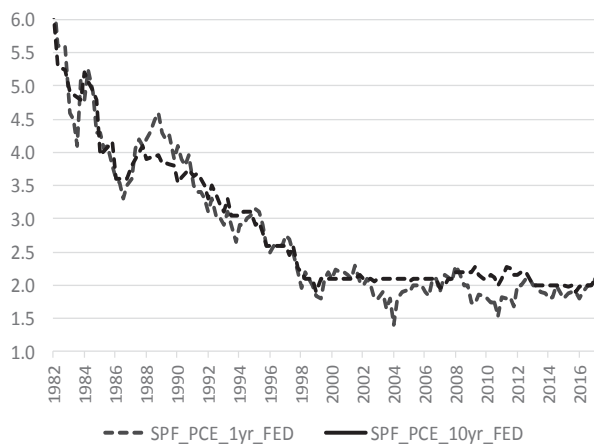
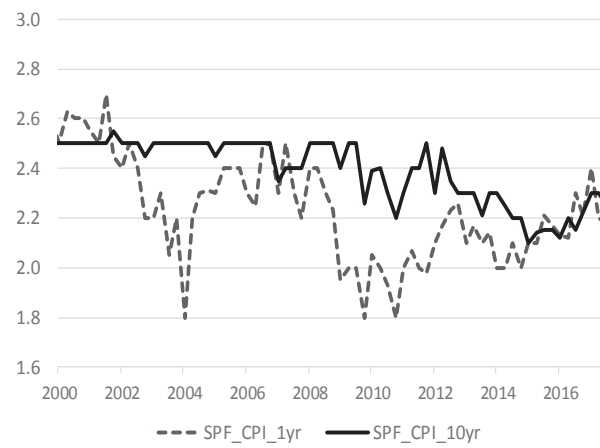
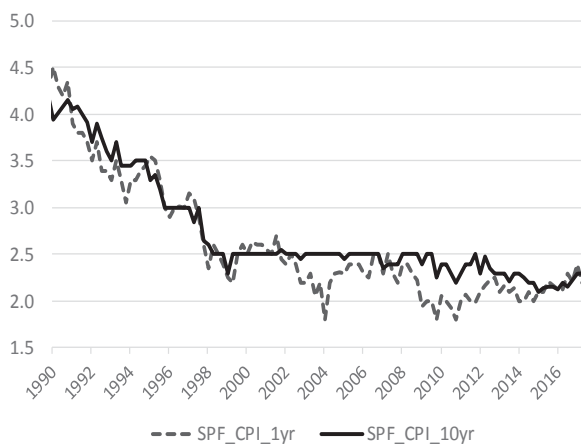
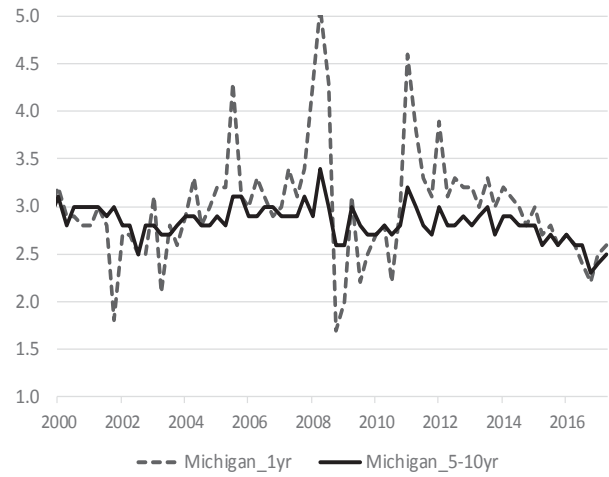


