

Textos para Discussão PPGE/UFRGS

Programa de Pós-Graduação em Economia
Universidade Federal do Rio Grande do Sul

MUDANÇA DE REGIME MARKOVIANA NO PASS-THROUGH DE CÂMBIO PARA INFLAÇÃO BRASILEIRA: UMA AVALIAÇÃO PARA O PERÍODO 2000 A 2015

Fabrizio Almeida Marodin

Marcelo Savino Portugal

Nº 2015/17

(<http://www.ufrgs.br/ppge/textos-para-discussao.asp>)

Porto Alegre/RS/Brasil

MUDANÇA DE REGIME MARKOVIANA NO PASS-THROUGH DE CÂMBIO PARA INFLAÇÃO BRASILEIRA: UMA AVALIAÇÃO PARA O PERÍODO 2000 A 2015

Resumo

O objetivo deste trabalho é investigar o comportamento não-linear do pass-through de taxa de câmbio na economia brasileira, durante o período de câmbio flutuante (2000-2015), utilizando um modelo com mudança de regime markoviana na Curva de Phillips. Foram estimadas uma Curva de Phillips *backward looking* e uma curva híbrida, utilizando o Filtro de Hamilton e cálculo da máxima verossimilhança. Os resultados confirmam a principal hipótese de pesquisa, pois o modelo estima, de fato, um coeficiente de pass-through cambial significativamente mais alto durante o regime de alta volatilidade da inflação, contra um pass-through próximo de zero no regime de baixa volatilidade. Além disso, observou-se que a maior volatilidade da inflação causa efeito sobre as expectativas de inflação futura e sobre a persistência inflacionária. Entende-se que os resultados obtidos são promissores do ponto de vista empírico e sugerem a aplicação de modelos novo-Keynesianos com mudança de regime em trabalhos futuros.

Palavras-chave: Pass-through de taxa de câmbio, Curva de Phillips, Mudança de regime, Cadeia de Markov.

JEL: E31, F31, C2.

Abstract

The paper investigates the exchange rate pass-through on the Brazilian economy during the floating exchange rate period (2000-2015) in a Markov-switching modelling framework. We estimate a backward looking and a hybrid Phillips Curve through the Hamilton Filter and maximum likelihood

methods. The hypothesis of higher pass-through during the high inflation volatility regime is confirmed, and we also observe the effect of inflation volatility on inflation persistence and its expectations. From an empirical standpoint, the results are relevant and suggest the use of new Keynesian models with regime switching in further works.

1. Introdução

Variações bruscas nos preços relativos internacionais sempre estiveram no âmago da análise de macroeconomia aberta, dado que tanto o custo de vida relativo quanto os preços relativos de exportação e importação de diferentes países estão sujeitos, e experimentam com frequência, choques significativos (OBSTFELD & ROGOFF, 1999). O fenômeno de pass-through incompleto, ou pass-through de taxa de câmbio (PTTC) ocorre quando choques cambiais não são totalmente propagados para os preços domésticos, o que enseja um comportamento não consistente com a paridade do poder de compra relativa (PPP). A principal premissa da PPP relativa é de que a taxa de crescimento do câmbio deve anular o diferencial das variações nos índices de preços entre dois países. Entretanto, extensa literatura empírica permite concluir que a PPP relativa não é válida no curto-prazo. Outrossim, a convergência dos níveis de preço e do câmbio para uma taxa que anule as diferenças nas suas variações tenderá a ocorrer apenas no longo prazo (ALBUQUERQUE & PORTUGAL, 2005). O interesse pelo estudo deste fenômeno pode ser dar de diferentes formas. Por um lado, choques cambiais significativos devem causar um ajuste no nível de preços doméstico, mesmo que de forma incompleta e lenta; por outro lado, choques inflacionários domésticos levam a um ajuste incompleto na taxa de câmbio.

Os resultados mais relevantes das pesquisas empíricas anteriores sobre o PTTC no Brasil são sumarizados do seguinte modo. Primeiro, o pass-through observado é incompleto, ou seja, desvalorizações bruscas não são necessariamente seguidas de altas taxas de inflação no curto prazo, as quais seriam consistentes com a paridade do poder de compra. Belaisch (2003) cita como fatores

causadores deste fenômeno: (i) a composição do índice de preços ao consumidor subestima a participação dos itens não-comercializáveis, pois mesmo os itens comercializáveis possuem custos de distribuição relevantes, os quais não são afetados diretamente por uma desvalorização; (ii) os preços podem apresentar rigidez em moeda local (*sticky prices*), inclusive preços de itens importados, bloqueando a transmissão no curto prazo; (iii) o encarecimento dos itens importados causa efeito substituição, ou “fuga da qualidade”, por parte do consumidor. Pesquisas que utilizam os índices de preços desagregados, como Belaisch (2003) e Schwartzman (2006), encontram níveis de pass-through relativamente baixos para a inflação agregada ao consumidor (IPCA), porém relevante na inflação de preços atacados (IPA). Do mesmo modo, os preços de bens comercializáveis, são mais sensíveis a choques cambiais do que preços de bens não-comercializáveis. O argumento de que a existência de rigidez de preços é causa explicativa do pass-through incompleto é fortalecido por Figueiredo & Gouvea (2011), ao apresentarem evidências de heterogeneidade no repasse cambial entre os preços desagregados, relacionada de modo negativo com o grau de rigidez de preços.

Segundo, diversas pesquisas confirmam que a intensidade do pass-through em eventos de depreciação cambial não é fixa, mas depende de uma série de variáveis de estado da economia. Goldfajn & Werlang (2000), utilizando um painel de dados internacional, constatam que os principais determinantes do PTTC são o componente cíclico do produto, o estado inicial de sobrevalorização da taxa real de câmbio, a taxa de inflação inicial e o grau de abertura da economia. Ou seja, o pass-through tende a ser prócíclico, diminuindo quando a economia encontra-se em recessão, pois as firmas são forçadas a comprimir suas margens ao invés de repassar as mudanças de câmbio. Albuquerque & Portugal (2005) utilizam modelos em espaço de estado, estimados via filtro de Kalman, em que o valor do PTTC é variável no tempo, para confirmar a influência do ambiente macroeconômico no repasse cambial: são observados níveis muito distintos de pass-through em cada fase da política monetária, desde 1980 até 2002. A pesquisa conclui ainda que existe a relação entre a volatilidade cambial e a volatilidade da inflação. Dixit (1989) fornece

argumento para justificar este resultado, com base no papel da incerteza na tomada de decisão das firmas: quanto maior a incerteza sobre o nível estacionário da taxa de câmbio, maior seria o estímulo para que as firmas adotem uma estratégia de espera antes de tomar a decisão de reajustar os preços, pois existem custos de ajustamento - *menu costs* – e custos de reputação, caso a firma precise reverter sua decisão. Assim, em um período de câmbio fixo, em que as variações são consideradas permanentes, os agentes responderiam mais prontamente. Na mesma linha, Minella et al. (2003) e Kohlscheen (2010) confirmam também que a volatilidade da taxa de câmbio está associada à variância da inflação e a maiores valores de pass-through. Por fim, Tombini & Alves (2006), estimando uma Curva de Phillips híbrida com coeficientes variáveis no mesmo estilo de Albuquerque & Portugal (2005), chegam a conclusão semelhante constatando mudança significativa no coeficiente de PTTC a partir da implementação do regime de câmbio flutuante.

