

UMA ESTIMAÇÃO DA CURVA DE PHILLIPS HÍBRIDA PARA O BRASIL NO REGIME DE METAS DE INFLAÇÃO

DIVANILDO TRICHES *
FLAVIO TOSI FEIJÓ †

Resumo

O objetivo deste artigo é investigar a dinâmica da inflação no Brasil no período entre 2000-IV e 2014-II, por meio da abordagem da Curva de Phillips híbrida. Essa especificação econométrica permite avaliar os termos *forward looking* ou expectativa de inflação e *backward looking* inflação defasada. Os modelos foram estimados pelo método ARDL e os resultados mostraram que a inclusão do custo unitário do trabalho como *proxy* para a atividade econômica gerou um melhor ajustamento na estimação da Curva de Phillips. A expectativa de inflação tem dominância determinação da dinâmica da inflação brasileira. Há ainda um componente inercial dado pela rigidez de preços proveniente da indexação de contratos e preços administrados.

Palavras-chave: Curva de Phillips híbrida, meta de inflação, expectativa de inflação, inércia da inflação.

Abstract

The aim of this paper is to investigate the dynamics of inflation in Brazil between 2000-IV to 2014-II, through the hybrid Phillips Curve approach. This econometric specification allows evaluating the *forward looking* and *backward looking* terms. The models were estimated by ARDL method and the results showed that the inclusion of unit labor cost as a *proxy* for economic activity generated a better fit in the estimation of the Phillips curve. The expectation of inflation has dominance in determining the dynamics of the Brazilian inflation. There is still an inertial component given by the rigidity of prices due to the indexation of several contracts and government managed prices.

Keywords: Hybrid Phillips Curve, inflation targeting, inflation expectation, inertial inflation.

JEL classification: E12, E30, E31

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1413-8050/ea150953>

* Universidade do Vale do Rio dos Sinos, PPGE/Unisinos. E-mail: divanildo@pq.cnpq.br e divanildot@unisinos.br

† Universidade Federal do Rio Grande do Sul, PPGE/UFRGS. E-mail: feijotosiflavio@gmail.com e flavio.tosi@ufrgs.br

1 Introdução

A Curva de Phillips é a relação simples mais importante da Macroeconomia como discute Annable (2007). As discussões sobre a existência de uma relação inversa entre a inflação e o nível de atividade econômica estão no centro do debate macroeconômico desde o final dos anos 1960. Em especial, os debates acadêmicos giram em torno da possibilidade de o governo controlar a inflação e o desemprego por meio de uma política macroeconômica keynesiana, em que ocorre um *trade-off* permanente entre essas duas variáveis como abordam Galí & Gertler (2000), Galí et al. (2001). Os avanços com a política monetária, nos últimos trinta anos, sobretudo, com a adoção de um arcabouço monetário de sistema de metas de inflação, fizeram com que se originassem novas abordagens da curva de Phillips¹.

As evidências empíricas mostram que a eficiência de uma política monetária sistemática depende das expectativas dos agentes com relação à sua execução, como abordam Galí & Gertler (2000), Galí et al. (2005) e Woodford (2003). Além disso, mesmo que o padrão da função resposta do Banco Central seja antecipado corretamente pelos os agentes econômicos, sob a hipótese das expectativas racionais, a autoridade monetária deve tomar decisões a cada período do tempo. Isso faz com que qualquer ação ou comportamento futuro não venha ser comprometido, como discorrem Woodford (2003), Orphanides (2007), Orphanides & Williams (2006).

A política macroeconômica brasileira, a partir da adoção do sistema de metas de inflação em 1999, utiliza-se basicamente de três elementos básicos: (i) regime taxa de câmbio flutuante, (ii) política fiscal executada de forma mais equilibrada em relação ao passado recente do país (adoção do superávit primário, Lei de Responsabilidade Fiscal), e (iii) metas de inflação atreladas a uma meta para taxa de juros básica. Desde então, as expectativas de inflação passaram a desempenhar um papel relevante na condução da política monetária, como discutem Fraga et al. (2003) e Minella et al. (2003).

Nesse aspecto, a Curva de Phillips na abordagem dos novos keynesianos (NKPC) situa-se no centro do debate sobre estabilização macroeconômica. O hiato do produto, que também pode ser representado pelo o custo marginal do trabalho, e as expectativas de inflação são elementos fundamentais nessa concepção. Contudo, essas variáveis tendem a ser potencialmente problemáticas, pois não são diretamente observáveis. A especificação tradicional com expectativas racionais implica que política monetária enfrenta grande dificuldade para ancorar as expectativas. Os estudos de Galí & Gertler (2000) e Williams (2006) têm tornado a Curva de Phillips mais útil para análise de políticas macroeconômicas. O resultado comum é o reconhecimento da presença de imperfeições na formação das expectativas. Esse fato transfere maior responsabilidade para autoridade monetária no sentido de sinalizar de forma mais clara e eficiente às metas a serem perseguidas.

O passado inflacionário do Brasil deixou, para os *policy makers*, uma herança indesejável que pode estar dificultando a tarefa de ancorar as expectativas dos agentes econômicos. A inércia inflacionária, que anteriormente ao Plano Real era alimentada pelo próprio governo por meio da indexação de

¹Como em Blanchard & Katz (1996), Fraga et al. (2003), Galí (2008), Guay et al. (2004), Minella et al. (2002, 2003), Orphanides (2007), Orphanides & Williams (2006), Phelps (1967), Phillips (1958), Walsh (1998), Williams (2003) e Woodford (2003), etc.

preços e salários, hoje ainda pode estar presente devido à memória inflacionária. Essa herança, em alguma medida, pode estar refletida na formação das expectativas dos agentes e se realiza por intermédio de um componente inercial na inflação observada. Embora estudos como Alves & Areosa (2005), Bogdanski et al. (2000), Carneiro et al. (2002), Minella et al. (2003), Muinhos & Alves (2003), Mazali & Divino (2010), Fonseca Neto (2010), Mendonça et al. (2012) já tenham demonstrado que a persistência da inflação diminuiu após a adoção do regime de metas de inflação, é importante que se verifique quais as magnitudes dos componentes expectacionais da inflação brasileira para o período mais recente. Transcorridos quinze anos do regime de metas, qual terá sido a participação da inflação passada e da expectativa na dinâmica de formação de preços? E quais são as perspectivas e desafios para a condução da inflação no futuro?

Assim, o objetivo deste artigo é investigar a dinâmica da inflação no Brasil no período que abrange o regime de metas de inflação, por meio da abordagem da Curva de Phillips híbrida. Essa especificação permite avaliar além do termo “*forward looking*”, representado pela expectativa de inflação, também o termo “*backward looking*” com o uso da inflação defasada. Para a estimação das equações e inferência estatística se atentou para as questões relativas ao uso de séries temporais como, estacionariedade e cointegração. Um dos principais resultados encontrados com este estudo foi que, no período em que está vigorando o sistema de metas de inflação, ou inflação baixa, as expectativas assumiram um importante papel como determinante da dinâmica da inflação, embora ainda exista certa persistência, determinado pela parcela de preços com ajustamento lento.

O artigo está estruturado em quatro seções, além desta introdução. A segunda faz uma breve revisão dos conceitos da Curva de Phillips clássica, da abordagem novo-keynesiana (NKPC) e as evidências para economia brasileira. Na terceira seção são realizados os testes estatísticos e estimados diferentes modelos para avaliar o desempenho da política monetária no Brasil sob o Regime de Metas de Inflação. A quarta seção apresenta as conclusões.

