

NAIRU, Inflação e Curva de Phillips no Brasil: novas evidências a partir de um modelo tempo-variante

Andreza Aparecida Palma

Professora – Universidade Federal de São Carlos
Endereço: Rodovia João Leme dos Santos, km 110 - Bairro Itinga – Sorocaba – São Paulo
CEP: 18052-780 – E-mail: drepalma@ufscar.br

Diego Ferreira

Doutorando – Universidade Federal do Paraná
Endereço: Avenida Prefeito Lothário Meissner, 632 – Jardim Botânico – Curitiba – Paraná
CEP: 80210-170 – E-mail: diegoferreira.eco@gmail.com

Recebido: 05/01/2016. Aceite 05/08/2016.

Resumo

O objetivo do presente trabalho é estimar a NAIRU (*Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment*) para o Brasil, utilizando um modelo bivariado de componentes não observados conforme proposto por Chan, Koop e Potter (2015), que difere da literatura existente por considerar passeios aleatórios restritos para as variáveis não observadas. As variáveis latentes do modelo são a NAIRU, tendência inflacionária, persistência da inflação e inclinação da Curva de Phillips. Os resultados obtidos apontam para uma tendência de queda da NAIRU, que tem sido revertida no período recente. Além disso, o hiato do desemprego foi predominantemente positivo até 2010, fato consistente com a diminuição da inflação e tem sido predominantemente negativo no período recente, o que implica em aumento da inflação. Tal comportamento é consistente com a trajetória observada da inflação no período. Dessa forma, o presente trabalho contribui com a literatura empírica a respeito da NAIRU no Brasil, fornecendo novas estimativas para o período recente. Dada a natureza não observável dessa variável, o aumento da literatura pode aumentar o grau de confiabilidade dessas estimativas.

Palavras-Chave

NAIRU. Curva de Phillips. Modelo tempo-variante.

Abstract

This paper aims to estimate the Brazilian NAIRU (Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment) using a bivariate unobserved components model for inflation and unemployment as proposed by Chan, Koop and Potter (2015). This model differs from the existing literature by considering bounded random walks for the latent variables. The latent variables of model are NAIRU, trend inflation, inflation persistence and the slope of the Phillips Curve. The results indicate a declining trend for the NAIRU, which has been reversed in recent period. In addition, the unemployment gap was predominantly positive until 2010, which is consistent with the decrease in inflation and has been predominantly negative in recent years, which implies increasing inflation. This is consistent with the observed behavior of inflation in the period. Thus, this paper contributes

to the empirical literature about the NAIRU in Brazil, providing new estimates for the recent period, which could increase the degree of confidence of the estimates provided.

Keywords

NAIRU. Phillips Curve. Time-varying models.

JEL Classification

E24. E32. J60.

1. Introdução

Após um período de alguns anos de queda, a taxa de desemprego no Brasil volta a apresentar tendência crescente desde o início do ano 2015, simultaneamente a uma tendência crescente da taxa de inflação, especialmente nos últimos meses deste ano. De fato, a taxa de desemprego medida pela PME/IBGE, que no início do ano encontrava-se em 5.3%, subiu para 7.9% em outubro.¹ Dentro deste contexto, tanto o desemprego quanto a inflação têm sido temas constantes do debate político-econômico.

A relação proposta por Phillips (1958) afirma para um *trade-off* entre inflação e desemprego, e tem sido largamente testada para várias economias.² Além disso, a curva de Phillips implica a existência de estados latentes, não observáveis, tais como a tendência da inflação e a NAIRU (*non-accelerating inflation rate of unemployment*),³ que têm importância tanto teórica quanto prática, sendo extremamente relevantes para o direcionamento da política econômica. A NAIRU é definida como a taxa de desemprego que é consistente com uma taxa de inflação constante (estacionária), a qual não alteraria (para cima ou para baixo) a taxa de inflação (PORTUGAL e MADALOZZO, 2000). Dessa forma, se o objetivo da autoridade monetária for a redução da inflação, então a taxa de desemprego deve se manter acima da NAIRU. Se a NAIRU for maior que a taxa de desemprego, pode-se esperar um aumento da inflação.⁴ Assim, a NAIRU fornece um importante referencial para o estágio do ciclo de negócios, além de

¹ No mesmo mês de 2014, a taxa de desemprego encontrava-se em 4.7%.

² Várias versões da Curva de Phillips têm sido propostas pela literatura. Para uma revisão dos resultados para o caso brasileiro, consultar Sachsida (2013).

³ Ou seja, a taxa de desemprego que não acelera a inflação.

⁴ Dada a existência de um *trade-off* entre inflação e desemprego no curto prazo, deve haver uma taxa que mantém a inflação constante, ou seja, a NAIRU.

ser uma variável-chave na previsão da inflação e, conseqüentemente, para a implementação da política monetária. Ainda, pode-se afirmar, seguindo Silva Filho (2010), que a NAIRU tem um papel proeminente em dois conceitos macroeconômicos importantes: a neutralidade da moeda (uma vez que determina o nível de equilíbrio do desemprego, onde não existem pressões inflacionárias) e o produto potencial. Além disso, a NAIRU também é um importante indicador para o mercado de trabalho, uma vez que, como afirmam Portugal e Madalozzo (2000), caso a taxa de desemprego observada seja maior que a NAIRU, o mercado de trabalho enfrentaria um problema de falta de empregos. No caso de uma NAIRU aproximadamente igual à taxa de desemprego observada, o foco deveria estar em melhorar a qualidade e condições de trabalho (limites das jornadas de trabalho, investimento em capital humano, flexibilização de contratos, etc.). Finalmente, em qualquer dos casos, é necessário saber o valor desta variável, o que não é uma tarefa trivial, já que se trata de uma variável não observada.

Apesar da relevância do tema, a literatura empírica para o Brasil é escassa. Isso pode ser explicado, em parte, pela dificuldade na estimação de variáveis não observadas. Portugal e Madalozzo (2000) estimam dois modelos de NAIRU para o Brasil, um baseado na Curva de Phillips e outro em um modelo estrutural univariado, para o período de 1982 a 1997. Os autores concluem que houve deslocamentos da Curva de Phillips no período analisado, e que o comportamento da NAIRU estimada estaria de acordo com o esperado (ou seja, em períodos de maior aceleração inflacionária, a NAIRU está acima da taxa de desemprego observada).⁵ Lima (2003) também propõe dois modelos empíricos para a estimação da NAIRU brasileira, no período de 1982:1 a 2001:4, utilizando como variáveis o INPC (IBGE) e a taxa de desemprego aberta (IBGE). O primeiro considera a NAIRU tempo-variante, enquanto o segundo utiliza cadeias de Markov para modelar as mudanças. Ambos os modelos fornecem estimativas bastante imprecisas para a NAIRU (ou seja, com grandes intervalos de confiança). Os resultados obtidos apontam para uma tendência de queda da NAIRU após 1999. Silva Filho (2010) sistematiza os resultados de pesquisa de um grupo de Bancos Centrais (Brasil, Venezuela, Chile, e Colômbia) que se ocuparam de estimar a taxa natural de desemprego.⁶ Os resultados apontam para a grande

⁵ Neste trabalho não são fornecidos os intervalos de confiança para a NAIRU.

⁶ Esta pesquisa faz parte de um projeto maior, denominado "Joint Investigation on Non Observable Variables Project".

incerteza em relação à estimação desta variável, e também para a sensibilidade em relação ao método utilizado, que, segundo o autor, refletem os desafios e dificuldades inerentes à estimação de “taxas naturais”. Para o caso do Brasil, as estimativas da NAIRU variaram entre 7.5% a 8.5%, no período de 1996 (T2) a 2006 (T4). Alves e Correa (2014) utilizaram uma Curva de Phillips desagregada (inflação de bens comercializáveis e não comercializáveis) para estimar três hiatos (NAIRU, NAICU e hiato do produto) no período de 2001 a 2012. Especificamente em relação à NAIRU, os autores concluem que houve uma redução no seu valor no período recente (no início da amostra seu valor seria de 11-12% e no final 6.3%) e que a NAIRU estaria acima da taxa de desemprego desde meados de 2010. No entanto, as estimativas apresentam intervalo de confiança bastante amplo, refletindo a incerteza em relação ao valor desta variável.⁷

Dada a existência de poucos estudos que buscam estimar a NAIRU para o Brasil, o presente trabalho buscar contribuir com a literatura sobre o tema, utilizando o modelo proposto por Chan, Koop e Potter (2015), a fim de fornecer novas estimativas dessa variável não observada para o período recente. De fato, como afirmado por Silva Filho (2010), parece haver um baixo interesse na estimação da taxa natural de desemprego, apesar de sua importância macroeconômica, tanto teórica quanto prática. Já Lima (2003), afirma que devido à pequena quantidade de trabalhos a respeito do assunto no Brasil, não há um alto grau de confiança dos resultados, o que depende drasticamente do aumento da pesquisa nesta área. Dessa forma, pretendemos contribuir para o preenchimento desta lacuna.