Terceiro, observa-se que o comportamento do repasse cambial é não-linear, ou assimétrico. Para Correa & Minella (2006), que estimam uma Curva de Phillips com mudança abrupta (*threshold*), o pass-through é maior quando a taxa de câmbio se deprecia a partir de um certo valor limite. Os autores levantam a hipótese de que o efeito não linear deveria afetar a função de reação do banco central, a qual deveria ser mais forte em momentos de maior pass-through. Nogueira Jr (2010) aplica um modelo de transição suavizada não-linear, *nonlinear smooth transition regression* (STR), em que a inflação passada é uma possível variável de transição para o nível de pass-through em uma Curva de Phillips *backward looking*. O autor identifica mudança no nível do PTTC quando a taxa de inflação ultrapassa um determinado limite, caracterizando um estado de alta inflação e alto pass-through, o qual, no entanto, somente é atingido a pleno em dois episódios: na fase inicial de implantação do Plano Real e durante a crise cambial de 2002. Segundo argumento de Taylor (2000), em períodos de alta inflação as firmas repassam seus custos com mais intensidade, pois se observa menor rigidez de preços. Pimentel et al. (2015), em um dos únicos estudos que abarca somente o período de câmbio flutuante, investigam a presença de assimetrias no pass-through,

confirmando a hipótese de que o repasse é muito maior em casos de depreciação do que em casos de apreciação cambial.

Após a crise financeira de 2008, as principais economias desenvolvidas, Estados Unidos, Inglaterra e Europa, adotam políticas monetárias de afrouxamento quantitativo visando o estímulo à demanda agregada, o que acarreta nova dinâmica das taxas de câmbio e fluxos financeiros internacionais. Shin (2013) destaca que a “Segunda Fase de Liquidez Global”, iniciada em 2010, estaria afetando a política monetária, as condições financeiras e o crescimento do crédito nos países emergentes. O excesso de endividamento privado nestes países aumenta o risco de uma reversão abrupta dos fluxos financeiros, bem como amplifica as consequências deste evento, quais sejam choque de alta nos juros domésticos, depreciação cambial e depressão da atividade econômica (SHIN, 2013).

Com efeito, a moeda brasileira experimentou sensível valorização no período pós-crise, 2010 a 2011, apenas para sofrer novos choques de desvalorização a partir da expectativa de normalização da política monetária norte-americana, como por exemplo durante o anúncio do Federal Reserve em maio de 2013 - *taper tantrum*. O ambiente de alta volatilidade cambial implica maiores efeitos do câmbio na inflação (MINELLA et al., 2003; KOHLSCHEEN, 2010), o qual é amplificado pelo comportamento assimétrico do PTTC (PIMENTEL et al., 2015). O próprio Banco Central do Brasil (2015) constata que a depreciação cambial em curso no ano de 2015 tem acarretado efeito de alta, principalmente nos preços de produtos industriais, ao mesmo tempo em que as expectativas de inflação para este ano já se encontram muito acima do limite superior da meta. Oliveira et al. (2015) argumenta que o componente inercial da inflação, na economia brasileira, tem seu efeito majorado quando se considera um ambiente de menor credibilidade, pois a perda de reputação carrega forte custo em termos de reprodução da inflação passada para o presente. Se mudanças estruturais que elevam a persistência inflacionária podem trazer maiores custos de desinflação, uma vez que a política monetária terá que ser mais apertada do que no estado anterior causando maior variabilidade e queda no produto (TOMBINI & ALVES, 2006), este custo

será amplificado em um ambiente de maior pass-through cambial. Portanto, mesmo decorridos mais de quinze anos da adoção do regime de metas de inflação e câmbio flutuante no Brasil, acredita-se que o tema proposto para esta pesquisa mantém sua relevância.

O presente trabalho pretende investigar o fenômeno de pass-through de taxa de câmbio, em particular sua relação com a volatilidade inflacionária e com as expectativas de inflação, através da estimação de uma Curva de Phillips com mudança de regime markoviana, de modo a testar a hipótese de que o coeficiente de pass-through de taxa de câmbio varie conforme o regime. O modelo permitirá verificar o comportamento dos parâmetros em regimes de alta e de baixa volatilidade inflacionária, e comparar suas estimativas. Do ponto de vista metodológico, Oliveira & Feijó (2015) também investigam uma Curva de Phillips Novo Keynesiana com mudança de regime markoviana para a economia brasileira, entretanto com o objetivo de investigar a não-linearidade da relação entre desemprego e inflação para todo o período do Plano Real, e não se concentrando no efeito do PTTC. De fato, os resultados apresentados pelos autores não permitem verificar mudança de regime em outros parâmetros que não o intercepto e a variância dos choques sobre a curva. Em relação ao tema abordado, a presente proposta guarda semelhanças com estudos anteriores sobre modelos não lineares de repasse cambial tais como Carneiro et al. (2004), Correia & Minella (2006) e Nogueira Jr (2010), os quais também se baseiam na Curva de Phillips. No entanto, a metodologia aqui sugerida inova ao utilizar um modelo de mudança de regime markoviano para abordar este tema, conseguindo identificar períodos em que o comportamento do parâmetro diferiu, e estimar a probabilidade de retorno a regimes anteriores, além de testar se outros parâmetros da Curva de Phillips estariam também sujeitos à mudança de regime em conjunto com o pass-through, e se concentrar somente no período referente ao regime de câmbio flutuante.

2. Metodologia Econométrica

2.1 A Curva de Phillips com Mudança de Regime Proposta

A presente pesquisa irá investigar se o pass-through de taxa de câmbio (PTTC) na economia brasileira pode ser descrito em um modelo em que a Curva de Phillips segue um processo não-linear, sofrendo alterações cíclicas em alguns parâmetros, as quais correspondem a mudanças de regime. O período de interesse do estudo é a partir de 1999, após a implantação do regime monetário de metas de inflação e câmbio flutuante. Em contraste com a literatura existente, propõe-se uma abordagem empírica em que o pass-through de taxa de câmbio é um dos parâmetros variáveis conforme o mecanismo de mudança de regime markoviano. O modelo permitirá testar as seguintes hipóteses:

(i) distinguir a existência de dois regimes para o PTTC, quais sejam de alta e baixa intensidade;

(ii) avaliar se o regime de alta intensidade está relacionado à volatilidade da inflação observada;

(iii) avaliar se os demais fatores da Curva de Phillips, quais sejam a inflação do período anterior, as expectativas inflacionárias e a intensidade da atividade econômica, também estão sujeitas ao mesmo mecanismo de mudança de regime.