2 A Curva de Phillips e evidências para economia brasileira

A visão clássica da Curva de Phillips atesta que o governo poderia controlar a taxa de inflação e o desemprego por meio de medidas que estimulassem a economia, aumentando a atividade econômica e reduzindo a taxa de desemprego². Uma característica insatisfatória da Curva de Phillips clássica, como mostra Woodford (2003), é a implicação de que somente flutuações não antecipadas no gasto nominal têm algum efeito sobre a atividade real, e que flutuações de equilíbrio no hiato do produto devem ser completamente não previstas. Essas restrições resultam em que somente os efeitos imediatos de um choque de política monetária sobre o gasto nominal deveriam ter efeitos na atividade real, e os efeitos defasados, ou seja, após a ocorrência do choque, não deveriam afetar a produção, mas somente o nível de preços. Mas, o tipo de expectativas de inflação que determina a posição de curto prazo da Curva de Phillips são as atuais expectativas com relação à inflação futura, em vez

²Um dos artigos clássicos, que originou as pesquisas a partir dessa visão, foi de Samuelson e Solow na década de 1960.

das expectativas passadas com relação à inflação atual como discutem Calvo (1983), e Galí & Gertler (2000).

A abordagem dos novo-keynesiana da Curva de Phillips (NKPC) é fundamentada na abordagem proposta por Calvo (1983) que permite obter uma relação de oferta agregada, ou seja, uma relação estrutural entre a dinâmica da inflação e o nível de atividade real representada em termos do hiato do produto. Assim, a relação de oferta agregada tem novamente a forma de uma Curva de Phillips aumentada pelas expectativas, mas as expectativas de inflação que movem a curva são as expectativas correntes sobre a inflação futura. O custo real médio do trabalho, que corresponde a variações no hiato do produto, é positivamente correlacionado com o PIB real dessazonalizado, e que também se mostra positivamente correlacionado com a aceleração da inflação. Tal fato tende a ter um melhor ajustamento da teoria dos novos keynesianos da Curva de Phillips para explicar a dinâmica da inflação quando se utiliza o custo real do trabalho como uma medida do hiato do produto.

A especificação de Curva de Phillips previamente discutida tem sido empregada em diversos trabalhos, na economia brasileira, para avaliar a dinâmica da inflação e a magnitude dos coeficientes relacionados à inflação passada e a inflação futura, como em Alves & Areosa (2005), Bardsen & Jansen (2004), e Fanelli (2007). As novas teorias que surgiram para explicar a relação entre inflação e desemprego, entre as quais a teoria das expectativas racionais e a da NAIRU (Taxa de desemprego que mantém a inflação constante), sinalizavam que a Curva de Phillips é vertical no longo prazo como abordam Portugal et al. (1999), Lima (2000), Staiger et al. (2001) e Ball & Mankiw (2002)³.

Outros estudos procuraram avaliar a dinâmica da inflação no Brasil, as possíveis alterações decorrentes das mudanças de regime de política monetária, e mais especificamente, as alterações ocorridas em função da adoção do sistema de metas de inflação. Nessa linha cita-se, Alves & Areosa (2005), Bogdanski et al. (2000), Carneiro et al. (2002), Minella et al. (2003) e Muinhos (2004), os quais procuraram estimar diferentes especificações de Curva de Phillips para o Brasil e avaliar quais são os principais determinantes da inflação e as ponderações associadas à inércia da inflação e às expectativas de inflação. Os resultados encontrados, por Alves & Areosa (2005), mostram que o coeficiente para meta de inflação foi de 0,68 e de -0,11 para o custo marginal. Já para Muinhos (2004) e Minella et al. (2003), os parâmetros para a inflação passada situam-se entre 0,50 a 0,62 e da expectativa de inflação em torno de 1,20. Para o coeficiente do desemprego, segundo Minella et al. (2003), ele foi estatisticamente quando foi incluída segunda defasagem da inflação, com valor de -0,09. Muinhos (2004) adota o hiato do produto para representar os custos marginais, cujo parâmetro foi de 0,28.

A literatura mais recente tem se ocupado na linha de estudos a Curva de Phillips de novo-keynesiana com Mazali & Divino (2010), Fonseca Neto (2010) e Mendonça et al. (2012). Mazali & Divino (2010) estimaram a Curva de Phillips pelo método de momentos generalizados. Eles concluíram que essas estimativas se adequam bem as informações estatísticas e que as restrições teóricas são satisfeitas, além de encontrar forte rigidez do salário real e alto custo de hiato do produto para estabilizar inflação no curto prazo após o plano real. Cerca de 92% do salário real corrente é explicado pelo salário

³O quadro 1, no Apêndice A, apresenta um resumo dos estudos empíricos selecionados para a economia brasileira com seu respectivos resultados.

real passado apenas 8% é explicado pela taxa marginal de substituição. Fonseca Neto (2010) concluiu que os coeficientes de determinação parciais para subperíodos móveis de 36 meses identificam a persistência inflacionária como o principal determinante da inflação. Os choques cambiais contribuíram para a persistência até meados de 2006 em virtude da alta volatilidade ocorrida. O hiato de capacidade só apresentou relevância para comportamento da inflação em 2008.

O estudo de Mendonça et al. (2012) também utilizou método GMM-HAC e indicou que a expectativa futura de inflação e a inflação passada têm relevância na dinâmica do processo inflacionário. O papel das expectativas ganha ainda mais importância, a partir de 2002. Em geral, as evidências tendem a indicar o processo inflacionário brasileiro não guarda relação próxima com a forma estrutural curva de Phillips novo-Keynesiana. Embora as estimativas não rejeitem a hipótese derivada da forma estrutural da NKCP de que a soma dos coeficientes da inflação passada e da expectativa de inflação seja igual a unidade. Os resultados, na direção de que a estabilização da inflação tem aumentado a rigidez dos salários reais como aqueles achados por Mazali & Divino (2010), também são suportados por Reis & Camargo (2007). Para os autores, a inflação impõe mais flexibilidade aos salários reais, tendo em vista ao ambiente legal, em que não é permitido a redução o salário nominal. Arbache & De Negri (2004) e Orellano et al. (2009), usando micro-dados, sugerem também que estrutura de salários brasileiros é rígida e insensível ao ciclo econômico. Mazali & Divino (2010) mostram ainda que a estimativa do *trade-off* de curto prazo indicou que um choque 1% na oferta monetária, o banco central deve escolher entre uma queda de 0,29% no hiato do produto, mantendo o mesmo nível de inflação, ou elevar a inflação em 0,31% e manter fixo o hiato do produto.

A outra vertente da literatura mais recente tem estudado a Curva de Phillips por meio de modelos não lineares com Fasolo & Portugal (2004), Muinhos (2004), Arruda et al. (2008), Correa & Minella (2010), Areosa et al. (2011), Arruda et al. (2011), entre outros. Os resultados mostraram que, em geral, essa categoria de modelos apresenta maior aderência à teoria e tendem a serem mais adequados para explicar dinâmica da inflação brasileira. Fasolo & Portugal (2004), usando o Filtro de Kalman, estimaram um parâmetro de 0,13 inflação passada, 0,82 para expectativa de inflação e 74,8 para o hiato do desemprego. Já Muinhos (2004) encontrou 0,45 e 1,29 para a inflação passada e futura, respectivamente, e 0,41 para o hiato do produto.