O presente trabalho contribui com a literatura de várias formas. Primeiro, a utilização de um modelo bivariado com tendências para a inflação e para o desemprego, variantes no tempo, além de uma Curva de Phillips também com parâmetros tempo-variante. A utilização de um modelo desse tipo é inédita para o caso brasileiro. A economia brasileira tem passado por mudanças relevantes nos últimos anos, o que tem se refletido na trajetória de variáveis importantes, como a inflação e o desemprego, e um modelo com parâmetros

⁷ É interessante ressaltar, também, que os autores encontraram uma relação significativa entre inflação e mercado de trabalho, especialmente no setor de bens não comercializáveis. Ademais, os autores sugerem evidência de que a fraca relação entre inflação e desemprego reportada por muitos trabalhos, no caso do Brasil, pode ser devido à utilização de quantidades agregadas, que não levam em consideração as especificidades de diferentes setores.

variantes provavelmente é o mais adequado para avaliar o período.⁸ Além disso, em vez de considerar passeios aleatórios para os estados latentes, o presente trabalho considera limites para tais variáveis. Isso é importante por uma série de motivos. Para o caso da inflação, por exemplo, a adoção de um regime de metas de inflação pelo Banco Central, implica limites para o crescimento da taxa de inflação, já que esta deverá ser mantida dentro de intervalos predeterminados. Ainda embora no período recente, a meta de inflação não tenha sido respeitada, os limites se justificam pelo fato de a inflação não seguir uma trajetória de crescimento ilimitada.⁹ Além disso, como mostram Chan, Koop e Potter (2013) para o caso dos EUA, um passeio aleatório não limitado para a tendência inflacionária pode gerar estimativas erráticas da taxa de inflação, além de um comportamento muito próximo ao da própria variável. Já para o caso da NAIRU (modelada aqui como a tendência não observada da taxa de desemprego), os limites são também relevantes, uma vez que espera-se que os seus determinantes se movam de forma bastante suave ao longo do tempo (a menos que haja mudanças institucionais abruptas), não levando a taxa para níveis próximos de zero ou acima de taxas observadas em recessões. Como afirmam Chan, Koop e Potter (2015), assumir um passeio aleatório sem restrições para a NAIRU aumenta ainda mais a incerteza a respeito desta variável.

Os resultados obtidos no presente trabalho apontam para uma trajetória decrescente da NAIRU no período. A média da NAIRU estimada foi de 7.48%. Além disso, encontramos um hiato (taxa de desemprego observada menos a NAIRU) predominantemente positivo até 2010, fato consistente com a diminuição da inflação. No período recente, o hiato tem sido predominantemente negativo, revelando pressões inflacionárias na economia brasileira. Ademais, realizamos o teste de especificação proposto por Chan (2016), que mostra a adequação da abordagem tempo-variante para a NAIRU no caso brasileiro no período.

⁸ Ferreira e Palma (2015) encontram evidências de que parâmetros tempo-variante aumentam o poder preditivo da Curva de Phillips no período de 2003 a 2013. Portanto, a utilização de métodos desse tipo parece ser importante para o período. Caldeira, Moura e Santos (2015) também encontram evidências de que uma abordagem TVP-VAR é mais adequada para previsão de variáveis macroeconômicas no Brasil no período de 2003 a 2014.

⁹ Mesmo que as preferências da autoridade monetária tenham se alterado, ou que a meta de inflação tenha se alterado, ainda assim essa afirmativa continua válida, pelo menos para o período considerado. O limite superior da tendência da taxa de inflação considerado para estimação foi de 1.5%a.m, o que corresponde a uma taxa anualizada de 19.56%, bem acima de qualquer meta explícita ou implícita e das expectativas de mercado.

O restante deste artigo está organizado da seguinte forma. A seção 2 descreve o modelo bivariado com volatilidade estocástica para inflação e desemprego com parâmetros tempo-variante e tendências restritas; a seção 3 descreve os dados e prioris utilizados e apresenta os resultados da estimação, enquanto a seção 4 é dedicada às conclusões.

2. Metodologia: modelo tempo-variante com tendências restritas para a inflação e desemprego

O modelo utilizado neste trabalho foi proposto por Chan, Koop e Potter (2015), e consiste em um modelo bivariado para inflação (π_t) e desemprego (u_t), com parâmetros variantes no tempo e tendências limitadas (restritas), conforme apresentado abaixo, pelas equações (1)-(14). O modelo é uma extensão de outros similares bastante usuais na literatura, como Stella e Stock (2013), o bem conhecido e largamente utilizado modelo de componentes não observáveis de Stock e Watson (2007), entre outros. As características peculiares do modelo aqui apresentado serão descritas a seguir.

$$(\pi_t - \tau_t^\pi) = \rho_t^\pi (\pi_{t-1} - \tau_{t-1}^\pi) + \lambda_t (u_t - \tau_t^u) + \varepsilon_t^\pi \quad (1)$$

$$(u_t - \tau_t^u) = \rho_1^u (u_{t-1} - \tau_{t-1}^u) + \rho_2^u (u_{t-2} - \tau_{t-2}^u) + \varepsilon_t^u \quad (2)$$

$$\tau_t^\pi = \tau_{t-1}^\pi + \varepsilon_t^{\tau\pi} \quad (3)$$

$$\tau_t^u = \tau_{t-1}^u + \varepsilon_t^{\tau u} \quad (4)$$

$$\rho_t^\pi = \rho_{t-1}^\pi + \varepsilon_t^{\rho\pi} \quad (5)$$

$$\lambda_t = \lambda_{t-1} + \varepsilon_t^\lambda \quad (6)$$

$$\varepsilon_t^\pi \sim N(0, e^{h_t}) \quad (7)$$

$$h_t = h_{t-1} + \varepsilon_t^h \quad (8)$$

$$\varepsilon_t^h \sim N(0, \sigma_h^2) \quad (9)$$

$$\varepsilon_t^u \sim N(0, \sigma_u^2) \quad (10)$$

$$\varepsilon_t^{\tau\pi} \sim TN(a_\pi - \tau_{t-1}^\pi, b_\pi - \tau_{t-1}^\pi; 0, \sigma_{\tau\pi}^2) \quad (11)$$

$$\varepsilon_t^{\tau u} \sim TN(a_u - \tau_{t-1}^u, b_u - \tau_{t-1}^u; 0, \sigma_{\tau u}^2) \quad (12)$$

$$\varepsilon_t^{\rho\pi} \sim TN(-\rho_{t-1}^\pi, 1 - \rho_{t-1}^\pi; 0, \sigma_{\rho\pi}^2) \quad (13)$$

$$\varepsilon_t^\lambda \sim TN(-1 - \lambda_{t-1}, 0 - \lambda_{t-1}; 0, \sigma_\lambda^2) \quad (14)$$

em que a notação $TN(a, b; \mu, \sigma^2)$ refere-se à distribuição Normal com média μ e variância σ^2 , truncada no intervalo (a, b) .

A Equação (1) consiste em uma Curva de Phillips que relaciona inflação à taxa de desemprego. Os parâmetros AR(1) e de inclinação são ambos variantes no tempo e com suas leis de movimento sendo determinadas por um passeio aleatório (Equações (5) e (6)). Conforme ressaltado por Stella e Stock (2013), considerar o parâmetro de inclinação da curva de Phillips variante no tempo é uma extensão bastante interessante à Curva de Phillips convencional, uma vez que permite que a relação entre inflação e desemprego não seja válida em alguns períodos (nesse caso, $\lambda_t = 0$) ou, ainda, que esta relação aumente ou diminua ao longo do tempo. Além disso, a Equação (1) pode ser interpretada de duas formas, conforme ressaltado por Stella e Stock (2013). A tendência inflacionária (τ_t^π) pode representar as expectativas de inflação, o que transforma a Equação (1) na Curva de Phillips novo-keynesiana, ou ainda, a meta de inflação do Banco Central.