A Curva de Phillips, em sua proposição original, relaciona a inflação com a intensidade de utilização de recursos, ou demanda agregada (PHILLIPS, 1958). A extensa literatura decorrente desenvolveu fundamentos para a inclusão de informação acerca da inflação em períodos anteriores, da inflação estrangeira, e das expectativas de inflação doméstica, a depender dos pressupostos teóricos adotados. Estudos baseados na chamada Curva de Phillips Novo Keynesiana (NKPC) assumem um modelo de fixação de preços com rigidez nominal, o qual implica que a inflação passa a ser explicada pela evolução esperada dos custos marginais reais. De maneira geral, pode-se estimar a curva de acordo com a equação abaixo:

$$\pi_t = \alpha_0 + \alpha_1\pi_{t-1} + \alpha_2E_t\pi_{t+1} + \alpha_3z_t + \phi x_t + \varepsilon_t$$

Nesta expressão, π_t é a taxa de inflação no período t ; $E_t\pi_{t+1} = E[\pi_{t+1}|I_t]$ é a expectativa da taxa de inflação para o próximo período, com base no conjunto de informação I_t ; z_t representa um choque de oferta, geralmente estamos interessados em um choque cambial; x_t é alguma variável que representa o custo marginal da empresa; e ε_t é o erro, o qual considera-se independente e identicamente distribuído. Destaca-se que a forma apresentada por esta equação é derivada em Blanchard e Galí (2007).

O modelo proposto nesta pesquisa estima o valor de pass-through de taxa de câmbio através do parâmetro regressor correspondente à inflação externa, considerada como choque de oferta da Curva de Phillips. Este método apresenta vantagens de simplicidade de especificação e tem sido utilizado com sucesso em estudos anteriores sobre o tema, seja aplicados à economia brasileira (CARNEIRO et al. 2004; CORREIA & MINELLA, 2006; TOMBINI & ALVES, 2006; NOGUEIRA JR, 2010) quanto estudos que avaliaram regimes markovianos em outros países (HOLMES, 2009; KHEMIRI & ALI, 2012). Os modelos de avaliação do pass-through utilizam a variação da taxa de câmbio nominal no período, em geral descontados os efeitos da inflação da cesta de produtos importados, ou pelo menos uma aproximação deste. Destaca-se que mesmo modelos que não objetivam a avaliação do pass-through costumam incluir o choque cambial na curva, de modo a controlar seus efeitos.

Nossa abordagem irá avaliar e comparar duas alternativas para especificação da Curva de Phillips, as quais diferem em relação à inclusão ou não das expectativas de inflação. A atividade real, ou intensidade de utilização dos recursos, será sempre representada pelo hiato do produto. As formulações foram inspiradas em Tombini e Alves (2006), os quais, no entanto, estimam a Curva de Phillips com parâmetros variáveis, sem considerar mudanças de regime, e decompõe a inflação passada em dois termos, inflação de preços livres e de preços monitorados. Dado que nosso interesse é apenas na análise do pass-through de câmbio para a inflação agregada, optamos pela

redução da complexidade do modelo e utilizamos a inflação ao consumidor cheia (IPCA) tanto como variável dependente como termo defasado.

A primeira formulação é derivada partindo-se de uma Curva de Phillips *backward looking*:

$$\pi_t = \alpha_0 + \alpha_1 \pi_{t-1} + \alpha_3 (\Delta e_{t-1} + \pi_{t-1}^f) + \phi x_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\varepsilon \sim N(0, \sigma^2) \quad (1a)$$

Onde: π_t é a inflação de preços ao consumidor doméstico; e_t é a taxa de câmbio nominal (R\$ por dólar); π_t^f é a inflação externa; x_t é o hiato do produto doméstico; ε_t é o termo de erro independente e idênticamente distribuído. Observa-se que nosso principal interesse é no valor do parâmetro α_3 , o qual representa o pass-through de taxa de câmbio.

Em seguida, adiciona-se a possibilidade de existência de dois regimes, através da inclusão da variável discreta não-observada S_t , a qual assume dois possíveis valores $S_t = [0, 1]$, e serve como indicador do estado da economia no momento t. O modelo fica, então, modificado para a seguinte forma reduzida:

$$E(\pi_t | S_t) = (1 - S_t) \alpha_{0s_0} + S_t \alpha_{0s_1} + (1 - S_t) \alpha_{1s_0} \pi_{t-1} + S_t \alpha_{1s_1} \pi_{t-1} \quad (1b)$$

$$+ (1 - S_t) \alpha_{3s_0} (\Delta e_{t-1} + \pi_{t-1}^f) + S_t \alpha_{3s_1} (\Delta e_{t-1} + \pi_{t-1}^f) + (1 - S_t) \phi_{s_0} x_t + S_t \phi_{s_1} x_t + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon \sim N(0, \sigma_{S_t}^2) \quad (1c)$$

Deste modo, a estimação irá resultar em coeficientes $\alpha_0, \alpha_1, \alpha_3, \phi$ específicos para cada regime, quais sejam respectivamente o intercepto, o peso da inflação passada, o coeficiente de pass-through e o coeficiente do hiato do produto. A variância do termo de erro $\sigma_{S_t}^2$ também assume a possibilidade de variar em dois regimes. A variável indicadora não-observada S_t evolui de acordo com um processo markoviano de primeira ordem: $P[S_t = 0 | S_{t-1} = 0] = p_{00}$; $P[S_t = 1 | S_{t-1} = 0] = (1 - p_{00})$; $P[S_t = 1 | S_{t-1} = 1] = p_{11}$; $P[S_t = 0 | S_{t-1} = 1] = (1 - p_{11})$. O modelo é denominado de probabilidades de transição fixas (fixed transition probabilities) e será estimado com

a utilização do Filtro de Hamilton e métodos de máxima verossimilhança (HAMILTON, 1989; KIM & NELSON, 1999; PERLIN, 2014), detalhado na próxima sessão. Durante a análise dos resultados ficará claro que nem todas as variáveis parecem se ajustar ao mecanismo de mudança de regime, e a melhor especificação será encontrada através de um processo do geral para o específico.