Anexo III – Expectativas de Inflação

Variação anual desde 1990

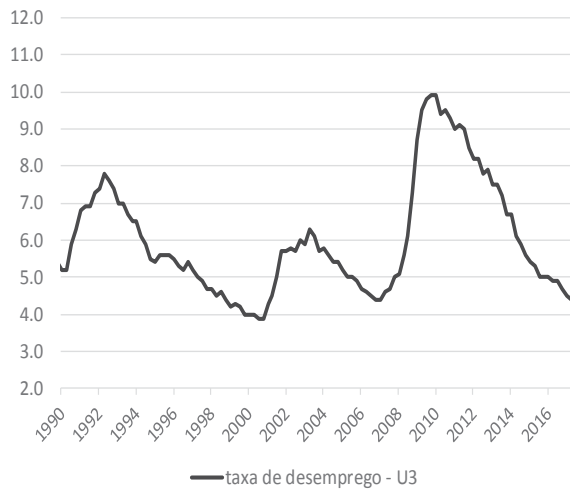


Variação anual desde 2000

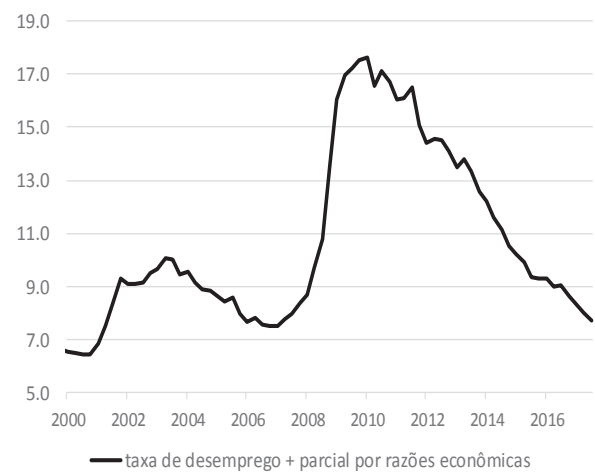
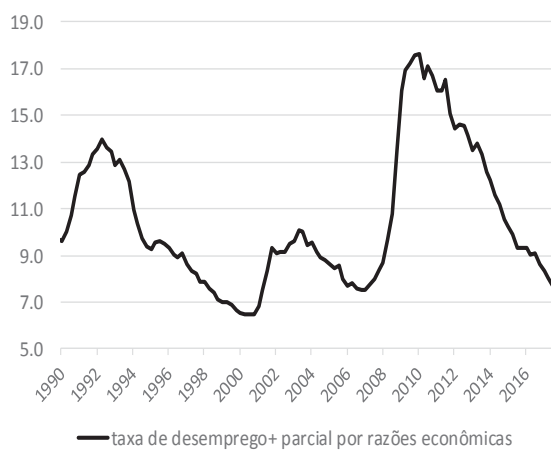
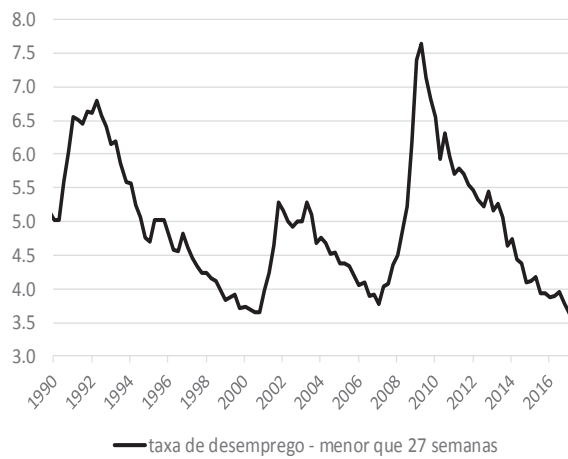
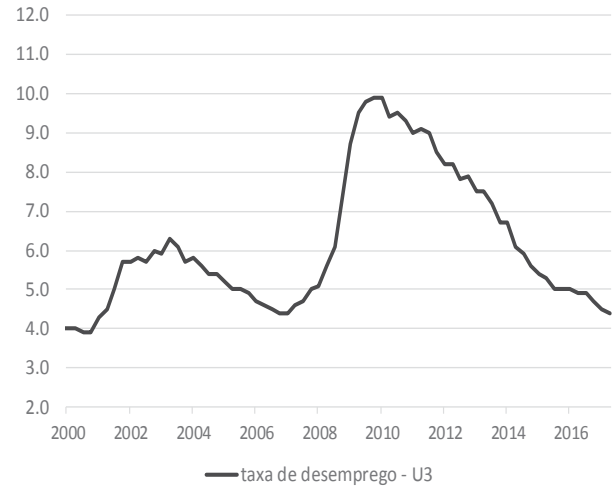