Já o termo autorregressivo tempo-variante, conforme ressaltado por Chan, Koop e Potter (2013), foi empiricamente significativo para o caso dos EUA, permitindo captar diferenças na forma como desvios da inflação em relação à meta são tolerados pelo FED (*Federal Reserve*). No caso do Brasil, tal variação torna-se apropriada dada as mudanças recentes na condução da política monetária, as mudanças entre os governos Dilma I e Dilma II, a atual aceleração da inflação, bem acima da meta estipulada pelo Banco Central, e, portanto, a provável maior tolerância em relação aos desvios da inflação em relação à meta. De fato, alguns trabalhos empíricos têm encontrado alterações na condução da política monetária no período, como Rodrigues e Mori (2015) e Medeiros e Aragon (2012). Particularmente em relação à Curva de Phillips com parâmetros variantes, Ferreira e Palma (2015) fornecem evidências de que essa

abordagem (tempo-variante) é superior em termos de previsão à abordagem com parâmetros constantes.

Note-se também que ambas as variáveis dependentes, inflação e desemprego, são escritas como desvios em relação às suas tendências,¹⁰ τ_t^π e τ_t^u , respectivamente. Esses estados latentes não observáveis podem ser interpretados como a tendência inflacionária e a NAIRU (*non-accelerating inflation rate of unemployment*).

Já a Equação (2) determina um processo autorregressivo de segunda ordem para o desvio da taxa de desemprego, com parâmetros constantes. Conforme salientado por Chan, Koop e Potter (2015), esta especificação é largamente utilizada na literatura, sendo também utilizada no modelo de Stella e Stock (2013), Rutiscelli (2015), Gianella *et al.* (2008), entre outros.¹¹

O modelo assume que os erros são independentes entre si e não autocorrelacionados. Para a equação da inflação, assumimos que os erros exibem volatilidade estocástica, conforme as Equações (7)-(9).

Em vez de assumir a distribuição normal para os erros das variáveis latentes, Chan, Koop e Potter (2015) assumem uma distribuição normal truncada, conforme as Equações (11)-(14). Tal especificação é plausível e interessante por dois motivos. Para o caso da inflação, conforme ressaltado já em Chan, Koop e Potter (2013), assumir um comportamento de passeio aleatório não limitado não é o mais realista quando existem metas de inflação e expectativas de inflação convergentes no longo prazo. Já para o caso da NAIRU, um passeio aleatório não limitado não seria consistente com a teoria macroeconômica, que considera um movimento lento e suave para a taxa natural de desemprego (CHAN, KOOP E POTTER, 2015). Dessa forma, o modelo proposto captura estas características ao utilizar passeios aleatórios limitados para as variáveis não observáveis. Os limites utilizados para a especificação da distribuição normal truncada podem ser definidos *a priori* ou estimados a partir dos dados. Neste trabalho, usaremos a primeira opção.

¹⁰ Que são variáveis latentes não observadas.

¹¹ Esta é também a especificação adotada pela OCDE para cálculo da NAIRU (RUTISCELLI, 2015).

Os coeficientes tempo-variantes da Curva de Phillips também seguem passeios aleatórios limitados, que evitam qualquer comportamento explosivo. Ademais, para λ_t , assegura-se que a Curva de Phillips tenha uma inclinação negativa.

Por fim, a condição de estacionariedade é imposta na Equação (2), assumindo $\rho_1^u + \rho_2^u < 1$, $\rho_1^u < 1$ e $\rho_2^u < 1$. Os detalhes do processo de estimação bayesiano do modelo descrito podem ser encontrados em Chan, Koop e Potter (2015).

3. Estimação

3.1. Descrição dos dados

Foram utilizadas observações mensais da taxa de inflação (IPCA/IBGE) e da taxa de desemprego (medida pelo PME/IBGE) para o período de março de 2002 a outubro de 2015. O período foi escolhido devido à disponibilidade de dados. Em 2002, houve uma mudança metodológica no cálculo do desemprego, fazendo com que essa série esteja disponível de forma homogênea apenas a partir de março de 2002. Os dados foram ajustados sazonalmente pelo método X-12 ARIMA, e os gráficos são apresentados na Figura 1. Na Tabela 1, apresentamos algumas estatísticas descritivas. Como pode ser observado, a taxa de desemprego vinha apresentando uma tendência de queda desde meados de 2003, fato revertido a partir de meados de 2015. A taxa de inflação também apresenta tendência crescente no período recente, após um período de sucesso do regime de metas de inflação e importante processo desinflacionário. Em outubro de 2015, a inflação foi de 0.82%a.m., compatível com uma inflação em 12 meses de 10.3%, muito acima da meta de inflação oficial do Banco Central de 4.5%. A estimação das equações é realizada através de métodos bayesianos, via MCMC, conforme algoritmo proposto por Chan, Koop e Potter (2015).

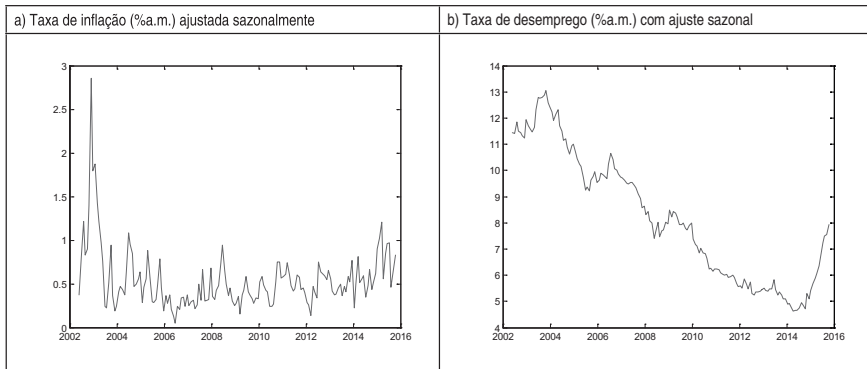


Figura 1 - Taxa de inflação e desemprego

Fonte: Dados brutos do IBGE. Elaborado pelos autores.

Tabela 1 - Estatísticas descritivas: inflação e desemprego – março/2002 a outubro/2015¹²

Estatística	IPCA (%a.m.)	Desemprego (%a.m.)
Mínimo	0,04	4,94
Média	0,54	8,23
Mediana	0,47	7,99
Máximo	2,85	13,05
Desvio-padrão	0,34	2,46
Amostra	164	164

Fonte: Dados brutos do IBGE. Elaborada pelos autores.

3.2. *Prioris*

É necessário definir prioris para o valor inicial em cada equação de estado e para os parâmetros do modelo. Para isso, seguiremos aproximadamente as mesmas prioris adotadas em Chan, Koop e Potter (2015). As prioris para o valor inicial das equações de estado são apresentadas abaixo, tendo sido escolhidas basicamente prioris não informativas.

¹² Referem-se às variáveis ajustadas sazonalmente.

Tabela 2 - Priors: valores iniciais para as equações de estado

Distribuição	Parâmetros ¹³
$\tau_1^\pi \sim TN(a_\pi, b_\pi; \tau_0^\pi, \omega_{\tau\pi}^2)$	$\tau_0^\pi = 0.75; \omega_{\tau\pi}^2 = 5$ $a_\pi = 0; b_\pi = 1.5$
$\tau_1^u \sim TN(a_u, b_u; \tau_0^u, \omega_{\tau u}^2)$	$\tau_0^u = \tau_{-1}^u = 6; \omega_{\tau u}^2 = 5$ $a_u = 4; b_u = 12$
$\rho_1^\pi \sim TN(0, 1; \rho_0^\pi, \omega_{\rho\pi}^2)$	$\rho_0^\pi = 0; \omega_{\rho\pi}^2 = 1$
$\lambda_1 \sim TN(-1, 0; \lambda_0, \omega_\lambda^2)$	$\lambda_0 = 0; \omega_\lambda^2 = 1$
$h_1 \sim TN(h_0, \omega_h^2)$	$h_0 = 0; \omega_h^2 = 5$

As priors para os parâmetros do modelo são apresentadas na Tabela 3. Para os parâmetros relativos às variâncias, foi especificada a distribuição Gama Inversa, com pequenos valores para os graus de liberdade, o que implica grande variância das priors e, portanto, estas são relativamente não informativas. Já para os parâmetros de escala da distribuição Gama Inversa, estes foram escolhidos de forma a apresentar as médias *a priori* desejadas. Basicamente, estas foram escolhidas para apresentar um comportamento suavizado para o correspondente estado de transição.