A segunda formulação testada difere da primeira pela adição do termo de expectativas de inflação para o período seguinte: $E_t\pi_{t+1}$. A especificação inicial parte da equação abaixo:

$$\pi_t = \alpha_0 + \alpha_1\pi_{t-1} + \alpha_2E_t\pi_{t+1} + \alpha_3(\Delta e_{t-1} + \pi_{t-1}^f) + \phi x_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\varepsilon \sim N(0, \sigma^2) \quad (2a)$$

Analogamente ao desenvolvimento da primeira especificação, temos que a adição da variável não-observada de estado irá expandir o modelo para a seguinte forma reduzida:

$$E(\pi_t|S_t) = (1 - S_t)\alpha_{0s_0} + S_t\alpha_{0s_1} + (1 - S_t)\alpha_{1s_0}\pi_{t-1} + S_t\alpha_{1s_1}\pi_{t-1} + (1 - S_t)\alpha_{2s_0}E_t\pi_{t+1} \quad (2b)$$

$$+ S_t\alpha_{2s_1}E_t\pi_{t+1} + (1 - S_t)\alpha_{3s_0}(\Delta e_{t-1} + \pi_{t-1}^f) + S_t\alpha_{3s_1}(\Delta e_{t-1} + \pi_{t-1}^f)$$

$$+ (1 - S_t)\phi_{s_0}x_t + S_t\phi_{s_1}x_t + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon \sim N(0, \sigma_{S_t}^2) \quad (2c)$$

Sachsida (2013) aponta a dificuldade dos estudos empíricos em escolher as séries de dados mais representativas para cada variável na curva. A primeira escolha diz respeito ao índice de preços que se pretende investigar. A inflação ao consumidor medida pelo Índice de Preços ao Consumidor Ampliado (IPCA) é a escolha padrão quando o pesquisador está interessado na dinâmica após a implantação do regime de metas de inflação, pois o mesmo constitui justamente o objetivo explícito a ser atingido pela autoridade monetária.

Em segundo lugar, deve se escolher uma estratégia para mensurar as expectativas de inflação. O método mais simples é utilizar a pesquisa de opinião dos agentes de mercado publicada pelo Banco Central do Brasil (relatório Focus), disponível para o período após 2001. Este procedimento apresenta menor custo para o pesquisador uma vez que a série temporal já se encontra

disponível; contudo, existem críticas acerca da confiabilidade dos dados coletados via pesquisas de opinião, uma vez que os agentes podem se encorajar a não revelarem sua verdadeira expectativa, de modo a direcionar os resultados finais em direção a seus interesses (FASOLO & PORTUGAL, 2004). Um método alternativo seria a extração das expectativas de inflação através de procedimentos econométricos, utilizando por exemplo relações presentes na estrutura a termo das taxas de juros, como fazem Fasolo & Portugal (2004). Segundo os autores, esta alternativa apresenta menos limitações e hipóteses menos fortes sobre o comportamento dos agentes, e pode incluir períodos para os quais não há disponibilidade de dados de pesquisas de opinião.

A terceira escolha recai sobre a representação do custo marginal das empresas. São encontrados, por exemplo, estudos que fazem uso do hiato do produto, da utilização da capacidade da indústria, da taxa de desemprego, do hiato da taxa de desemprego. Mais recentemente, têm-se utilizado a série mensal de atividade econômica IBC-Br, apurada pelo Banco Central do Brasil, por se tratar de um índice tempestivo e fortemente correlacionado, a princípio, com o Produto Interno Bruto (PIB) do IBGE. Como complicador, observa-se o fato que o cálculo do hiato pode ser efetuado por mais de um método econométrico, geralmente empregando-se filtros estatísticos tipo Hodrick-Prescott ou Filtro de Kalman.

Para a presente pesquisa foram consideradas 182 observações mensais, desde março de 2000 até abril de 2015. Optou-se por deixar o ano de 1999 fora da amostra devido às grandes flutuações observadas logo após a transição para o regime de câmbio flutuante, além da falta de disponibilidade de dados para as expectativas de inflação, pelo menos via pesquisa de mercado. Utilizou-se o IPCA mensal (%) para inflação de preços ao consumidor; a taxa de câmbio livre (PTAX venda), R\$ por US\$, média do período¹. A inflação externa foi medida pela variação dos preços de exportação dos EUA². A inflação doméstica e externa foram dessazonalizadas pelo método Census X-12, bem como as expectativas inflacionárias. O hiato do produto foi obtido a

¹ Séries 433 (IPCA) e 3698 (câmbio). Fonte: Sistema de Séries Temporais do Banco Central do Brasil.

² US export prices (end use): all commodities. Fonte: Federal Reserve Bank of St Louis (FRED).

partir do logaritmo do PIB-M, produto interno bruto mensal, a valores correntes³, dessazonalizado e retirada a tendência via filtro Hodrick-Prescott. O componente restante, de ciclo, foi considerado como hiato do produto. Finalmente, seguindo a sugestão de Machado & Portugal (2014), utilizamos dados de pesquisa de expectativas de mercado para compor a série de expectativas de inflação^{4,5}.

2.2 Estimação de Modelos com Mudança de Regime Markoviana

Apresenta-se, a seguir, a especificação geral do modelo de regressão com mudança de regime markoviana, com base em Alexander (2008), e detalhes sobre o método de estimação, qual seja a utilização do Filtro de Hamilton e métodos de máxima verossimilhança, com base na explanação de Perlin (2014). A solução do modelo irá produzir estimativas da probabilidade condicional de ocorrência de cada estado ao longo do tempo, e uma matriz de probabilidades de transição de estados, além das estimativas dos parâmetros tradicionais do modelo de regressão, condicionais a cada estado.

No modelo de regressão com mudança de regime, tanto os coeficientes da regressão quanto a variância do termo de erro podem ser dependentes do estado. Assume-se a seguir, para fins de simplificação, a existência de apenas dois estados, uma variável explanatória, e distribuição normal e homoscedástica para o termo de erro em cada estado. Desta forma, o modelo pode ser escrito como:

$$y_t = \begin{cases} \alpha_1 + \beta_1 x_t + \varepsilon_{1t}, & \varepsilon_{1t} \sim N(0, \sigma_1^2), \text{ no estado 1,} \\ \alpha_2 + \beta_2 x_t + \varepsilon_{2t}, & \varepsilon_{2t} \sim N(0, \sigma_2^2), \text{ no estado 2.} \end{cases}$$

³ Série 4380. Fonte: Sistema de Séries Temporais do Banco Central do Brasil.

⁴ Fonte: Sistema de Expectativas de Mercado (Boletim Focus) do Banco Central do Brasil.

⁵ Os cálculos foram efetuados nos softwares Eviews 8 e Matlab R2014.