Para Arruda et al. (2008), a Curva de Phillips ampliada com efeito limiar (threshold) tem um melhor desempenho preditivo, somente, em um regime, com taxa de inflação de quatro meses passados superior a limiar de 0,17%. Os efeitos do repasse cambial e da inércia inflacionária elevam-se e foram estatisticamente significativos. Areosa et al. (2011) mostram que a inércia inflacionária só seria relevante no regime de baixa incerteza, enquanto que hiato do produto, no regime de alta incerteza inflacionária. Isso significaria que custo marginal ou o hiato do produto seria relevante para explicar a dinâmica inflacionária apenas em regimes de alta incerteza. Para Arruda et al. (2011) o modelo da Curva de Phillips ampliada com limiar threshold apresentou um erro quadrático médio de previsão menor. Esse resultado foi 38% melhor do que do que o modelo VAR que incorporou utilizou as variáveis taxa de inflação e taxa de juros e este, por sua vez exibiu um erro menor dentre os modelos lineares testados.

Nesse sentido, Correa & Minella (2010) encontraram evidência de que repasse cambial o repasse de curto prazo é maior quando a economia está em expansão, quando a taxa de câmbio se deprecia acima de determinado limiar e quando a volatilidade da taxa de câmbio é menor. Além disso, a apreciação cambial tem contribuído na redução da inflação, mas possivelmente com uma defasagem superior a um trimestre. Os efeitos de curto prazo da taxa de câmbio sobre a inflação são assimétricos. No caso de elevada depreciação cambial, o repasse cambial estimado para o trimestre seguinte é cerca de 11%, ao passo que apreciação ou pequenas depreciações não tem efeitos estatisticamente significativos.

A Curva de Phillips sob a formulação Phelps-Friedman foi ainda investigada por Pimentel (2013). O autor usou um método bastante diferente da literatura tradicional o de ondaletas que desagrega assim efeitos de curto e longo prazo. O período considerado se estende de 1980 a 2011. Os resultados rejeitam a hipótese da Curva de Phillips para a economia brasileira no curto prazo, porém, eles sugerem a sua validade no longo prazo.

Por fim, as expectativas de inflação de longo prazo tornam-se melhor ancoradas em países que adotam o sistema de metas de inflação e que possuem uma meta explícita de inflação como evidencia Biondi & Toneto (2005). Os autores usam as expectativas de inflação de longo prazo (seis a dez anos) para um grupo de cinco países e concluem que há evidências de que as expectativas respondem em menor magnitude a inflação atual, em relação aos Estados Unidos e a zona do EURO. Essas expectativas reagem em maior intensidade a eventos correntes⁴. As conclusões semelhantes foram achadas por Minella et al. (2003) e Triches & Florentin (2015) em que o mecanismo de metas de inflação tem sido fundamental no processo de estabilização econômica brasileira.

3 Aspectos metodológicos e estimação da Curva de Phillips híbrida

A especificação da Curva de Phillips híbrida é estimada a partir da proposta apresentada pelo Bacen (2000), que utiliza um grupo de modelos estruturais para identificar e quantificar os mecanismos de transmissão da política monetária. São empregadas várias formulações alternativas, sendo que a base é dada pela Equação (1):

$$\pi_t = \alpha_1 \pi_{t-1} + \alpha_2 \pi_{t-2} + \alpha_3 E_t \pi_{t+1} + \alpha_4 UCI_{t-1} + \alpha_5 rc_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

em que π_t é o logaritmo da taxa de inflação, UCI_t é utilização da capacidade instalada da indústria (uma *proxy* para hiato do produto)⁵, p_t^F é o logaritmo do índice de preços ao produtor externo, e_t é o logaritmo da taxa de câmbio nominal. O termo $(p_t^F + e_t)$ pode ser entendido como o repasse cambial aos preços (rc_t). A Equação (1) atribui um peso maior ao coeficiente associado à inflação passada, ou seja, esse resultado tenderia a indicar que a inércia da inflação é mais relevante na determinação da inflação do que a expectativa de

⁴Austrália, Canadá, Nova Zelândia, Suécia e Reino Unido.

⁵A série mensal da UCI só está disponível a partir de setembro de 2005, assim, foi necessário completar os dados trimestrais anteriores a esse período usando interpolação.

inflação. Uma variante dessa especificação é retirar o termo da inflação defasada em dois períodos e usar duas defasagens para o hiato do produto, em vez de uma, conforme a equação:

$$\pi_t = \alpha_1 \pi_{t-1} + \alpha_2 E_t \pi_{t+1} + \alpha_3 UCI_{t-2} + \alpha_4 rc_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

A Equação (1) é reformulada com a incorporação de variáveis *dummy* a qual incluída para capturar o efeito da inflação ocorrida no último trimestre de 2002. Isso se justifica devido a uma elevação das taxas de inflação decorrente das incertezas provocada pela eleição presidencial. A *dummy* possui valor zero para todas as observações, com exceção dos meses de outubro e dezembro de 2002 em que a ela é atribuído o valor um. Assim, essa nova especificação passa a ser expressa pela Equação (3).

$$\pi_t = \alpha_1 \pi_{t-1} + \alpha_2 \pi_{t-2} + \alpha_3 E_t \pi_{t+1} + \alpha_4 UCI_{t-1} + \alpha_5 rc_t + D_t \pi_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

Outra possibilidade de especificar tradicional Curva de Phillips é substituir o hiato do produto por um termo que possa expressar o custo das empresas, em geral, representado pelo custo unitário do trabalho⁶. Desse modo, seguindo a metodologia Galí & Gertler (1999) o termo do custo unitário do trabalho passou a ser incorporado com *proxy* do nível de atividade ou termo do hiato do produto para avaliar os resultados da Curva de Phillips conforme as Equações (4) a (6).

$$\pi_t = \alpha_1 \pi_{t-1} + \alpha_2 \pi_{t-2} + \alpha_3 E_t \pi_{t+1} + \alpha_4 cm_t + \alpha_5 rc_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$\pi_t = \alpha_1 \pi_{t-1} + \alpha_3 E_t \pi_{t+1} + \alpha_4 cm_{t-2} + \alpha_5 rc_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$\pi_t = \alpha_1 \pi_{t-1} + \alpha_2 \pi_{t-2} + \alpha_3 E_t \pi_{t+1} + \alpha_4 cm_t + \alpha_5 rc_t + D_t \pi_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

As séries estatísticas cobrem o período de abril de 2000⁷ a fevereiro de 2014 totalizando 167 observações. A definição da inflação, π_t , é dada pela primeira diferença índice mensal de preços ao consumidor amplo, IPCA, do IBGE dessazonalizado pelo método X-12. A série mensal do custo unitário do trabalho, cm_t , é obtida do Banco Central do Brasil a qual é multiplicada pela taxa de câmbio nominal com a finalidade de medir em termos da moeda doméstica. A taxa de inflação internacional, p_t^F , é expressa pela taxa mensal de inflação das exportações dos Estados Unidos, incluindo commodities, disponibilizada pelo Bureau of labor Statistics, ajustada pelo método X-12. A taxa de câmbio nominal, e_t , por sua vez, é definida pela taxa mensal de câmbio livre – R\$ / US\$ (venda) - PTAX0800, disponibilizada pelo Banco Central do Brasil. A série temporal relativa ao coeficiente de repasse cambial, rc_t , foi construída com base na soma das séries em logaritmos da taxa de câmbio nominal e da inflação externa. Por fim, a série expectativas de inflação, $E_t \pi_{t+1}$, foi coletada do relatório Focus do Banco Central do Brasil em que foram utilizadas as projeções feitas no mês anterior. Assim, para se obter as expectativas para o mês de maio do ano 2000, utilizaram-se as projeções de 01/05/2000 a

⁶O custo unitário do trabalho é uma variável que pode ser utilizada para representar o custo das empresas, sendo uma proxy do nível de atividade da economia

⁷Início da série de expectativas do Banco Central do Brasil.