Tabela 3 - Priors para os parâmetros

Parâmetro	Descrição	Priori
σ_u^2	Variância do erro (equação para o desemprego)	Gama Inversa (10; 0,9) $E(\sigma_u^2) = 01$
σ_h^2	Variância do erro (equação para a inflação)	Gama Inversa (10; 0,9) $E(\sigma_h^2) = 01$
$\sigma_{\tau\pi}^2$	Variância do erro (equação da tendência da inflação)	Gama Inversa (10; 0,18) $E(\sigma_{\tau\pi}^2) = 01$
$\sigma_{\tau u}^2$	Variância do erro (equação da tendência do desemprego – NAIRU)	Gama Inversa (10; 0,09) $E(\sigma_{\tau u}^2) = 01$
$\sigma_{\rho\pi}^2$	Variância do erro (equação parâmetro de inércia inflacionária)	Gama Inversa (10; 0,018) $E(\sigma_{\rho\pi}^2) = 01$
σ_λ^2	Variância do erro (equação parâmetro do coeficiente de inclinação da Curva de Phillips)	Gama Inversa (10; 0,018) $E(\sigma_\lambda^2) = 01$
ρ_1^u	Coeficiente AR(1) da equação para o desemprego	Normal Multivariada ([1,8; -0,8]'; 5I ₂)
ρ_2^u	Coeficiente AR(2) da equação para o desemprego	

¹³ Dada a especificação de um processo AR(2) para a equação da variável desemprego, é necessário especificar um valor também para τ_{-1}^u

3.3. Resultados

O modelo apresentado na seção anterior foi estimado através do algoritmo desenvolvido em Chan, Koop e Potter (2015),¹⁴ utilizando 50000 simulações e *burn-in* de 5000. Os resultados são apresentados na Figura 2, que plota as estimativas suavizadas¹⁵ para as quatro principais variáveis latentes do modelo, ou seja, τ_t^π , τ_t^u , ρ_t^π e λ_t , que referem-se, respectivamente, à tendência da inflação, NAIRU, inércia inflacionária e inclinação da Curva de Phillips.

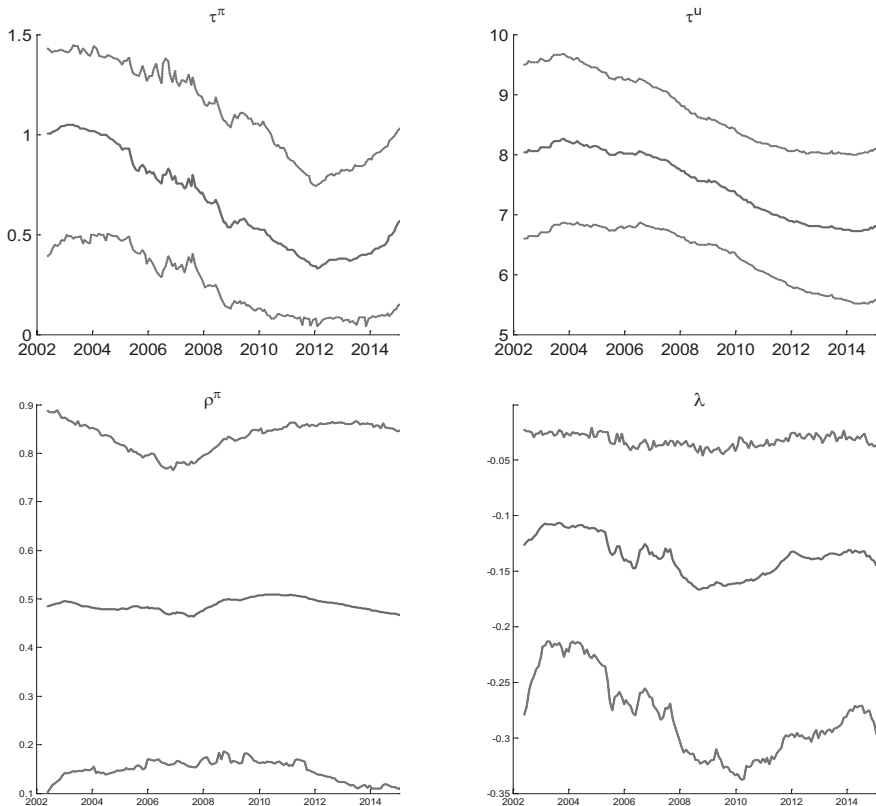


Figura 2 - Estimativas suavizadas para os estados latentes

¹⁴ Este algoritmo é uma adaptação do proposto em Chan e Strachan (2012). O leitor interessado deve consultar a fonte original, Chan, Koop e Potter (2015).

¹⁵ Ou seja, as estimativas baseadas na informação disponível até final da amostra (T).

Como pode ser observado pelos resultados apresentados na Figura 2, tanto a tendência inflacionária quanto a NAIRU apresentam comportamento de queda, que tem sido revertida no período recente. O coeficiente de inclinação da Curva de Phillips, representado pelo parâmetro lambda (λ), tem se mantido razoavelmente estável no período considerado, bem como a inércia inflacionária. Para avaliarmos o comportamento da NAIRU em relação à taxa de inflação, apresentamos na Figura 3 o gráfico do hiato do desemprego, calculado como a taxa de desemprego observada menos a NAIRU estimada pelo modelo. Espera-se que quando o hiato for positivo (ou seja, taxa de desemprego acima da NAIRU), a inflação diminua. Quando o hiato for negativo (NAIRU acima da taxa de desemprego), espera-se que haja aumento da inflação. O gráfico apresenta também o comportamento da inflação no período e a sua tendência, estimada pelo modelo.

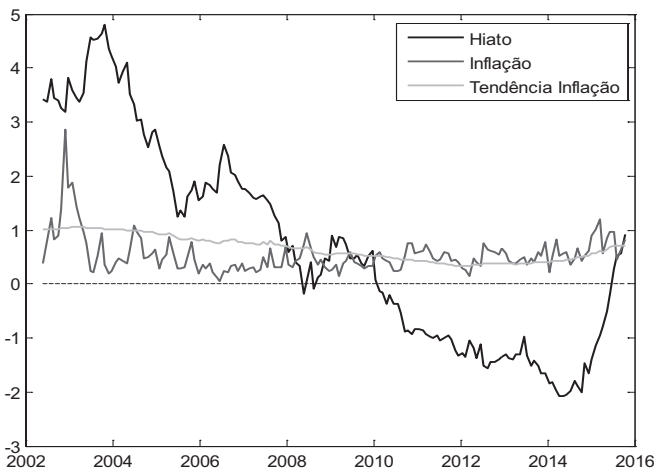


Figura 3 - Hiato do desemprego × IPCA

Como pode ser observado pelo gráfico acima, o hiato do desemprego apresenta tendência de queda até 2008, volta a crescer entre 2008 e 2010, mas apresenta basicamente valores positivos nesse período. Portanto, com um hiato positivo, o desemprego observado é maior que a NAIRU, compatível com um ambiente de desaceleração inflacionária. Esse fato se confirma, uma vez que a inflação apresentou queda neste período. Após 2010, observa-se um hiato do desemprego negativo, ou seja, a NAIRU é maior que a taxa de desemprego,

compatível com um ambiente de aceleração inflacionária, conforme corroborado pela tendência crescente da inflação no período. Apenas no final de 2015, o hiato torna-se novamente positivo e observa-se tendência de crescimento da inflação. O comportamento de queda da NAIRU também foi observado por Alves e Correa (2014), que é o trabalho mais recente sobre NAIRU no Brasil encontrado na literatura. Além disso, esses autores mostram evidências de que a NAIRU estaria acima da taxa de desemprego (hiato negativo) desde meados de 2010, o que é confirmado também pelos nossos resultados.