Anexo IV – Medidas alternativas de ociosidade no mercado de trabalho

Série desde 1990

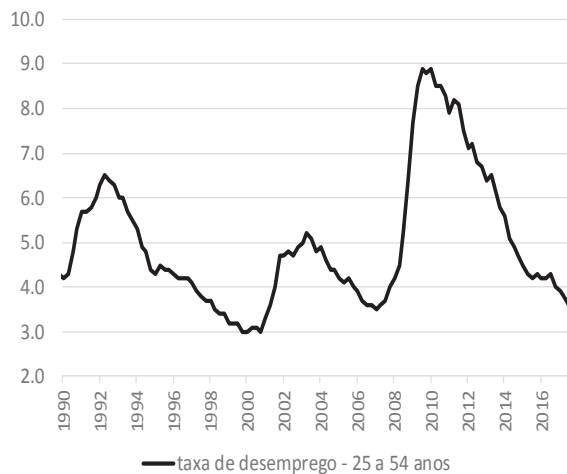


Série desde 2000

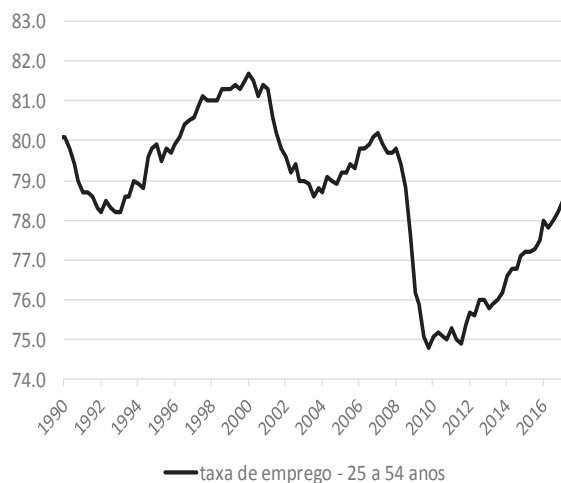
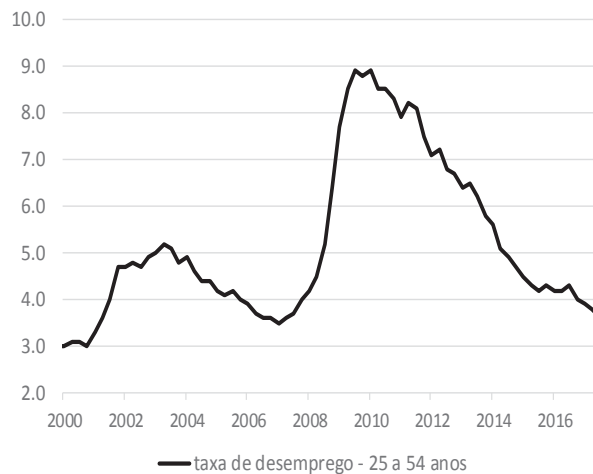