31/05/2000 para o mês de junho. O dado de maio é a expectativa para junho e assim sucessivamente, para os demais meses do período considerado neste trabalho. Como o programa utilizado gerou as previsões diárias, assim foi obtida a média mensal (geométrica) desses dias⁸. Esse procedimento de extrair a média utilizando as expectativas do mês cheio é justificável por entender que os agentes formam suas expectativas com base em toda a informação disponível até o momento de suas avaliações. Além disso, uma vez que o período coberto pela série estatística é caracterizado por uma inflação baixa e relativamente estável, acredita-se que a informação sobre a inflação do mês anterior não tenha afetado de maneira significativa as expectativas para o mês seguinte.

Salienta-se, contudo, que a divulgação da inflação pelo IBGE é usualmente dia 15 de cada mês. É notório que isso pode afetar as expectativas de inflação para o mês seguinte. Porém, optou-se por extrair a média utilizando as expectativas do mês cheio, por entender que os agentes formam suas expectativas com base em toda a informação disponível até o momento de suas avaliações e que isso não deve ser negligenciado. Além disso, uma vez que o período coberto pela série estatística é caracterizado por uma inflação baixa e relativamente estável, acredita-se que a informação sobre a inflação do mês anterior não tenha afetado de maneira significativa as expectativas para o mês seguinte.

4 Descrição análise dos resultados

A investigação da estacionariedade das séries foi baseada em três testes de raiz unitária; o ADF (*Aumented Dickey Fuller*), PP (*Phillips-Perron*) e KPSS (*Kwiatkowski-Phillips-Smidt-Shin*). Os resultados estão reportados nas tabelas 1 a 3 no Apêndice. Em todos os casos, não foi possível aceitar a hipótese nula da série da inflação. Isso significa que é $I(0)$ ou estacionária em nível. Esse resultado está de acordo com outros trabalhos encontrados na literatura sobre a Curva de Phillips no Brasil e é coerente com o que se tem observado no comportamento da inflação no período de estabilidade econômica. Para a variável representativa do custo marginal do trabalho os testes ADF e KPSS mostraram o resultado inequívoco que essa variável é $I(1)$. Enquanto o teste PP apresentou alguma dúvida, uma vez foi rejeitada a hipótese nula de raiz unitária, a 5% de significância, para o teste com intercepto e tendência. A série representativa do repasse cambial exibiu a presença de raiz unitária e tornando-se estacionária em primeira diferença em dois testes aplicados, isto é, o de ADF e o de PP. Em todos os testes foi rejeitada a hipótese de raiz unitária da série em primeira diferença, ou seja, nenhuma das séries é $I(2)$.

⁸Por se tratar de uma variável não observável, a literatura sobre estimações da Curva de Phillips para o Brasil não apresenta consenso sobre qual *proxy* deve ser utilizada para as expectativas de inflação. Por exemplo, Mazali & Divino (2010) estimaram a inflação esperada por meio de variáveis instrumentais. Sachsida (2013) ao estimar a Curva de Phillips utilizando dados de seis regiões metropolitanas brasileiras assumiu que uma possível *proxy* para a inflação esperada na região seria a própria inflação atual no Brasil. Fonseca Neto (2010), utilizou-se de duas proxies, as expectativas médias e medianas de variação mensal do IPCA dos cinco primeiros dias úteis do mês anterior. Muinhos (2004) estima um processo autorregressivo de médias móveis para encontrar as expectativas inflacionárias. Uma abrangente revisão sobre os trabalhos que estimaram curvas de Phillips para o Brasil, assim como das proxies utilizadas para a expectativas de inflação podem ser encontradas em Sachsida (2013). Uma síntese do tratamento dado para os determinantes da inflação por esses trabalhos feitos para a economia brasileira encontra-se no Quadro 1 do Apêndice A.

No teste KPSS, diferentemente dos demais, aceitação da hipótese nula implica a existência de estacionariedade da série. Assim, essa hipótese foi rejeitada quando forem inseridos intercepto e tendência na série da inflação. Os resultados dos testes da raiz unitária para a série da utilização da capacidade da indústria foram controversos, dependendo do tipo de teste utilizado. Finalmente, os resultados dos testes de raiz unitária para a expectativa de inflação também se mostraram inconclusivos.

Uma vez verificada a presença de variáveis $I(0)$ e $I(1)$ e nenhuma $I(2)$, pode-se testar a presença de relacionamentos de longo prazo entre as variáveis por meio da metodologia de Pesaran et al. (2001). Os testes para a definição do número de lags de cada uma das relações foram inequívocos em mostrar que a estrutura dos modelos ARDL (*Autoregressive Distributed Lag*) é $(1,1,0,0)$, pelo critério de Schwarz⁹. Em todos os casos não foi possível aceitar a hipótese nula do teste (não existe relação de longo prazo) com 1% de significância, como mostra a Tabela 1. A melhora adequação, sem autocorrelação dos resíduos, foi sem constante e tendência o que justifica a ausência de mudança no valor crítico dos testes.

Tabela 1: Resultados do teste de relacionamento de longo prazo entre as variáveis*

Relações	ARDL lag (critério de Schwarz)	Estatística F (bound test)	Decisão (valor crítico 1%)
$\pi_t E_t \pi_{t+1} c m_t r c_t$	(1,1,0,0)	37.68	Existe relação de LP (4.84)
$\pi_t E_t \pi_{t+1} U C I_t r c_t$	(1,1,0,0)	36.29	Existe relação de LP (4.84)
$\pi_t E_t \pi_{t+1} c m_t r c_t D_t \pi_t$	(1,1,0,0)	39.53	Existe relação de LP (4,84)
$\pi_t E_t \pi_{t+1} U C I_t r c_t D_t \pi_t$	(1,1,0,0)	37.35	Existe relação de LP (4,84)

Nota: *A hipótese nula do teste é a não existência de relacionamento de longo prazo entre as variáveis.

Metodologia Pesaran et al. (2001)

Assim, foram testadas as especificações das equações (1) a (9) por meio do uso do método ARDL, em que foram impostas restrições de defasagens nas variáveis de forma a obter as equações de acordo com a proposta do Bacen (2000), que estão reportadas na Tabela A.3 no Apêndice A¹⁰. Observa-se que os resultados se mostraram pouco satisfatórios, no ponto de vista estatístico, para equações especificadas pela utilização da capacidade instalada como *proxy* para hiato do produto. Nesse caso, a variável repasse cambial não foi estatisticamente significativa, embora os parâmetros da inflação passada e das expectativas tenham sido significativos ao nível 1%, e as magnitudes muito parecidas com as demais especificações.