Por fim, apresentamos na Figura 4 o gráfico da NAIRU estimada pelo modelo, com os percentis de 5 e 95% e a taxa de desemprego observada. Como pode ser notado, em alguns períodos, a taxa de desemprego encontra-se dentro do intervalo de confiança (a partir de 2008 até o final de 2011 e 2015) e, portanto, não podemos afirmar que a NAIRU é diferente da taxa de desemprego. Como nos demais trabalhos, há um intervalo de confiança grande para as estimativas da NAIRU (veja por exemplo, Lima (2003), Silva Filho (2010), Alves e Correa (2014)). No entanto, como afirmado por Lima (2003), isso não significa que as estimativas da NAIRU não sejam válidas ou úteis. Considerando o início da nossa amostra, até 2008, período importante de consolidação do regime de metas de inflação, a nossa estimativa da NAIRU ficou sistematicamente e significativamente abaixo da taxa de desemprego observada (hiato do desemprego positivo), fato consistente com o período de desaceleração inflacionária. Já a partir de meados de 2012, fato inverso ocorre, o que também é consistente com o período de aceleração inflacionária pelo qual vem passando a economia brasileira. No início de 2015, a taxa de desemprego volta a ficar dentro do intervalo de confiança para a NAIRU. Cabe notar que esse período foi conturbado para a economia brasileira, tendo sido observadas simultaneamente uma aceleração do desemprego e da taxa de inflação, o que pode ajudar a explicar o resultado encontrado, dado o aumento da incerteza no ambiente político e econômico.

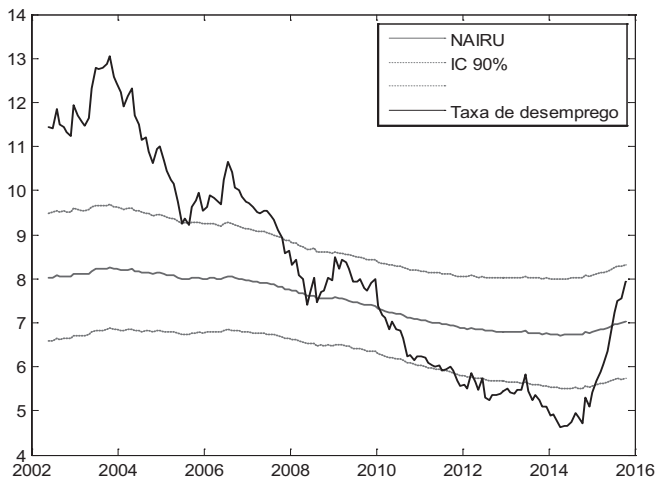


Figura 4 - NAIRU × Taxa de desemprego

Seguindo Alves e Correa (2014), refizemos a estimação usando dados desagregados para a Curva de Phillips. Dessa forma, consideramos o IPCA de bens comercializáveis e o IPCA de bens não comercializáveis, disponibilizados pelo Banco Central do Brasil. Os resultados são apresentados no apêndice (Figuras A1-A4) e não apresentam diferença significativa em relação à estimação com o IPCA agregado. Além disso, repetimos a estimação utilizando o IPCA de bens livres (ou seja, excluindo os preços de bens monitorados), de forma a evitar que o comportamento dos preços administrados pudesse comprometer os resultados obtidos.¹⁶ Esta é uma verificação de robustez dos resultados importante, dada a possível discricionariedade na condução dos preços administrados (que podem ter sido utilizados para fins macroeconômicos, tais como o controle inflacionário), especialmente no período recente. Novamente, os resultados obtidos não apresentam diferença significativa em relação à estimação com o IPCA agregado (Figuras A5-A6). Um último exercício de estimação foi realizado considerando-se um processo AR(1) para o hiato da taxa de desemprego (Equação 2), a fim de verificar a robustez dos resultados à especificação dessa equação. Os resultados para a

¹⁶ Agradecemos a um parecerista anônimo por essa sugestão.

NAIRU estimada são apresentados nas figuras A7-A9 e as principais conclusões são mantidas.¹⁷

Finalmente, para verificar a adequação da abordagem tempo-variante adotada para a estimação da NAIRU, utilizamos o teste proposto por Chan (2016), que utiliza um modelo bivariado para inflação e desemprego simplificado.¹⁸ A metodologia basicamente consiste em utilizar a parametrização não centrada para modelos de espaço de estado a fim de calcular diretamente o fator de Bayes (razão das verossimilhanças marginais), que é frequentemente utilizado para seleção de modelos. Com o objetivo de evitar o cálculo da verossimilhança marginal (que é uma tarefa não trivial para o tipo de modelo que usamos nesse trabalho), emprega-se a razão de Savage-Dickey, a qual possibilita – para modelos aninhados - o cálculo do fator de Bayes através apenas da estimação do modelo não restrito (nesse caso, o modelo não restrito é o que considera a NAIRU tempo-variante, e o restrito considera a NAIRU constante).¹⁹ Os detalhes da metodologia proposta podem ser encontrados em Chan (2016). As prioris utilizadas na estimação, bem como *a posteriori* do parâmetro relevante para o teste, são apresentadas no apêndice B.²⁰ Um valor positivo para a estatística calculada é evidência favorável ao modelo não restrito (NAIRU tempo-variante) contra o modelo restrito (NAIRU constante). O resultado obtido aponta para um log fator de Bayes de 47.3, o que sugere que a NAIRU no Brasil é tempo-variante e a adequação da abordagem empregada no presente trabalho.

4. Conclusões

O objetivo do presente trabalho foi contribuir com a literatura empírica a respeito da NAIRU no Brasil no período recente (março de 2002 a outubro de 2015). Para tanto, utilizamos um modelo bivaria-

¹⁷ A estimação foi realizada definindo-se uma priori forte igual a zero para o parâmetro ρ_2

¹⁸ O modelo utilizado no teste é apresentado no apêndice B. Cabe notar que o objetivo é dar alguma luz a essa questão, dado o estado das artes de testes de especificação para modelos com parâmetros variantes e volatilidade estocástica.

¹⁹ Basicamente, realiza-se uma mudança de variável para obter a parametrização não centrada. A NAIRU (τ_t^u) passa a ser escrita como $v_t = v_0 + \omega_v \tilde{v}_t$, com a equação de estado para $\tilde{v}_t = \tilde{v}_{t-1} + \varepsilon_t^v$. E o fator de Bayes pode ser calculado através da razão de Savage-Dickey:

$$BF = \frac{p(\omega_v = 0)}{p(\omega_v = 0 | \boldsymbol{\pi}, \mathbf{u})}. \text{ O modelo com NAIRU constante equivale a } \omega_v = 0.$$

²⁰ Seguimos as mesmas prioris utilizadas em Chan (2016).

do de componentes não observados, conforme proposto por Chan, Koop e Potter (2015). As variáveis latentes do modelo são a NAIRU, a tendência inflacionária, persistência da inflação e inclinação da Curva de Phillips. O modelo proposto diferencia-se da literatura existente por considerar passeios aleatórios restritos para as variáveis não observadas. Dessa forma, tanto a tendência inflacionária quanto a NAIRU variam dentro de um determinado intervalo. Para o caso da inflação, conforme ressaltado já em Chan, Koop e Potter (2013), assumir um comportamento de passeio aleatório não limitado não é o mais realista quando um país adota o regime de metas de inflação ou existe expectativas de inflação convergentes no longo prazo. Já para o caso da NAIRU, a teoria macroeconômica considera que esta apresente um movimento lento e suave (ao menos que haja alterações institucionais abruptas) e, portanto, um passeio aleatório irrestrito não seria o mais adequado (CHAN, KOOP e POTTER, 2015). Dessa forma, o modelo proposto com passeios aleatórios restritos para as variáveis latentes parece ser o mais apropriado.