Alternativamente, denota-se S_t a variável latente de estado, a qual pode assumir um dos dois possíveis valores: $s_t = 1$, se o estado 1 está vigente em t ; ou $s_t = 2$, se o estado 2 está vigente. Pode-se, então, escrever o modelo de regressão de forma sucinta, com erros normalmente distribuídos e homoscedásticos:

$$y_t = \alpha_{s_t} + \beta_{s_t} x_t + \varepsilon_{s_t t}, \quad \varepsilon_{s_t t} \sim N(0, \sigma_{s_t}^2).$$

Assume-se que a variável de estado segue uma cadeia de Markov de primeira ordem, com probabilidades de transição constantes entre os dois estados. Segue-se agora a notação de Perlin (2014), e denota-se p_{ij} a probabilidade de mudança do estado j para o estado i . Então a matriz de probabilidades de transição pode ser escrita:

$$\Pi = \begin{pmatrix} p_{11} & p_{12} \\ p_{21} & p_{22} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} p_{11} & 1 - p_{22} \\ 1 - p_{11} & p_{22} \end{pmatrix}$$

Supondo que o sistema encontra-se em equilíbrio, deriva-se a probabilidade incondicional do estado (ou regime) 1 por: $P(s_t = 1) = P(s_t = 1 | s_{t-1} = 1) * P(s_t = 1) + P(s_t = 1 | s_{t-1} = 2) * P(s_t = 2)$. O conjunto completo de parâmetros do modelo podem ser sumarizados em um vetor $\Theta = (\alpha_1, \alpha_2, \beta_1, \beta_2, \sigma_1, \sigma_2, p_{11}, p_{22})'$.

A especificação apresentada até agora permitiria uma estimação direta do modelo por máxima verossimilhança, se todos os estados fossem conhecidos, isto é, se os valores de s_t estivessem disponíveis. Bastaria maximizar a função de verossimilhança tradicional, para os parâmetros de Θ , exceto p_{11}, p_{22} que já seriam dados. Entretanto, como no modelo com mudança de regime os estados não são conhecidos, é preciso aplicar um filtro iterativo a cada passo, conforme método desenvolvido por Hamilton (1989), descrito na sequencia.

Em primeiro lugar, considera-se a função de verossimilhança para o estado j , condicionada ao conjunto de parâmetros Θ , com a notação $f(y_t|S_t = j, \Theta)$. Logo, a função de log-verossimilhança completa do modelo é dada por:

$$\ln L = \sum_{t=1}^T \ln \sum_{j=1}^2 (f(y_t|S_t = j, \Theta)P(S_t = j))$$

A expressão acima corresponde à média ponderada para a função de verossimilhança em cada estado, sendo os pesos dados pelas probabilidades de cada estado. Quando não se observam as probabilidades, não se pode aplicar diretamente a equação, contudo pode-se realizar inferências acerca das probabilidades com base na informação disponível. Esta é justamente a idéia principal do Filtro de Hamilton, o qual é utilizado para calcular as probabilidades filtradas de cada estado, com base na chegada de nova informação. A descrição de Perlin (2014) é a seguinte:

Considere-se ψ_{t-1} a matriz de informação disponível no tempo $t-1$. Usando o Filtro de Hamilton, as estimativas de $P(S_t = j)$ são calculadas seguindo-se o seguinte algoritmo iterativo:

1. Atribua um valor para as probabilidades iniciais ($t=0$) de cada estado $P(S_0 = j)$ para $j=1,2$. Aqui pode-se usar um palpite ingênuo (*naive*), por exemplo, $P(S_0 = j) = 0.5$, ou as probabilidades incondicionais do estado estacionário.

$$P(S_0 = 1|\psi_0) = \frac{1 - p_{11}}{2 - p_{11} - p_{22}}$$

$$P(S_0 = 2|\psi_0) = \frac{1 - p_{22}}{2 - p_{22} - p_{11}}$$

2. Ajuste $t=1$ e calcule as probabilidades de cada estado, dada a informação até o tempo $t-1$:

$$P(S_t = j|\psi_{t-1}) = \sum_{i=1}^2 p_{ji}(P(S_{t-1} = i|\psi_{t-1}))$$

Onde p_{ji} são as probabilidades de transição da cadeia de Markov.

3. Atualize a probabilidade de cada estado, com nova informação para o instante t . Para isso, utilize os parâmetros do modelo em cada estado $(\alpha_1, \alpha_2, \beta_1, \beta_2, \sigma_1, \sigma_2)$, as probabilidades de transição p_{11}, p_{22} para o cálculo da função de verossimilhança em cada estado $f(y_t|S_t = j, \psi_{t-1})$ no instante t . Em seguida, use a seguinte fórmula para atualizar a probabilidade de cada estado, dada nova informação:

$$P(S_t = j|\psi_t) = \frac{f(y_t|S_t = j, \psi_{t-1})P(S_t = j|\psi_{t-1})}{\sum_{j=1}^2 f(y_t|S_t = j, \psi_{t-1})P(S_t = j|\psi_{t-1})}$$

4. Ajuste $t=t+1$ e repita os passos 2 e 3 até $t=T$, ou seja, até o final da amostra. O resultado é um conjunto de probabilidades filtradas para cada estado, de $t=1$ até $t=T$.

O algoritmo acima produz as probabilidades necessárias para o cálculo da log-verossimilhança do modelo, como função de um conjunto de parâmetros:

$$\ln L = \sum_{t=1}^T \ln \sum_{j=1}^2 (f(y_t|S_t = j, \Theta)P(S_t = j|\psi_t))$$

A estimação do modelo é obtida, então, encontrando-se o conjunto de parâmetros que maximiza a equação anterior. A cada passo do algoritmo de maximização retorna-se ao filtro iterativo para o cálculo das probabilidades condicionais de cada estado, com os valores correntes dos parâmetros do modelo. Ressalta-se que algumas restrições devem ser impostas para os valores de alguns coeficientes, especificamente $\hat{\sigma}_1, \hat{\sigma}_2 > 0$ e $\hat{p}_{11}, \hat{p}_{22} < 1$. O procedimento foi aqui

apresentado para apenas dois estados, entretanto casos genéricos para k estados podem ser consultados na literatura (HAMILTON, 1994; KIM & NELSON, 1999).

3. Resultados

3.1 Testes de Estacionariedade

As cinco séries utilizadas no estudo são testadas para estacionariedade: inflação de preços ao consumidor doméstico (π_t); expectativas de inflação para o período seguinte ($E_t\pi_{t+1}$); variação da taxa de câmbio nominal R\$ por dólar (Δe_t); inflação externa (π_t^f); hiato do produto doméstico (x_t). Destas cinco séries, apenas uma delas encontra-se já em primeira diferença (Δe_t), sendo as outras utilizadas em nível. Apresenta-se os resultados dos testes tradicionais Augmented Dickey-Fuller (ADF), com intercepto, e Phillips-Perron (PP), na tabela 1. Para cada teste ADF, o número de defasagens (*lags*) foi escolhido de forma automática de acordo com o Critério de Informação de Schwartz, sendo o máximo estabelecido em 13 *lags*. Os testes PP, de modo análogo, utilizaram largura de banda (*bandwith*) escolhida de modo automático pelo critério de Newey-West.