As estimações das Equações (7), (8) e (9), que utilizaram o custo do trabalho como *proxy* para o hiato do produto, conforme propõem Galí & Gertler (1999), geraram resultados mais robustos, com todos os parâmetros estatisticamente diferentes de zero ao nível de 1%. Na Equação (7), os coeficientes associados à inflação passada são ligeiramente mais elevados. Isso revela que embora os parâmetros estimados sejam significativos, a inércia da inflação não

⁹Como se pode ser observar, os testes de especificação de defasagens dos modelos ARDL, na Figura 1 do Apêndice A.

¹⁰Embora as especificações estimadas não correspondam exatamente aos modelos selecionados pelo critério de Schwarz na Tabela A.1, elas estão entre os 20 melhores modelos dos 2.058 testados, veja-se a figura 1, no apêndice.

é mais importante na determinação da inflação do que a expectativa de inflação. Esse resultado é validado por outros estudos como os de Galí & Gertler (1999), Fraga et al. (2003), Minella et al. (2003) e Alves & Areosa (2005), em que o principal determinante é a expectativa da inflação. O coeficiente relacionado ao nível de atividade, traduzido pelo custo unitário do trabalho, apresenta o sinal esperado e é significativo ao nível de 1%. O parâmetro associado ao repasse cambial é significativo, ao nível de 1%, e sua magnitude indica que uma desvalorização de 10% gera um aumento na inflação na ordem 3,2%.

$$\pi_t = 0,273\pi_{t-1} - 0,141\pi_{t-2} + 0,837E_t\pi_{t+1} + 0,248cm_t + 0,323rc_t \quad (7)$$

(3,522) (-2,561) (6,783) (3,057) (4,879)

Na especificação da Curva de Phillips híbrida, de acordo com a Equação (8), os resultados novamente indicam que o coeficiente associado à inflação passada é quase a metade do parâmetro da expectativa de inflação, e ambos os coeficientes são significativos ao nível de 1%. Isso vem ratificar o papel das expectativas inflacionárias sobre a determinação da inflação no período presente. Já os coeficientes do repasse cambial e do custo do trabalho de dois períodos antes continuam com o sinal esperado e são ligeiramente menores do que os da Equação (7), ou seja de 0,248 e 0,232 respectivamente¹¹.

$$\pi_t = 0,305\pi_{t-1} + 0,790E_t\pi_{t+1} + 0,232cm_{t-2} + 0,248rc_t \quad (8)$$

(5,602) (6,333) (2,630) (3,482)

A estimação da Equação (9) teve o intuito de captar o efeito da sinalização do BACEN (2003) de que a inclusão de dados ao último trimestre de 2002 aumentava significativamente o grau de inércia inflacionária. Desse modo, incorporou-se uma variável *dummy* com valor unitário nos últimos três meses daquele ano. O coeficiente estimado da *dummy* é estatisticamente significativo ao nível de 1% e a regressão apresenta uma melhora em todas nas estatísticas R2 e DW, assim como um considerável aumento considerável na velocidade de ajustamento de curto prazo (- 0,86), como pode ser visualizado na Tabela A.3 no apêndice.

O coeficiente estimado da inflação passada continua inferior ao da expectativa de inflação e ambos os parâmetros são significativos ao nível de significância de 1% e ligeiramente superiores as estimativas Equação (4) e (10), ou seja, as magnitudes dos parâmetros para o grau de rigidez de preços situam-se em um intervalo entre 0,1 e 0,3), e para a expectativa cerca de 0,8. Esses resultados estão de acordo com aqueles encontrados por Areosa & Medeiros (2007), Fasolo & Portugal (2004), Mazali & Divino (2010) e Tombini & Alves (2006) entre outros conforme a Tabela A.1 no apêndice. Isso vem confirmar a atuação ativa do banco central às alterações das expectativas da inflação e que estas desempenham um papel relevante na inflação brasileira. A estimativa do parâmetro associado ao nível de atividade com uma defasagem apresenta o sinal esperado e é significativo, com valor de 0,32, muito próximo, portanto, daquele estimado por Mazali & Divino (2010). O coeficiente associado ao repasse cambial apresentou uma magnitude intermediária entre as Equações (4) e (8), e apresenta-se significativo ao nível de 1%. Agora o aumento da inflação seria de 2,67% proveniente a uma desvalorização cambial de 10%.

¹¹Os resultados encontrados para o efeito do repasse cambial sobre à inflação são mais elevados do que o normalmente encontrado pela literatura. Entretanto, note-se que esse parâmetro só é significativo somente com o uso do custo unitário do trabalho em vez do hiato do produto.

$$\pi_t = 0,237\pi_{t-1} - 0,131\pi_{t-2} + 0,852E_t\pi_{t+1} + 0,329cm_{t-1} + 0,267rc_t + 0,858D_t\pi_t$$

(3,110) (-2,452) (7,057) (3,919) (3,972) (3,199)

(9)

Os resultados obtidos na Equação (9) podem, portanto, ser relacionados com os aspectos discutidos no referencial teórico apresentado nas seções dois e três. A Curva de Phillips híbrida, que expressa a inflação como função de um termo que representa a inércia da inflação e um termo que representa a expectativa de inflação futura, fornece uma boa descrição da dinâmica da inflação brasileira para o período analisado. A evidência encontrada é que coeficiente associado à inflação futura é estatisticamente significativo e possui maior importância que a inflação passada. O coeficiente obtido para a variável que representa o nível de atividade econômica mostra que, assumindo que o grau de complementaridade estratégica entre as decisões de preços dos produtores de diferentes produtos seja constante e igual à unidade, existe certo grau de sensibilidade da inflação à demanda agregada da economia que pode ser influenciada por meio das alterações da taxa de juros da economia.

Outro fato interessante é que soma dos coeficientes associados às expectativas (adaptativas e racionais) se aproxima da unidade. Foram realizados testes Wald para todas as equações com essa restrição, e em todos os casos não foi possível rejeitar a hipótese nula que a soma desses coeficientes é igual a um, como pode ser observado na Tabela A.3 no Apêndice. Esse resultado está de acordo com a restrição proposta por Blanchard & Galí (2007) de que a soma dos coeficientes da inflação passada e da expectativa de inflação deve ser igual à unidade. Além disso, o parâmetro da inflação futura, em situação de plena credibilidade do banco central, também deve ser igual a um. Isso significaria que a expectativa da inflação não dependeria da inflação passada, do hiato do produto e da taxa de câmbio real que não foi o caso.

5 Conclusão

A Curva de Phillips está relacionada ao controle de inflação em que as autoridades monetárias buscam minimizar o *trade-off* entre inflação e a atividade econômica. Para os novos keynesianos, a Curva de Phillips está fundamentada na oferta agregada que é dada pela relação estrutural entre a dinâmica da inflação e o nível de atividade real medido pelo custo real do trabalho.

Os resultados dos estudos têm mostrado que o papel desempenhado pela expectativa de inflação é relevante na dinâmica da inflação e os Bancos Centrais têm reagido fortemente às mudanças dessas expectativas. Assim, se as expectativas forem bem ancoradas em meta de inflação ou em qualquer outro indicador macroeconômico, a inflação tende a apresentar menor persistência. As conclusões obtidas neste estudo são corroboradas por outros achados empíricos, ou seja, a expectativa de inflação é um dos principais determinantes na dinâmica da inflação brasileira, embora ainda exista um componente inercial, provavelmente fruto da rigidez de preços provocados, pela indexação do reajustamento de vários contratos e pelos preços administrados. O uso do custo unitário do trabalho como *proxy* para a atividade econômica, bem como a inclusão de um termo que captura os efeitos da inércia da inflação tende a gerar um bom ajustamento para a Curva de Phillips para a economia brasileira. Há

ainda forte evidência que o repasse cambial, ou seja, a depreciação da moeda doméstica exerce influência significativa nos preços internos.