Os resultados obtidos apontam para uma tendência de queda da NAIRU durante o período analisado. A NAIRU média estimada no período foi de 7.48%. No início da amostra (até 2003), o valor médio estimado foi de 8.13% e no final da amostra (2010 a 2015), 6.9%. Além disso, o hiato do desemprego (taxa de desemprego observada menos a NAIRU) foi predominantemente positivo até 2010, fato consistente com a diminuição da inflação e tem sido predominantemente negativo no período recente, o que implica aumento da inflação. Pode-se afirmar, que de 2002 a 2008, período importante de consolidação do regime de metas de inflação, a NAIRU foi significativamente menor que a taxa de desemprego, consistente com um ambiente de desaceleração inflacionária. Dessa forma, como implicação de política, o mercado de trabalho deveria estar mais direcionado à qualidade dos empregos e não à sua quantidade (PORTUGAL e MADALAZZO, 2000). Além disso, nesse caso, políticas expansionistas (monetária ou fiscal), podem ser esperadas (HSING, 2009). No período posterior, até aproximadamente 2012, apesar do hiato do desemprego ser negativo, a taxa de desemprego encontra-se dentro do intervalo de confiança da NAIRU e não podemos afirmar que ambas sejam significativamente diferentes. No período de 2012 até início de 2015, a NAIRU é significativamente maior que a taxa de desemprego, revelando as pressões inflacionárias do período. Nesse caso, a autoridade monetária deveria ser rigorosa em implementar

políticas anti-inflacionárias, sendo esperado a adoção de políticas contracionistas (HSING, 2009). No final da amostra, a taxa de desemprego volta a ficar dentro do intervalo de confiança, e não podemos afirmar que a NAIRU seja estatisticamente diferente da taxa de desemprego. Cabe notar que resultados semelhantes foram encontrados por Alves e Correa (2014), que estimaram a NAIRU através de dados desagregados para o Brasil. Os autores encontraram tendência de queda além de um hiato negativo desde meados de 2010 (ou seja, NAIRU estaria acima da taxa de desemprego nesse período).

Como os demais trabalhos que estimam “taxas naturais” ou “variáveis não observadas”, nossas estimativas também apresentam intervalos de confiança bastante amplos, o que reflete a incerteza em relação a essas variáveis. No entanto, em períodos importantes, nossas estimativas se mostraram significativas. Além disso, realizamos o teste proposto por Chan (2016) para verificar formalmente se a NAIRU é tempo-variante no período. Os resultados obtidos apontam para fortes evidências de que a NAIRU é tempo-variante.

Dessa forma, o presente trabalho apresenta novas estimativas para a NAIRU no Brasil e visa contribuir para o aumento desta literatura, o que permitiria um aumento no grau de confiança no valor desta variável. Algumas extensões desse trabalho podem ser interessantes, como, por exemplo, a consideração de uma Curva de Phillips aumentada, o emprego de *prioris* hierárquicas para a estimação dos limites das variáveis latentes, uma vez que mesmo esses limites podem ter se alterado ao longo do tempo, e a estimação dos parâmetros das distribuições normais truncadas para o período.

Referências

- ALVES, S. A. L.; CORREA, A. S. A TALE OF THREE GAPS: UNEMPLOYMENT, CAPACITY UTILIZATION AND OUTPUT. *Anais do XVI Annual Inflation Targeting Seminar of the Central Bank of Brazil*. 2014.
- CALDEIRA, J. F.; MOURA, G. V.; SANTOS, A. P. Previsões macroeconômicas baseadas em modelos TVP-VAR: evidências para o Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, v. 69, n.4, 2015.
- CHAN, J.; KOOP, G.; POTTER, S. M. A BOUNDED MODEL OF TIME VARIATION IN TREND INFLATION, NAIRU AND THE PHILLIPS CURVE. *Journal of Applied Econometrics*, 2015.
- CHAN, J.; STRACHAN, R. Estimation in non-linear non-Gaussian state-space models with precision-based methods. *CAMA Working Paper Series*, 2012-13, 2012.
- CHAN, J., KOOP, G.; POTTER, S. M. A new model of trend inflation. *Journal of Business and Economic Statistics*, 31, 94-106, 2013.
- CHAN, J.C.C. Specification Tests for Time-Varying Parameter Models with Stochastic Volatility. *Econometric Reviews*, forthcoming, 2016.
- FERREIRA, D.; PALMA, A.A.P. Forecasting Inflation with the Phillips Curve: A Dynamic Model Averaging Approach for Brazil. *Revista Brasileira de Economia*, v. 69(4), 2015.
- GIANELLA, C.; KOSKE, I.; RUSTICELLI, E.; CHATAL, O. What Drives the NAIRU? Evidence from a Panel of OECD Countries. *OECD Economics Department Working Papers*, No. 649, OECD, 2008.
- HSING, Y. Estimating the time-varying NAIRU for Germany and policy implications. *Applied Economics Letters*, v. 16(5), 2009.
- LIMA, E.A. The NAIRU, Unemployment and the Rate of Inflation in Brazil. *Revista Brasileira de Economia*, v. 54(4), 2003.
- MEDEIROS, G. B.; ARAGON, E. K. S. B. Mudanças na política monetária do Brasil: evidências de uma função de reação com parâmetros variando no tempo e regressores endógenos. *Anais do 40º Encontro Nacional de Economia ANPEC*, 2012.
- PHILLIPS, A. W. The Relation Between Unemployment and the Rate of Change of Money Wages in the United Kingdom 1861-1957. *Economica*, v. 25, 1958.
- PORTUGAL, M. ; MADALOZZO, R. Um Modelo de NAIRU para o Brasil. *Revista de Economia Política*, volume 20, no 4 (80), 2000.
- RODRIGUES, W.G.; MORI, R. Mudanças de regimes na função de reação do Banco Central do Brasil: uma abordagem utilizando markov regime switching. *Anais do 43º Encontro Nacional de Economia ANPEC*, 2015.
- RUSTICELLI, E. Rescuing the Phillips curve: Making use of long-term unemployment in the measurement of the NAIRU. *OECD Journal: Economic Studies*, Vol. 2014(1), 2015.
- SACHSIDA, A. Inflação, desemprego e choques cambiais: uma revisão da literatura sobre a curva de Phillips no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, v. 67(4), 2013.
- SILVA FILHO, T.N.T. The natural rate of unemployment in Brazil, Chile, Colombia and Venezuela: some results and challenges. Working Paper Series, *BCB*, n. 212, 2010.
- STELLA, A. AND STOCK, J. A state-dependent model for inflation forecasting. Board of Governors of the Federal Reserve System, *International Finance Discussion Papers*, Number 1062, 2013.
- STOCK, J.; WATSON, M. Why has U.S. inflation become harder to forecast? *Journal of Money, Credit and Banking*, 39, 3-33, 2007.

APÊNDICE A

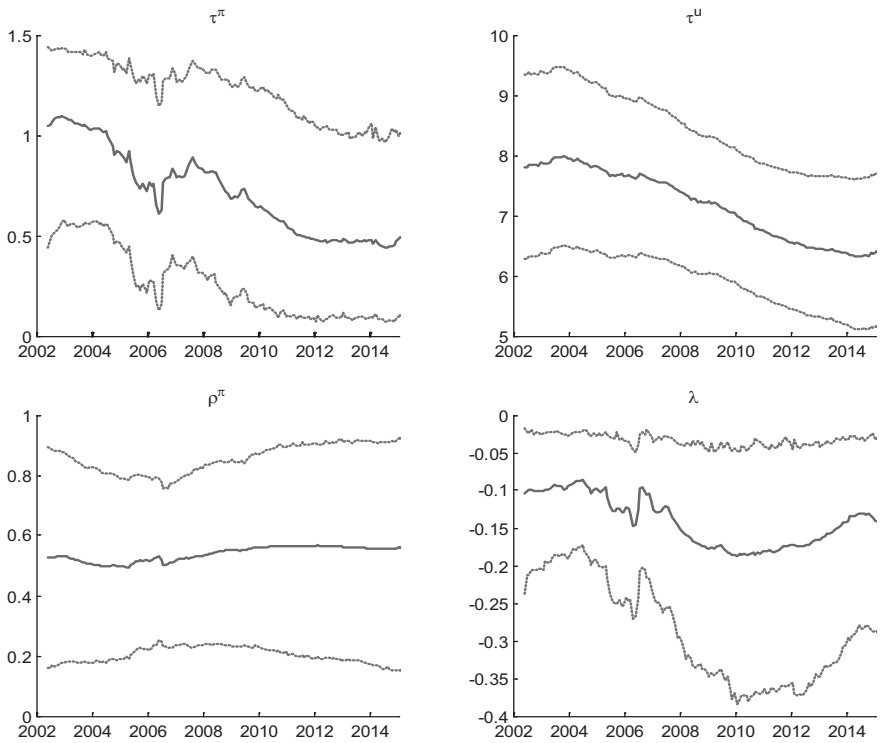


Figura A1 - Estimativas suavizadas para os estados latentes – IPCA bens comercializáveis