	Augmented Dickey-Fuller			Phillips-Perron		
	t-Statistic	Prob.	Lag length	Adj. t-Statistic	Prob.	Bandwith
π_t	-5.6525	0.0000	0	-5.6217	0.0000	3
$E_t\pi_{t+1}$	-3.6217	0.0062	0	-3.5811	0.0070	3
Δe_t	-8.8421	0.0000	0	-8.8746	0.0000	4
π_t^f	-7.9781	0.0000	0	-8.4872	0.0000	7
x_t	-5.0994	0.0000	3	-7.1395	0.0000	1

Tabela 1: Testes de Raiz-Unitária. Fonte: cálculos próprios.

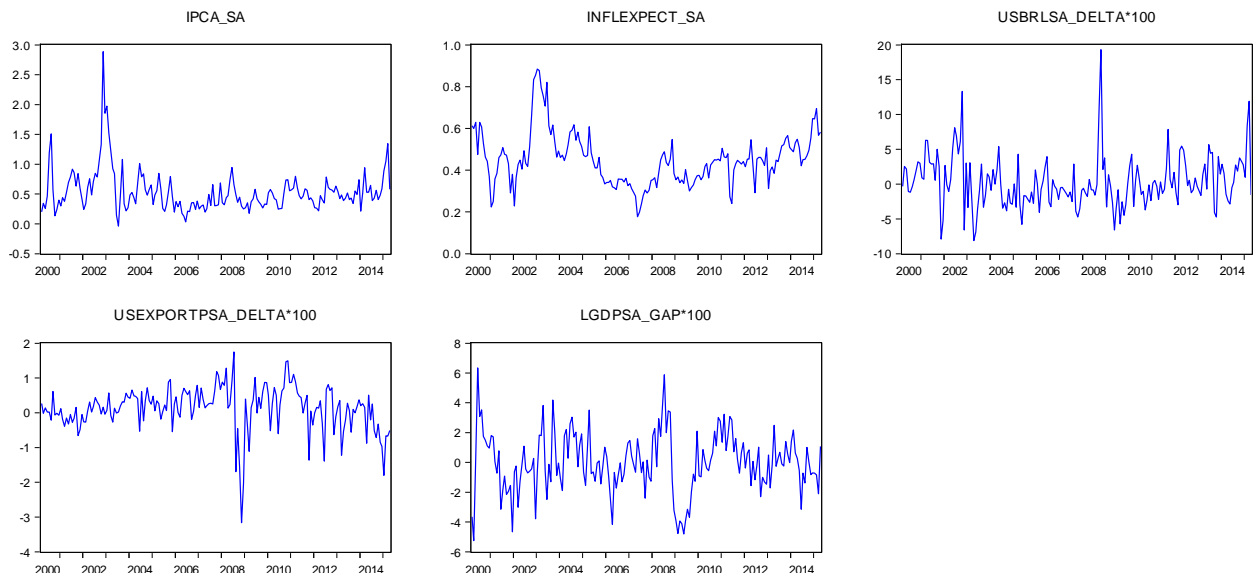


Figura 1: Séries de interesse (na ordem): inflação doméstica de preços ao consumidor, expectativas de inflação doméstica, variação cambial real-dólar; variação de preços de exportação dos EUA, hiato do produto. Fonte: cálculos próprios.

Conforme demonstrado, tanto o teste ADF quanto o PP rejeitam a presença de raiz-unitária para todas as cinco séries a nível de significância de 1%, de modo que a aplicação para os modelos de regressão com transição de regime pode prosseguir sem restrições quanto a este critério. Para efeito de ilustração, a figura 1 apresenta as séries de interesse utilizadas neste estudo.

3.2 Curva de Phillips Backward Looking

A primeira estimação concentrou-se em testar diversas alternativas de mudança de regime sob a a Curva de Phillips *backward looking*, ou seja, com componente defasado. A equação geral testada é a (1b), já detalhada na sessão anterior. A tabela 2 mostra os principais resultados obtidos. São apresentados os valores estimados para os parâmetros fixos e para os parâmetros com mudança de regime, bem como os principais critérios de ajuste dos modelos.

Em primeiro lugar, destaca-se que nos três modelos alternativos que serão detalhados todos os coeficientes estimados apresentam os sinais esperados, e o resultado é significativo para quase todos os regressores - a exceção fica para o hiato do produto. De fato, veremos que em nenhuma especificação testada o hiato do produto apresentou significância estatística, o que remete à discussão de Sachsida (2013) acerca da validade, para a economia brasileira, da hipótese de influência do custo marginal das empresas sobre a inflação. Diversos estudos não conseguem encontrar impacto estatisticamente significativo do custo marginal sobre a inflação (ALVES & AREOSA, 2005; AREOSA & MEDEIROS, 2008; ARRUDA et al., 2008), apesar de que Mazali & Divino (2010), ao utilizar dados trimestrais, confirmam a hipótese teórica. Considera-se, entretanto, que a discussão foge do escopo deste trabalho, cujo interesse é sobre a dinâmica não-linear do pass-through de taxa de câmbio (PTTC).

O modelo a coeficientes fixos será utilizado como base de comparação, pois neste não ocorre mudança de regime, e a curva é estimada como uma regressão convencional. Nos resultados, observa-se que a inflação passada apresenta um efeito explicativo relativamente alto, coeficiente de 0.69, enquanto que o impacto de um choque cambial na inflação cheia é relativamente baixo, mesmo que significativo. O repasse de curto prazo de um choque cambial de 1% é de 0.0176 pontos percentuais na inflação do mês seguinte, correspondendo a um valor de longo prazo de 0.0568 pontos percentuais. Este resultado é compatível com a estimativa de pass-through publicada pelo Banco Central do Brasil (2015), em seus modelos lineares de projeção de pequeno porte. Conforme observado anteriormente, o efeito do hiato do produto é positivo, todavia sem demonstrar significância estatística. Não foram encontrados sinais de autocorrelação serial nos resíduos. No entanto, a inexistência de quebra estrutural é rejeitada pelo testes de Chow e de Quandt-Andrews⁶, indicando possibilidade de comportamento não-linear dos parâmetros. Dado isso, a Curva de Phillips em questão boa candidata à modelagem por mudança de regime markoviana.

⁶ Teste de Chow rejeita H_0 para data 2003/01 a 5% de significância. Teste de Quandt-Andrews rejeita H_0 para intervalo de datas 2002/07 a 2013/01 a 1% de significância.