Por fim, destaca-se que na vigência do sistema de metas de inflação, condução da política monetária do Banco Central tem proporcionado uma relativa estabilidade dos preços, com aumento da credibilidade. Isso é refletido na maior participação das expectativas dos agentes na dinâmica da inflação, embora ainda exista uma persistência que reduz um pouco capacidade de transmissão da política monetária.

Referências Bibliográficas

- Alves, S. A. L. & Areosa, W. D. (2005), Targets and inflation dynamics, Technical report, Brasília. Working Paper n. 100.
- Annable, J. (2007), Adjusting wages for price inflation: the rational-arrangements phillips curve, Technical report. Working Paper.
URL: <http://goo.gl/sIIayA>
- Arbache, J. S. & De Negri, J. A. (2004), 'Filiação industrial e diferencial de salários no brasil', *Revista Brasileira de Economia* **58**, 159–184.
- Areosa, W. D., McAleer, M. & Medeiros, M. (2011), 'Moment-based estimation of smooth transition regression models with endogenous variables', *Journal of Econometrics* **165**, 100–111.
- Areosa, W. D. & Medeiros, M. (2007), 'Inflation dynamics in brazil: the case of a small open economy', *Brazilian review of econometrics*. **27**(1), 131–166.
- Arruda, E. F., Ferreira, R. T. & Castelar, I. (2008), Modelos lineares e não lineares da curva de phillips para previsão da taxa de inflação no brasil, in 'Anais do XXXVI Encontro Nacional de Economia', ANPEC.
- Arruda, E. F., Ferreira, R. T. & Castelar, I. (2011), 'Modelos lineares e não lineares da curva e phillips para previsão da taxa de inflação no brasil', *Revista de Economia Política* **65**(3), 237–252.
- Bacen (2000), Relatório de inflação, Technical report, Brasília.
- Ball, L. & Mankiw, G. (2002), The nairu in theory and practice, Technical report, Cambridge. NBER Working Paper n. 8940.
- Bardsen, G. & Jansen, E. S. ans Nymoer, R. (2004), 'Econometric evaluation of the new keynesian phillips curve', *Bulletin of Economics and Statistics* **66**, 305–9049.
- Biondi, R. L. & Toneto, R. (2005), 'O desempenho dos países que adotaram o regime de metas inflacionárias: uma análise comparativa', *Cadernos PRO-LAM/USP* **2**, 7–31.
- Blanchard, O. & Galí, J. (2007), 'Real wage rigidities and the new keynesian model', *Journal of Money, Credit and Banking* **39**(1), 35–66.
- Blanchard, O. & Katz, L. F. (1996), What we know and do not know about the natural rate of unemployment, Technical report, Cambridge. NBER Working Paper n. 5822.

- Bogdanski, J., Tombini, A. & Werlang, S. R. C. (2000), Implementing inflation targeting in brazil, Technical report, Brasília.
- Calvo, G. A. (1983), 'Staggering prices in a utility maximizing framework', *Journal of Monetary Economics* **12**, 383–398.
- Carneiro, D. D., Monteiro, A. & Yen Hon Wu, T. (2002), Mecanismos não-lineares de repasse cambial para o ipca, Technical report, Rio de Janeiro. Texto para discussão n. 4.
- Correa, A. & Minella, A. (2010), 'Nonlinear mechanisms of the exchange rate pass-through: a phillips curve model with threshold for brazil', *Revista de Economia Política* **64**(3), 231–243.
- Fanelli, L. (2007), Testing the new keynesian phillips curve through vector autoregressive models: Results from the euro area, Technical report. MPRA Paper n. 1617.
- Fasolo, A. M. & Portugal, M. S. (2004), 'Imperfect rationality and inflationary inertia: a new estimation of the phillips curve for brazil', *Estudos econômicos* **34**(4), 725–776.
- Fonseca Neto, F. A. (2010), 'Persistência inflacionária e curva de phillips novo-keynesiana para o brasil', *Revista de Economia Política* **30**(2).
- Fraga, A., Goldfajn, I. & Minella, A. (2003), Inflation targeting in emerging market economies, Technical report, Cambridge. NBER Working Paper n. 10019.
- Galí, J. (2008), The new keynesian approach to monetary policy analysis, in 'Lessons and New Directions, mimeo, CREI and Universitat Pompeu Fabra', Citeseer.
- Galí, J. & Gertler, M. (1999), 'Inflation dynamics: a structural econometric analysis', *Journal of Monetary Economics* **44**(2), 195–222.
- Galí, J. & Gertler, M. (2000), Inflation dynamics: A structural econometric analysis, Technical report, Cambridge. NBER Working Paper n. 7551.
- Galí, J., Gertler, M. & Lopez-Salido, J. D. (2001), European inflation dynamics, Technical report, Cambridge. NBER Working Paper n. 8218.
- Galí, J., Gertler, M. & Lopez-Salido, J. D. (2005), Robustness of the estimates of the hybrid new keynesian phillips curve, Technical report, Cambridge. NBER Working Paper n. 11788.
- Guay, J., Gertler, M. & Lopez-Salido, J. D. (2004), The u.s. keynesian phillips curve: An empirical assessment, Technical report. Working Paper n. 35.
- Lima, E. C. R. (2000), The nairu, unemployment and the rate of inflation in brazil, Technical report, Rio de Janeiro. Texto para discussão n. 753.
- Mazali, A. A. & Divino, J. A. (2010), 'Real wage rigidity and the new phillips curve: The brazilian case', *Revista Brasileira de Economia* **64**(3), 291–306.

- Mendonça, H. F. & Santos, M. A. L. (2006), 'Credibilidade da política monetária e a previsão do trade-off entre inflação e desemprego: Uma aplicação para o brasil', *Revista EconomiA* 7, 293 – 306.
- Mendonça, M. J. C., Sachsida, A. & Medrano, L. (2012), 'Inflação x desemprego: novas evidências para o brasil', *Economia Aplicada* 16, 475 – 500.
- Minella, A., Freitas, P. S., Goldfajn, I. & Muinhos, M. K. (2002), 'Inflation targeting in brazil: Constructing credibility under exchange rate volatility', *Journal of International Money and Finance* 22(7), 1015–1040.
- Minella, A., Freitas, P. S., Goldfajn, I. & Muinhos, M. K. (2003), Inflation targeting in brazil: Lessons and challenges, Technical report.
- Muinhos, M. K. (2004), 'Inflation targeting in an open financially integrated emerging economy: The case of brazil', *Estudos Econômicos* 34, 269 – 296.
- Muinhos, M. K. & Alves, S. A. L. (2003), Medium size macroeconomic model for the brazilian economy, Technical report, Brasília. Working Paper Series n. 64.
- Orellano, V., Mattos, E. & Pazello, E. (2009), 'A substituição de trabalhadores como instrumento para redução de gastos com salários: Evidências para a indústria paulista', *Revista Brasileira de Economia* 63, 135–152.
- Orphanides, A. (2007), 'Taylor rules', *Finance and Discussion Series* . Federal Reserve Board.
- Orphanides, A. & Williams, J. C. (2006), Inflation targeting under imperfect knowledge, Technical report, São Francisco. Working Papers Series no 2006-14.
- Pesaran, M. H., Shin, Y. & Smith, R. J. (2001), 'Bounds testing approaches to the analysis of level relationships', *Journal of Applied Econometrics* 16, 289 – 326.
- Phelps, E. (1967), 'Phillips curves, expectations of inflation, and optimal unemployment over time', *New Series, Economica* 34(135), 254–281.
- Phillips, A. W. (1958), 'The relationship between unemployment and the rate of change of money wage rates in the united kingdom, 1861-1957.', *Economica* 25, 283–99.
- Pimentel, E. A. (2013), 'A wavelets-based analysis of the phillips curve hypothesis for the brazilian economy, 1980-2011', *Economia Aplicada* 17(1), 91–114.
- Portugal, M. S., Madalozzo, R. C. & Hillbrecht, R. O. (1999), 'Inflation, unemployment and monetary policy in brazil', *Inflation Targeting Seminar* .
- Reis, M. C. & Camargo, J. M. (2007), 'Desemprego dos jovens no brasil: Os efeitos da estabilização da inflação em um mercado de trabalho com escassez de informação', *Revista Brasileira de Economia* 61, 493–518.
- Sachsida, A. (2013), 'Inflação, desemprego e choques cambiais: uma revisão da literatura sobre a curva de phillips no brasil', *Revista de Economia Política* 67(4), 521– 531.