Continuação Anexo IV – Medidas de ociosidade no mercado de trabalho

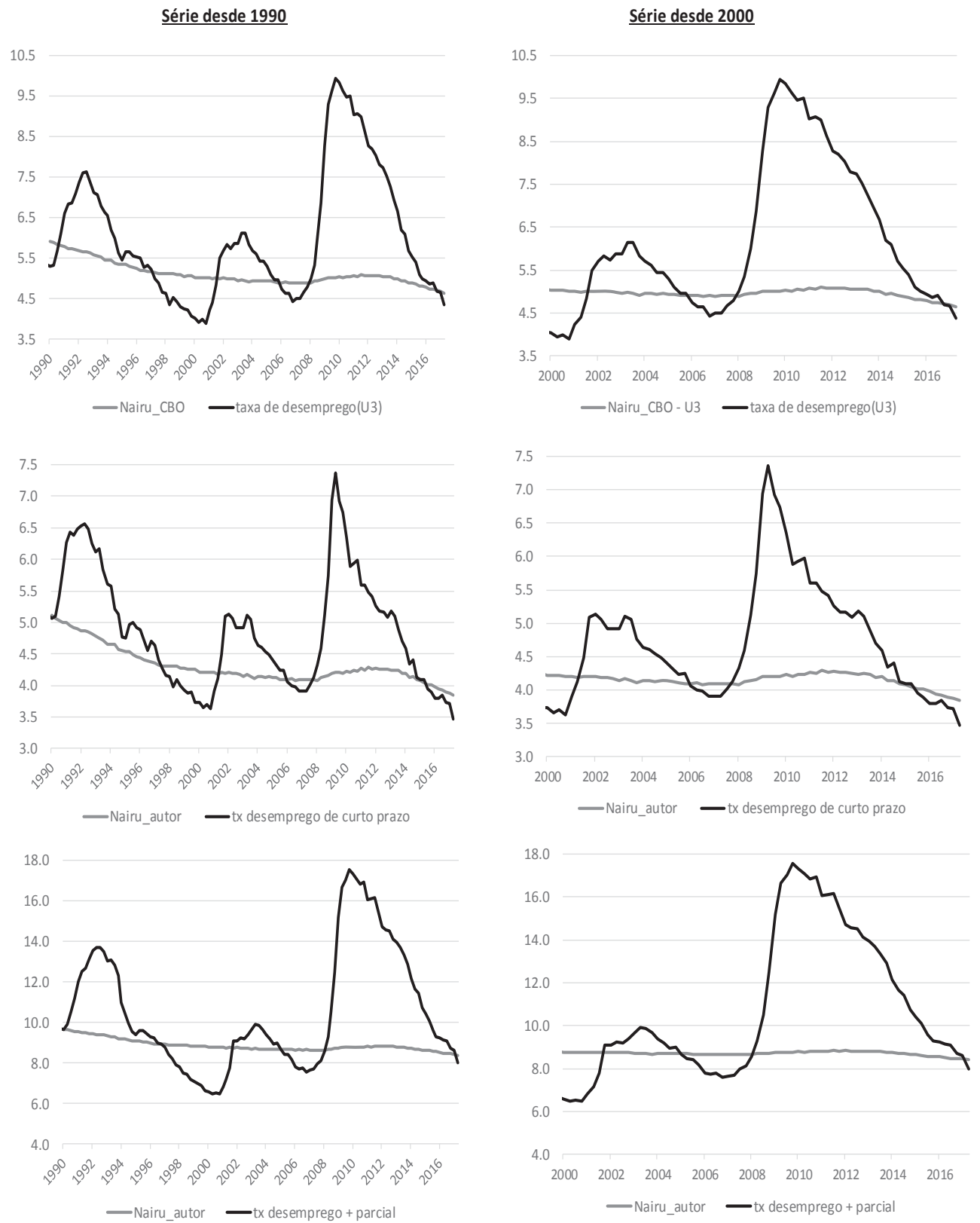
Série desde 1990



Série desde 2000

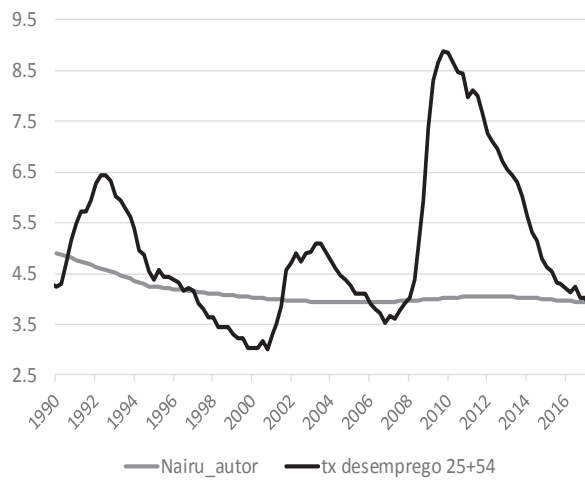


Anexo V – NAIRU versus Taxa de desemprego

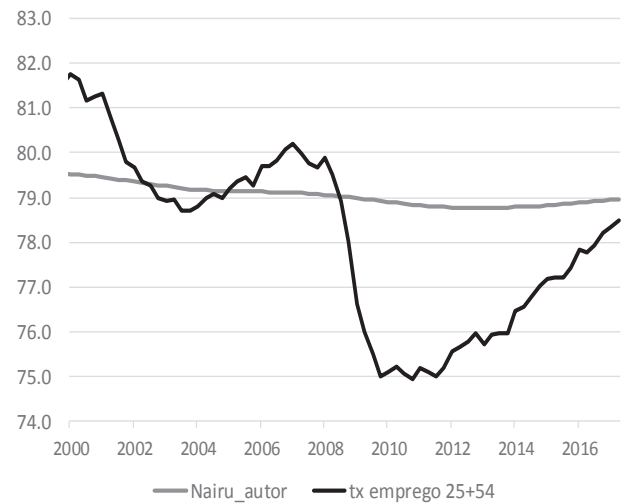
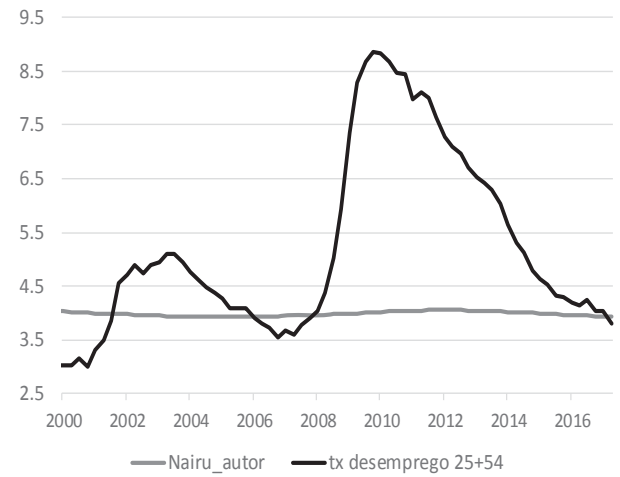


Continuação Anexo V – NAIRU versus taxa de desemprego

Série desde 1990



Série desde 2000



9. Apêndice – Metodologia Nairu

Sempre que possível há uma preferência dos economistas em utilizar a estimativa de Nairu do Congressional Budget Office(CBO) para a taxa de desemprego convencional. Para citar alguns trabalhos, é possível mencionar Coibion e Gorodnichenko(2015), Murphy(2016) e Nalewaik(2016). Tal predileção pode ser explicada, sobretudo, pelos fundamentos econômicos utilizados em sua mensuração. Contudo, há um impasse quando variantes de medidas de ociosidade são utilizadas, como a taxa de desemprego de curto prazo.

Ball e Mazumder(2015) utilizam o filtro de Hodrick-Prescott para estimar a Nairu. Por outro lado, Blanchard, Cerutti e Summers (2015) fazem uso do Filtro de Kalman. Há ainda casos alternativos mais simples nos quais uma aproximação da Nairu é obtida pela média histórica da série corrente da taxa de desemprego. Entretanto, apesar de amplamente utilizados, tanto os filtros estatísticos quanto a média histórica são bastante controversos por serem desprovidos de fundamentação econômica e por outras questões econométricas citadas em Hamilton (2016).

Além destas notórias críticas, a necessidade de analisar somente o efeito da variação das medidas alternativas de taxa desemprego na sensibilidade do núcleo de inflação ao hiato do mercado de trabalho impõe um desafio de minimizar algum impacto proveniente das novas estimativas de NAIRU. Em outras