A estratégia de seleção da melhor representação de mudança de regime markoviana foi partir do modelo mais geral para o específico. Deste modo, inicia-se com uma alternativa que permite a variação, em cada regime, de todos os parâmetros conjuntamente. Em seguida, foram testadas diversas restrições alternativas, as quais fixam um determinado conjunto de parâmetros. Os melhores ajustes em termos de menor erro quadrático médio (MSE), menores critérios de informação (AIC e BIC) e maior verossimilhança foram alcançados nos modelos que fixaram pelo menos os parâmetros ϕ , hiato do produto, e α_0 , intercepto, e que não fixaram o coeficiente de pass-through cambial α_3 . A tabela 2, então, apresenta os dois melhores modelos encontrados, o primeiro fixa o coeficiente de inflação defasada α_1 , enquanto o segundo permite que este varie conforme o regime⁷. O resultado geral é a possibilidade de identificar dois regimes distintos para a variância da inflação, sendo o primeiro de baixa volatilidade inflacionária e o segundo de alta.

Um dos principais resultados da pesquisa é que o modelo com mudança de regime markoviana estima, de fato, um coeficiente de pass-through cambial mais alto durante o regime de alta volatilidade da inflação, apontando para a confirmação da hipótese inicial de comportamento não-linear. No modelo 1, em regime de baixa volatilidade o PTTC é estatisticamente nulo, enquanto que no regime de alta volatilidade temos uma estimativa de pass-through de 0.0574 pontos percentuais na inflação do mês seguinte, e um efeito de longo prazo de 0.1596 pontos percentuais, para um choque cambial de 1%. O valor estimado de $\alpha_{3s_{t=1}} = 0.0574$ é estatisticamente e sensivelmente superior à estimativa de PTTC obtida no modelo fixo, e mais de dez vezes superior ao valor estimado para o regime de baixa volatilidade ($\alpha_{3s_{t=0}}$). Com efeito, temos na formulação com mudança de regime um melhor ajuste do que no modelo de parâmetros fixos – maior R^2 e menor erro quadrático médio. As estimativas pontuais para o intercepto, coeficientes de inflação defasada e de hiato do produto diferem em relação ao modelo fixo, entretanto sem a possibilidade de confirmar a significância estatística desta diferença.

⁷ Os demais modelos testados, os quase não estão representados na tabela, apresentaram todos erro quadrático médio MSE maior do que 0.057, além de piores valores de AIC, BIC e verossimilhança; foram, portanto, desconsiderados para análise detalhada.

	Modelo Fixo	Modelo 1	Modelo 2
	Sem mudança de regime	Mudança de regime em	Mudança de regime em
		$\alpha_{3s_t}, \sigma_{S_t}^2$	$\alpha_{1s_t}, \alpha_{3s_t}, \sigma_{S_t}^2$
α_0	0.1597 (0.0396) [0.00]	0.1724 (0.0270) [0.00]	0.2608 (0.0289) [0.00]
α_1	0.6914 (0.0845) [0.00]	0.6404 (0.0502) [0.00]	0.3503 (0.0582) [0.00]
			0.6877 (0.0614) [0.00]
α_3	0.0176 (0.0095) [0.06]	0.0053 (0.0036) [0.14]	-0.0035 (0.0045) [0.45]
		0.0574 (0.0204) [0.01]	0.0429 (0.0102) [0.00]
ϕ	0.0059 (0.0083) [0.47]	0.0053 (0.0062) [0.40]	0.009 (0.0074) [0.23]
<i>Error variance</i>	0.05731	0.020834	0.015714
σ^2		(0.0029) [0.00]	(0.0029) [0.00]
		0.210883 (0.0652) [0.00]	0.083784 (0.0184) [0.00]
R^2	0.533	0.564	0.568
<i>SSR</i>	10.2019	9.5241	9.4311
<i>MSE</i>	0.0560	0.0523	0.0518
<i>Log likelihood</i>	3.9627	41.4893	39.4068
<i>AIC</i>	0.000409	-64.9787	-54.8136
<i>BIC</i>	0.070827	-36.1426	-16.3656
<i>Num. Observ.</i>	182	182	182

Tabela 2: Resultados da estimação da Curva de Phillips *backward looking* com mudança de regime.

Fonte: cálculos próprios.

Nota: Desvios-padrão entre parêntese, p-valor entre chaves.

Enquanto isso, o modelo 2 apresenta dinâmica similar em relação ao PTTC, uma estimativa significativamente diferente de zero em regime de alta volatilidade de inflação, $\alpha_{3s_t=1} = 0.0429$, e uma estimativa estatisticamente nula no regime de baixa volatilidade. O efeito de longo prazo estimado para o pass-through é de 0.1374 pontos percentuais na inflação durante o regime de alta, dado um choque cambial de 1%. Além disso, o modelo assume mudança de regime conjunta no valor do coeficiente da inflação defasada, apontando para uma inércia inflacionária bastante superior durante o regime de alta volatilidade, $\alpha_{1s_t=0} = 0.3503$ contra $\alpha_{1s_t=1} = 0.6877$. O intercepto estimado é maior e estatisticamente diferente do que no modelo a parâmetros fixos, enquanto que o coeficiente do hiato do produto novamente não permite constatar significância. O resultado obtido no modelo 2 traz à tona a hipótese de que a mudança de regime na volatilidade da inflação estaria afetando o componente de inércia inflacionária em conjunto com o pass-through de taxa de câmbio. A intuição econômica é de que, em um ambiente de maior volatilidade e maior incerteza, os agentes preferem atribuir mais peso para o valor da inflação do período anterior ao ajustarem seus preços no momento corrente. Um argumento formal para esta hipótese é trazido por Owyang (2001), que destaca a importância do relacionamento entre o nível da inflação e sua variância. O autor sustenta que um aumento no nível da inflação é não só persistente, mas também associado a maior variância e maior incerteza sobre a inflação futura. As explicações para o fenômeno apresentariam três origens: mudanças na Curva de Phillips com expectativas – o que remete diretamente a presente pesquisa; choques agregados temporários e permanentes; e política monetária idiossincrática. A próxima sessão apresenta ainda a estimação da Curva de Phillips com expectativas inflacionárias, a qual permitirá investigar aspectos adicionais desta questão.

O comportamento dos resíduos para os modelos 1 e 2 não apresenta sinais de autocorrelação serial, conforme demonstra a tabela 3. A hipótese de normalidade, no entanto, é rejeitada pelo teste Jarque-Bera, dado o alto valor da curtose presente em todas as distribuições de resíduos.