Schwartzman, F. F. (2006), 'Estimativa de curva de phillips para o brasil com preços desagregados', *Economia Aplicada* **10**, 137–155.

Staiger, D., Stock, J. H. & Watson, M. W. (2001), Prices, wages, and the u.s. nairu in the 1990s, Technical report, Cambridge. NBER Working Paper n. 8320.

Tombini, A. & Alves, S. A. L. (2006), The recent brazilian disinflation process and costs, Technical report, Brasília. Working Paper Series, n. 109.

Triches, D. & Florentin, G. P. (2015), Avaliação do regime de meta de inflação nos países da américa latina entre 2001 a 2013, Technical report, São Leopoldo. Working Papers no 12.

Walsh, C. E. (1998), 'The natural rate, nairu, and monetary policy', *Economic Letter* (32). Federal Reserve Bank of Sao.

Williams, J. C. (2003), 'The natural rate of interest', *Economic Letter* (32). Federal Reserve Bank of Sao Francisco.

Williams, J. C. (2006), 'The phillips curve in an era of well-anchored inflation expectations', *Economic Letter* (36), 234 –268. Federal Reserve Bank of Sao Francisco.

Woodford, M. (2003), *Interest and Prices: foundations of a theory of monetary policy*, Princeton Press, Princeton.

Apêndice A

Tabela A.1: Resultados do teste de relacionamento de longo prazo entre as variáveis*

Autor	Período	Modelo e Procedimentos	Parâmetros	Resultado
Minella et al. (2002)	1995:07 a 2002:12	Estimação econométrica. Inflação e desemprego passados com uma e duas defasagens.	Inflação passada: de 0,56 a 0,62. Desemprego: - 0,09.	A inflação esperada reage significativamente à meta de inflação, e as metas são determinantes para as expectativas inflacionárias.
Fasolo & Portugal (2004)	1990:01 a 2002:08	Estimação com o filtro de Kalman e modelo de mudança de regime.	Inflação passada: 0,13. Inflação futura: 0,82. Hiato do Desemp.: 74,23.	A curva de Phillips dever ser estimada de forma não linear. Para o subperíodo inflação passada 90/94 a inflação passada ganha importância.
Muinhos (2004)	1994:04 a 2002:02	A expectativas estimadas por um processo ARMA. Hiato do produto, como sendo o desvio do PIB de sua tendência.	Inflação passada: 0,51. Hiato do produto: 0,28. Inflação futura: 1,18. Hiato do produto: 0,35.	O hiato do produto mostra-se mais importante na estimação que usa a expectativa de inflação e nas estimativas não lineares.
Alves & Areosa (2005)	1995:01 a 2004:04	Estimação econométrica da Curva de Phillips novo keynesiana com apenas inflação passada.	Custo marginal: -0,11. Meta de inflação: 0,68.	A construção custo marginal agregado das firmas, a partir do índice de salário real multiplicada a força de trabalho ocupada, tudo dividido pela renda do trabalho veze o PIB só se mostrou significativo a 10%
Schwartzman (2006)	1997:01 a 2003:04	Método dos mínimos quadrados em três estágios com três grupos de preços, monitorados, Comercializáveis e não comercializáveis.	Não comercializáveis: Custo marginal: 0,71 a 1,27 Inflação passada: 0,39 a 0,50; Comercializáveis: Inflação passada: 0,37 a 0,56	A construção custo marginal agregado das firmas com base na capacidade instalada contribui para não rejeitar a hipótese da verticalidade de longo prazo da curva de Phillips.
Tombini & Alves (2006)	1996:01 a 2006:01	Estimação com o filtro de Kalman e custo marginal é medido pelo hiato do produto.	Inflação passada: 0,30 a 0,10. Inflação futura: 0,30 a 0,10.	Os coeficientes são variáveis em pelo menos em duas ocasiões: na mudança para câmbio flexível em 1999 e no meio de 2002.
Mendonça & Santos (2006)	1996:01 a 2006:01	Estimação econométrica da curva de Phillips com medida de credibilidade.	Inflação passada: 0,30 a 0,10. Hiato do desem: -0,09 a -0,16.	O uso utilização de uma medida de credibilidade provém um modelo com qualidade de previsão superior daqueles que impõem uma relação estável entre a inflação e as expectativas de inflação.

Nota: *Veja também Sachsida (2013).

Tabela A.1: Resultados do teste de relacionamento de longo prazo entre as variáveis* (continuação)

Autor	Período	Modelo e Procedimentos	Parâmetros	Resultado
Areosa & Medeiros (2007)	1995:01 a 2003:09	Estimação por GMM da Curva de Phillips novo keynesiana e uma curva híbrida.	Inflação passada: 0,45. Inflação futura: 0,53. Hiato do desem: - 0,09 a -0,16.	O uso de duas medidas para o custo marginal das empresas; a renda do trabalho na produção e o hiato do produto, mas foram significativos e negligenciável para economia aberta.
Arruda et al. (2008)	1995:01 a 2005:12	Estimação da curva de ampliada com efeito limiar (<i>Threshold</i>)	Regime com taxa de inflação de quatro meses abaixo de 0,17%, o efeito da inércia inflacionária e do repasse cambial não são significativos.	
Mazali & Divino (2010)	1995:01 a 2008:04	Estimação por GMM	Inflação passada: 0,59. Inflação futura: 0,44. Desemprego: - 0,13.	Os resultados consistentes com a teoria, indicando, portanto, elevado grau de aderência aos dados da economia brasileira. A rigidez dos salários reais no período recente de baixa inflação observada após o plano real é elevada. Cerca de 92% do salário real corrente é explicado pelo salário real passado.
Arruda et al. (2011)	1995:01 a 2008:04	Estimação por meio de diferentes modelos lineares e não lineares.	A curva de Phillips ampliada com limiar (<i>threshold</i>) apresentou um erro quadrático médio de previsão menor em 20% em relação ao VAR.	Os modelos não lineares, em geral apresentam um melhor desempenho preditivo.
Mendonça et al. (2012)	1995:01 a 2011:12	Estimação da Curva de Phillips novo keynesiana pelo método GMM-HAC.	A expectativa futura de inflação e a inflação passada têm relevância na dinâmica do processo inflacionário.	Os resultados mostram que não foi possível rejeitar a hipótese derivada da forma estrutural de que a soma dos coeficientes da inflação passada e da expectativa de inflação seja igual a unidade.
Pimentel (2013)	1980-2011	Estimação método de ondaletas, desagregando assimfeitos de curto e longo prazo.		Os resultados rejeitam a hipótese da curva de Phillips para a economia brasileira no curto prazo, porém eles sugerem a sua validade no longo prazo.