palavras, para uma melhor comparação de resultados, é desejável uma mensuração da taxa natural de desemprego para as demais métricas que seja a mais equivalente possível da estimativa do CBO para a taxa de desemprego convencional. O desafio é ainda maior quando não há um respaldo teórico e existe uma busca por praticidade, uma vez que a revisão da literatura deste tema não é o enfoque principal deste estudo.

A metodologia utilizada é composta por três componentes: a evolução da participação dos jovens de 16 a 24 anos na força de trabalho total, a medida de ociosidade equivalente aos períodos nos quais houve aceleração de salário e a estimação do filtro Hodrick-Prescott. Sobre este, para minimizar os pontos destacados por Hamilton (2016), a estimação do mesmo considerou o período amostral a partir de 1970 e a suavização da série em oito trimestres. Já a identificação dos períodos de início de pressão salarial foi feita visualmente utilizando a variação anual do salário médio por hora proveniente do *Bureau of Labor Statistics*, que pode ser observada no gráfico 16 e na tabela 25 logo abaixo.

A escolha da evolução da participação dos jovens de 16 a 24 anos na força de trabalho total é embasada por Brauer (2007) e Aaronson, Hu et al(2015) como um fator determinante para o desemprego friccional, por exemplo. Por outro lado, a discricionariedade presente no segundo

componente é oriunda de uma premissa simples: as medidas de taxa de desemprego equivalentes aos períodos nos quais houve aceleração do salário podem prover mais informações sobre a NAIRU do que as variáveis explicativas que somos capazes de identificar. Por fim, a utilização do filtro Hodrick-Prescott tem como finalidade atribuir uma dinâmica marginal à estimativa, podendo captar efeitos conjunturais sobre a NAIRU.