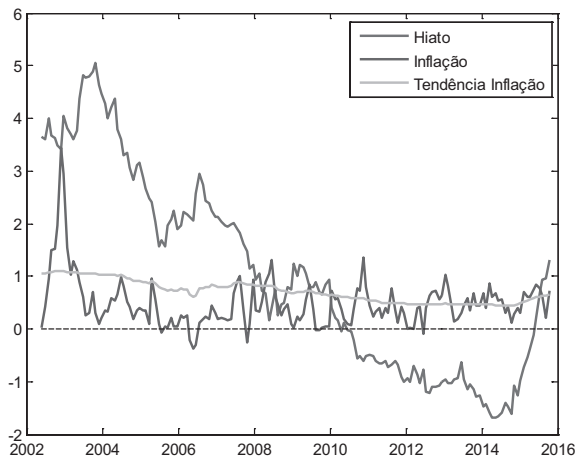


Figura A2 - Hiato do desemprego \times IPCA bens comercializáveis

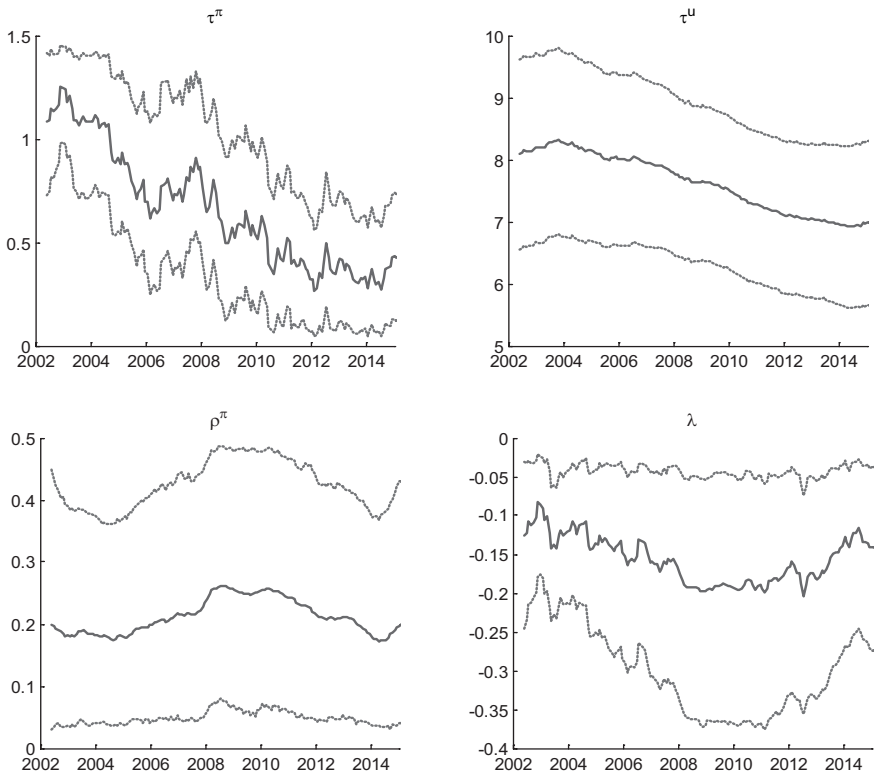


Figura A3 - Estimativas suavizadas para os estados latentes – IPCA bens não comercializáveis