Nota: *Veja também Sachsida (2013).

Tabela A.2: Resultados do teste ADF

Nível	τ	τ_{μ}	τ_{τ}	1ª Diferença	τ	τ_{μ}	τ_{τ}
π_t	-2,713 ^(a)	-5,812 ^(a)	-5,863 ^(a)	π_t			
UCI_t	0,239	-3,398 ^(b)	-5,107 ^(a)	UCI_t	-4,086 ^(a)	-4,101 ^(a)	-4,081 ^(a)
cm_t	1,035	-0,427	-2,716	cm_t	-13,016 ^(a)	-13,102 ^(a)	-13,085 ^(a)
rc_t	-0,769	-2,262	-2,257	rc_t	-7,809 ^(a)	-14,271 ^(a)	-14,231 ^(a)
$E_t\pi_{t+1}$	-0,269	-2,709 ^(c)	-2,800	$E_t\pi_{t+1}$	-3,645 ^(a)	-3,631 ^(a)	-3,628 ^(b)

Nota: τ sem constante; τ_{μ} com constante/ τ_{τ} com constante e tendência; H_0 : série possui raiz unitária; Rejeita H_0 a (a: 1%); (b: 5%); (c: 10%). Seleção automática de defasagens - Critério de Schwartz.

Tabela A.3: Resultados do teste Phillips-Perron

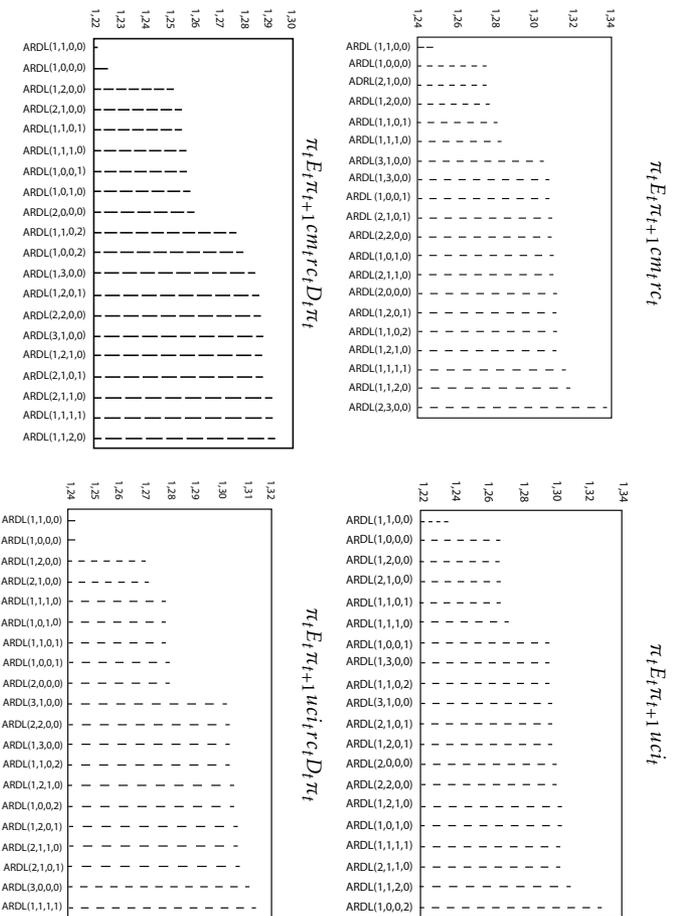
Nível	τ	τ_{μ}	τ_{τ}	1ª Diferença	τ	τ_{μ}	τ_{τ}
π_t	-2,630 ^(a)	-5,906 ^(a)	-5,962 ^(a)	π_t			
UCI_t	0,089	-2,817 ^(c)	3,404 ^(c)	UCI_t	-9,672 ^(a)	-9,636 ^(a)	-9,597 ^(a)
cm_t	1,109	-0,412	-3,586 ^(b)	cm_t	-17,156 ^(a)	-17,921 ^(a)	-18,153 ^(a)
rc_t	0,745	-2,411	-2,403	rc_t	-14,184 ^(a)	-14,195 ^(a)	-11,160 ^(a)
$E_t\pi_{t+1}$	-1,176	-5,174 ^(a)	-5,199 ^(a)	$E_t\pi_{t+1}$	-26,151 ^(a)	-25,968 ^(a)	-26,151 ^(a)

Nota: τ sem constante; τ_{μ} com constante/ τ_{τ} com constante e tendência; H_0 : série possui raiz unitária; Rejeita H_0 a (a: 1%); (b: 5%); (c: 10%). Seleção automática de defasagens - Critério de Schwartz.

Tabela A.4: Resultados das estimações da Curva de Phillips híbrida entre abril de 2000 e fevereiro de 2014 pelo método ARDL.

Variáveis	Eq. (6)	Eq. (7)	Eq. (8)	Eq. (9)	Eq. (10)	Eq. (11)
π_{t-1}	0,301*** (0,079)	0,325*** (0,055)	0,270*** (0,079)	0,273*** (0,077)	0,305*** (0,054)	0,237*** (0,076)
π_{t-2}	-0,132*** (0,057)		-0,116** (0,057)	-0,141*** (0,055)		-0,131** (0,053)
$E_t\pi_{t+1}$	0,772*** (0,130)	0,742*** (0,126)	0,788*** (0,128)	0,838*** (0,123)	0,790*** (0,125)	0,852*** (0,121)
UCI_{t-1}	0,462 (0,305)		0,711** (0,314)			
UCI_{t-2}		0,523* (0,310)				
cm_t				0,248*** (0,081)		
cm_{t-1}						0,329** (0,084)
cm_{t-2}					0,233*** (0,088)	
rc_t	0,132 (0,235)	0,006 (0,243)	-0,059 (0,242)	0,324*** (0,066)	0,248*** (0,071)	0,268*** (0,067)
$D_t\pi_t$			0,717*** (0,276)			0,858*** (0,268)
Teste Wald (soma dos coeficientes backward e forward looking=1)	0,626	0,574	0,619	0,785	0,408	0,695
Termo de correção de erros (p-valor)	-0,77 (0,00)	-0,63 (0,00)	-0,79 (0,00)	-0,81 (0,00)	-0,65 (0,00)	-0,86 (0,00)
R ² ajustado	0,422	0,435	0,444	0,448	0,449	0,479
Durbin-Watson	1,745	1,778	1,796	1,774	1,793	1,853

Nota: Desvios-padrão em parênteses. * , ** , *** indicam o nível de significância estatística aos níveis de 10%, 5% e 1% respectivamente.



Nota: veja nota de rodapé 10.

Figura A.1: Testes de especificação de defasagens dos modelos ARDL (modelos avaliados em 2.058 pelo critério de Schwarz)