Gráfico 16 - Variação anual do salário por hora média trabalhada

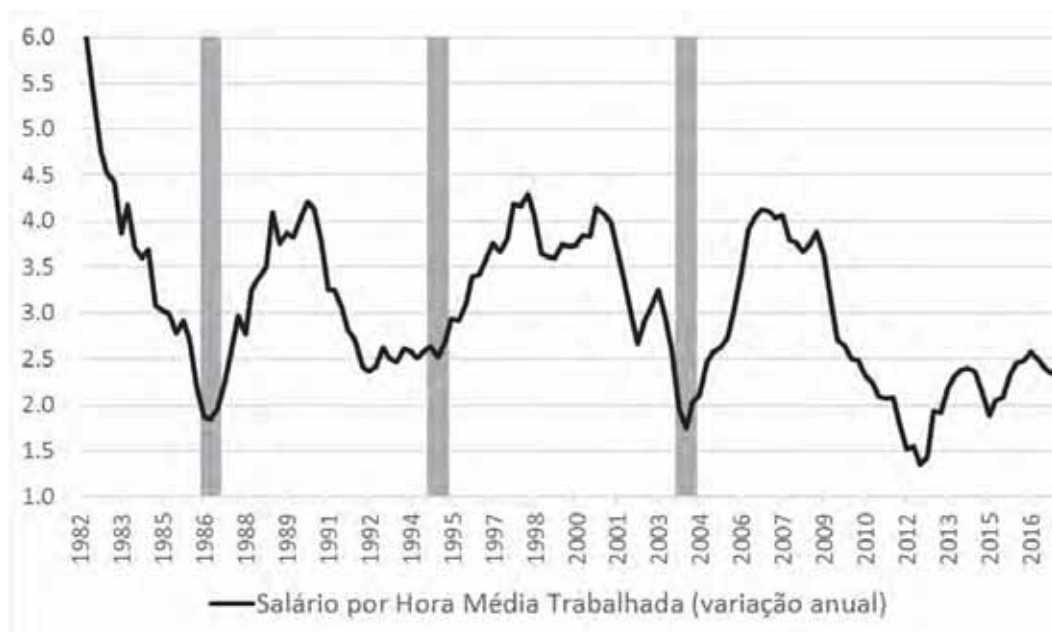


Tabela 25 - Taxas correspondentes à data da aceleração salarial

	3T86 - 1T87	4T94 - 2T95	4T03 - 2T04
Taxa de desemprego (U3)	6.7	5.5	5.20
Taxa de desemprego de curto prazo	6.2	4.8	4.38
U3 + trab. parcial por razões econ.	12.3	9.4	8.63
Taxa de desemprego 25-54 anos	5.5	4.4	4.23
Taxa de emprego 25-54 anos	77.8	79.7	79.10

Na tabela 26 abaixo, é possível constatar o elevado poder explicativo resultante da utilização dos três componentes selecionados na estimação da NAIRU calculada pelo CBO. O R^2 quadrado é de 0.97 e todas as variáveis explicativas são estatisticamente relevantes ao nível de significância de 1%.