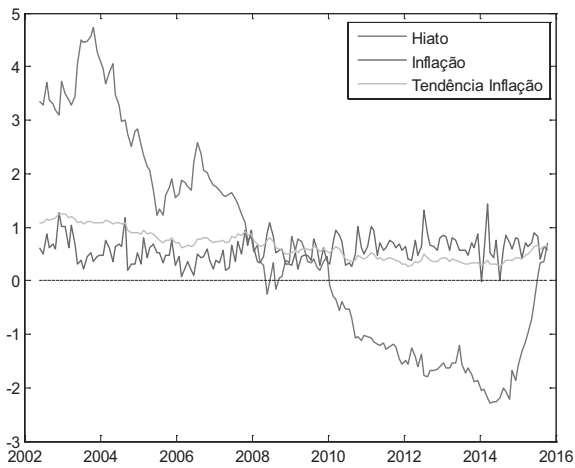


Figura A4 - Hiato do desemprego × IPCA bens não comercializáveis

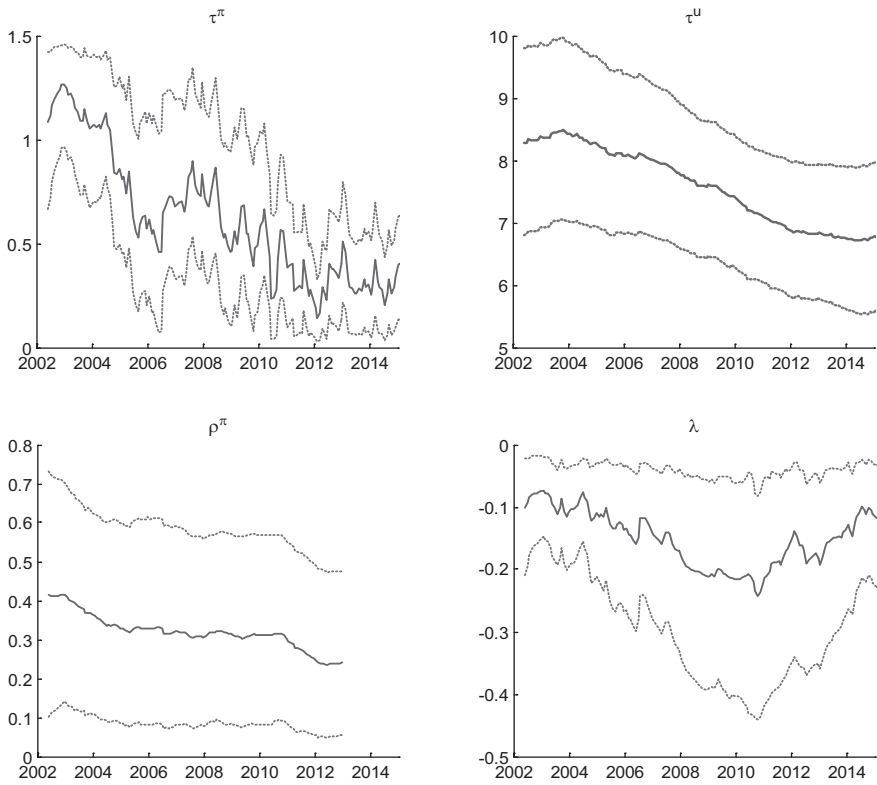


Figura A5 - Estimativas suavizadas para os estados latentes – IPCA bens livres

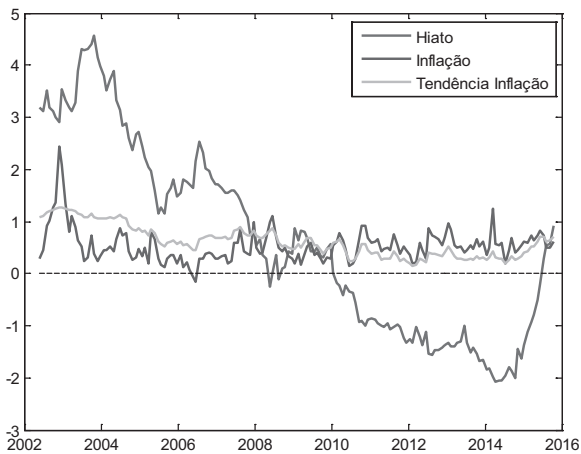


Figura A6 - Hiato do desemprego \times IPCA bens livres

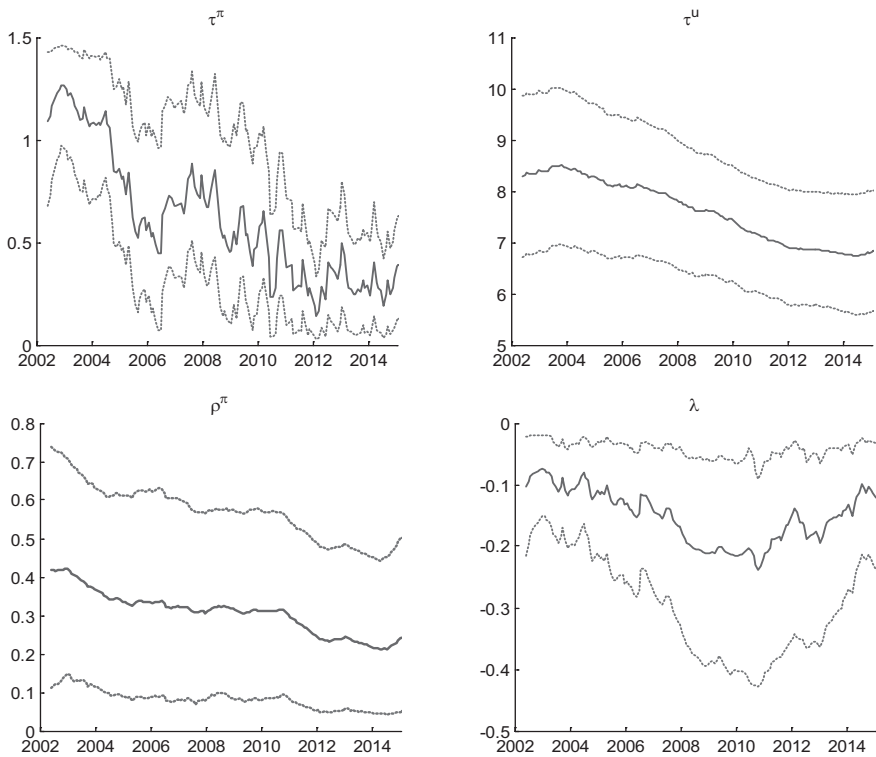


Figura A7 - Estimativas suavizadas para os estados latentes – Modelo AR(1) para a Equação 2

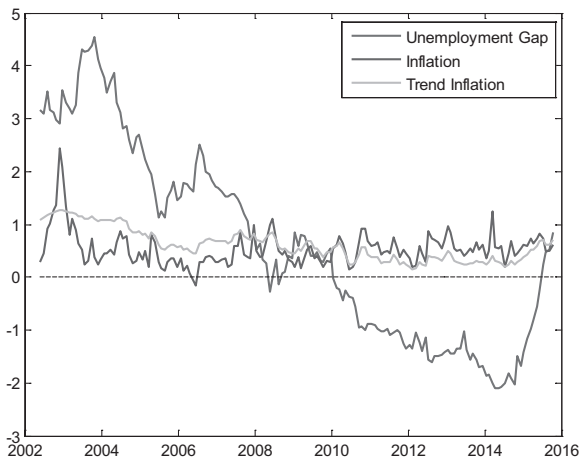


Figura A7 - Hiato do desemprego × IPCA – Modelo AR(1) para Equação (2)

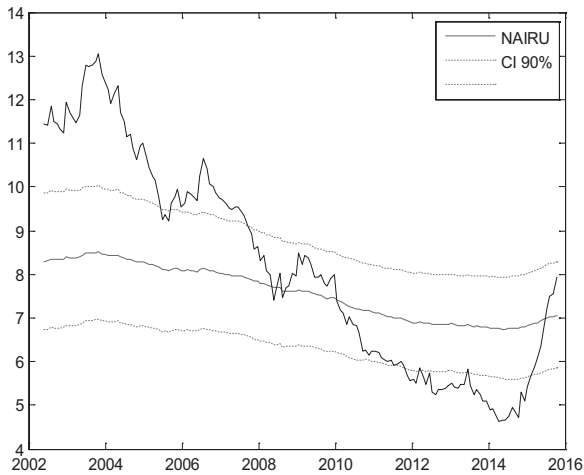


Figura A8 - NAIRU \times Taxa de desemprego - Modelo AR(1) para Equação (2)

APÊNDICE B

Teste para NAIRU tempo-variante (CHAN, 2016)

O modelo biviado de componentes não observados utilizado para testar a NAIRU tempo-variante é apresentado abaixo (Equações B1 a B7). As prioris para os valores iniciais das equações de estado seguem as mesmas prioris de Chan (2016) e estão discriminadas na Tabela B1. As prioris para os parâmetros do modelo são apresentadas na Tabela B2 abaixo.

$$(\pi_t - \tau_t) = \lambda(u_t - v_0 - \omega_v \tilde{v}_t) + \varepsilon_t^\pi \quad (B1)$$

$$(u_t - v_0 - \omega_v \tilde{v}_t) = \varepsilon_t^u \quad (B2)$$

$$\varepsilon_t^u = \phi_1 \varepsilon_{t-1}^u + \phi_2 \varepsilon_{t-2}^u + \zeta_t \quad (B3)$$

$$\tilde{v}_t = \tilde{v}_{t-1} + \varepsilon_t^v \quad (B4)$$

$$\tau_t = \tau_{t-1} + \exp\left(\frac{g_0 + \omega_g \tilde{g}_t}{2}\right) \varepsilon_t^\tau \quad (B5)$$

$$\tilde{h}_t = \tilde{h}_{t-1} + \varepsilon_t^h \quad (B6)$$

$$\tilde{g}_t = \tilde{g}_{t-1} + \varepsilon_t^g \quad (B7)$$

onde $\varepsilon_t^\pi \sim N(0, \exp(h_t))$; $\zeta_t \sim N(0, \sigma_u^2)$, $\varepsilon_0^u = \varepsilon_{-1}^u = 0$; ε_t^v , ε_t^τ , ε_t^h , ε_t^g são variáveis aleatórias independentes com distribuição $N(0,1)$.

Tabela B1 - Priors: valores iniciais para as equações de estado

Distribuição	Parâmetros
$\tilde{v}_1 \sim N(0, V_v)$	$V_v = 10$
$\tau_1 \sim N(\tau_0, V_\tau \exp(g_0 + \omega_g \tilde{g}_1))$	$V_\tau = 10$ $\tau_0 = 0$
$\tilde{h}_1 \sim N(0, V_h)$	$V_h = 10$
$\tilde{g}_1 \sim N(0, V_g)$	$V_g = 10$

Tabela B2 - Priors para os parâmetros

Parâmetro	Priori
ω_v	$N(0; 0.1)$
ω_h	$N(0; 0.2)$
ω_g	$N(0; 0.2)$
ϕ	$N(\mathbf{0}; \mathbf{0}.I_2)$
λ	$N(0; 0.10)$
σ_u^2	$N(5; 0.1)$

Para a estimação, utilizamos 100000 simulações e as 10000 primeiras foram descartadas (*burn-in*). A Figura B1 apresenta a *posteriori* marginal para o parâmetro de teste, ou seja, $p(\omega_v | \boldsymbol{\pi}, \mathbf{u})$. Como pode ser observado, a densidade *a posteriori* é bimodal (ou seja, apresenta duas modas) e pouca concentração no valor zero, o que sugere que, de fato, a NAIRU é tempo-variante.

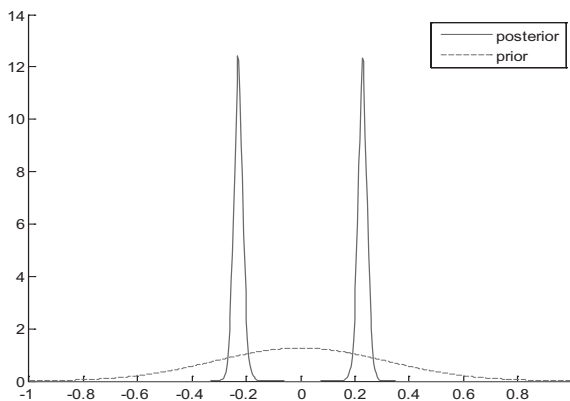


Figura B1 - Priori e posteriori de ω_v