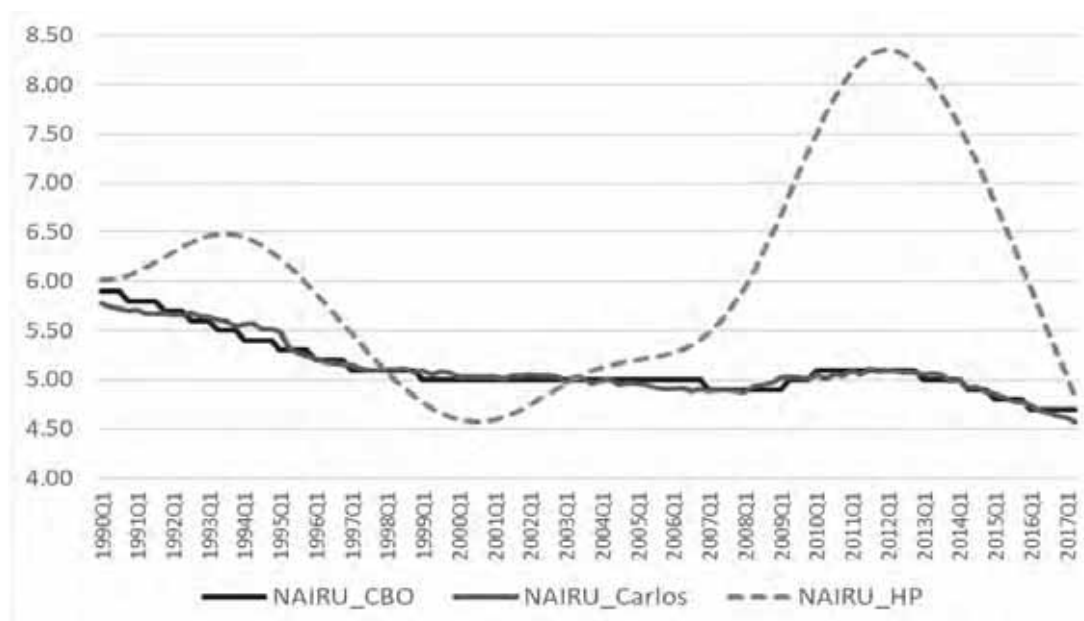
Tabela 26 - NAIRU CBO versus NAIRU equivalente

$$NAIRU_CBO_t = \varphi U3_salario_t + \omega Fil_HP_{8q} + \mu Jovens + \epsilon_t$$

NAIRU CBO	
Estimação MQO	
90 T1 -17 T2	
ϕ	0.495*** (0.026)
ω	0.081*** (0.005)
μ	0.122*** (0.007)
R ² ajust.	0.973

No gráfico 17, a discrepância entre as estimativas seguindo a metodologia mencionada acima e o filtro estatístico HP é extremamente elevada, justificando o esforço dedicado para encontrar resultados que possam ser melhor comparados com o encontrado no modelo de referência de curva de Phillips deste trabalho.

Gráfico 17 - NAIRU CBO versus NAIRU equivalente e filtro HP



Considerando as diversas medidas de hiato no mercado de trabalho testadas, vale ressaltar que não parece ser razoável a utilização da

participação dos jovens na estimação da Nairu referente às taxas de desemprego e emprego da população entre 25 e 54 anos. A razão para esta exclusão é simples e intuitiva: estas taxas, ao se limitarem ao auge mediano da idade ativa, não sofrem influência do efeito demográfico. Sendo assim, a NAIRU de referência para o cálculo de suas respectivas taxas naturais inclui apenas o filtro Hodrick-Prescott e a taxa equivalente ao início de pressões salariais anteriores, de acordo com o modelo exposto na tabela abaixo.

Tabela 27 - NAIRU CBO versus NAIRU equivalente

$$NAIRU_{CBO_t} = \phi U3_{salario_t} + \omega Fil_{HP_{8q}} + \epsilon_t$$

NAIRU CBO	
Estimação MQO	
	90 T1 -17 T2
ϕ	0.912*** (0.008)
ω	0.037*** (0.007)
R ² ajust.	0.906

Diante das duas medidas estimadas de Nairu para a taxa de desemprego convencional utilizando os coeficientes presentes nas tabelas 26 e 27, o cálculo para as demais medidas de ociosidade baseou-se em um deslocamento equivalente à média ponderada das diferenças entre as variáveis explicativas de cada métrica alternativa e as correspondentes do U3, com exceção óbvia da participação dos jovens. Como exemplo, a Nairu obtida com as informações da tabela 26 foi deslocada em -0.81 pontos percentuais para a obtenção da estimativa da Nairu da taxa de desemprego de curto prazo.

Por fim, a ponderação das diferenças considerou a importância relativa das variáveis explicativas presentes na tabela 27, que também foi utilizada para o cálculo da Nairu da taxa de emprego de 25 a 54 anos.

Os resultados podem ser observados no anexo VI.

Tabela 28 - Parâmetros utilizados no cálculo da Nairu

	Média 1990-17		
	taxa_salario	Fil_HP_8T	Δ U3
Taxa de desemprego (U3)	5.37	6.02	-
Taxa de desemprego de curto prazo	4.59	4.88	-0.81
U3 + trab. parcial por razões econ.	9.04	10.55	3.76
Taxa de desemprego 25-54 anos	4.35	5.02	-1.02