	Modelo Fixo	Modelo 1	Modelo 2
<i>Skewness</i>	1.5076	0.4322	0.8853
<i>Kurtosis</i>	13.2667	4.4294	6.3454
<i>Jarque-Bera (p-value)</i>	868.27 (0.000)	21.16 (0.000)	108.64 (0.000)
<i>Q-Stat Prob</i>			
<i>1 lag</i>	0.873	0.362	0.327
<i>2 lags</i>	0.637	0.591	0.315
<i>3 lags</i>	0.643	0.633	0.297

Tabela 3: Estatísticas da distribuição dos resíduos padronizados e Teste Q para autocorrelação serial. Fonte: cálculos próprios.

As matrizes de transição estimadas demonstram que a durabilidade de cada regime é relativamente alta, em especial aquela do regime de baixa volatilidade de inflação. Abaixo apresenta-se as matrizes para o modelos 1 e 2, respectivamente P_1 e P_2 , sendo o elemento p_{ij} a probabilidade de mudança do estado j para o estado i .

$$P_1 = \begin{bmatrix} 0.96 & 0.21 \\ 0.04 & 0.79 \end{bmatrix} \quad P_2 = \begin{bmatrix} 0.89 & 0.21 \\ 0.11 & 0.79 \end{bmatrix}$$

Nota-se ainda que o modelo 2 apresenta maior probabilidade de alternância entre os regimes e menor duração média esperada.

Regime	Modelo 1	Modelo 2
Baixa ($S_t = 0$)	24.31	9.36
Alta ($S_t = 1$)	4.82	4.71

Tabela 4: Duração média estimada para cada regime. Fonte: cálculos próprios.

Finalmente, analisa-se as probabilidades filtradas e suavizadas de ocorrência de cada regime em cada instante de tempo, estimadas para cada modelo e apresentadas nas figuras 2 e 3. A análise das transições do modelo 1 permite traçar a seguinte caracterização. O regime de alta volatilidade

de inflação ocorreu em episódios relativamente curtos, e portanto menos frequentes, desde março de 2000. Os principais períodos que merecem destaque são cinco: de julho a outubro de 2000; de setembro de 2002 a outubro de 2003; mais recentemente, de janeiro a março de 2014; e de janeiro a abril de 2015. O primeiro ciclo de volatilidade dura 4 meses e abarca o curto pico inflacionário de agosto de 2000 (IPCA=1.51%). A partir do mês de outubro de 2000, a inflação mensal volta a patamares relativamente baixos, e o processo retorna ao regime de baixa volatilidade.

Volatilidade da inflação	Início	Fim	Duração (meses)	Inflação média observada (IPCA mensal)
Baixa	Mar/2000	Jun/2000	4	0.318
Alta	Jul/2000	Out/2000	4	0.851
Baixa	Nov/2000	Ago/2002	22	0.582
Alta	Set/2002	Out/2003	14	1.117
Baixa	Nov/2003	Dez/2013	122	0.446
Alta	Jan/2014	Abr/2015	16	0.631

Tabela 5: Períodos, duração estimada e inflação média para cada regime no Modelo 1. Fonte: cálculos próprios.

Já o seguinte ciclo de alta volatilidade é o maior da série e compreende praticamente 14 meses, desde setembro de 2002 a outubro de 2003, apesar do modelo não distinguir com precisão o curto período intermediário de fevereiro a maio de 2003. A transição identificada pelo modelo, de modo endógeno, pode ser diretamente relacionada com a crise de confiança que antecedeu as eleições presidenciais de 2002, a qual causou forte depreciação cambial, de 13% somente em outubro de 2002, e consequente surto inflacionário no período. A volatilidade inflacionária só volta a patamares baixos a partir da metade de 2003, à medida que a política monetária e econômica da nova administração se consolida como ortodoxa e aderente aos princípios do regime de metas de inflação.

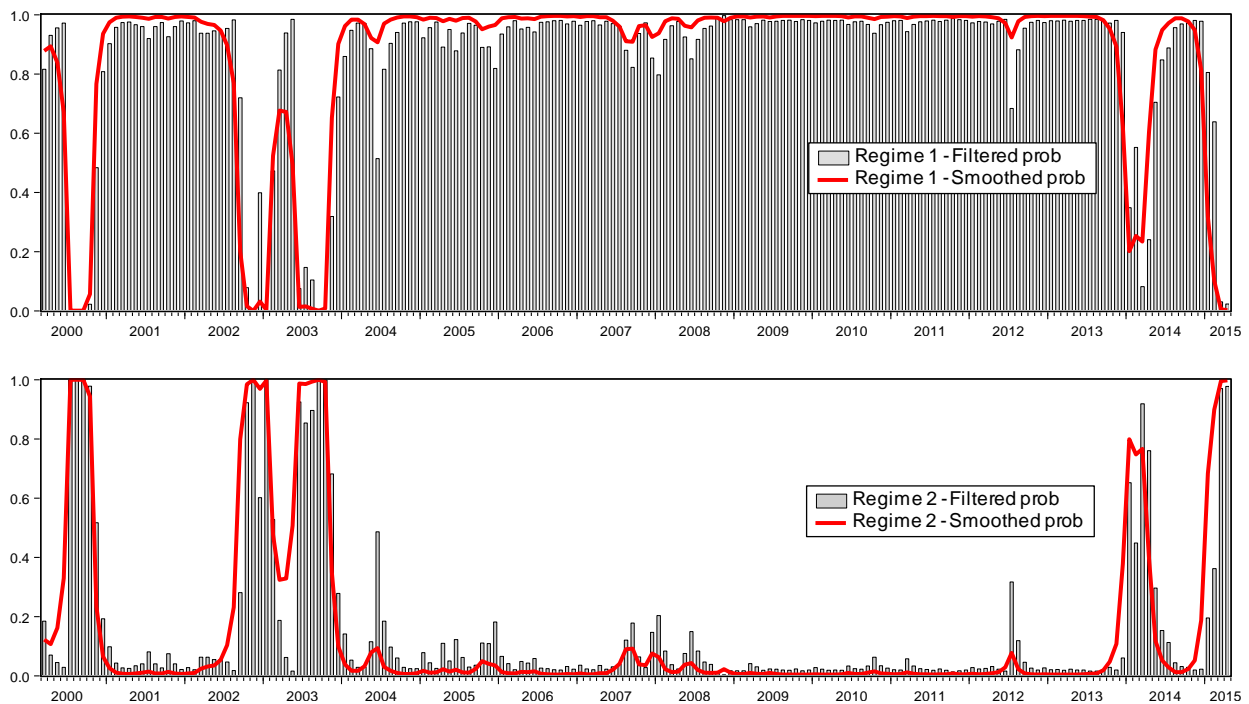


Figura 2: Probabilidades estimadas pelo Modelo 1. Regime 1 (baixa volatilidade) no alto, Regime 2 (alta volatilidade) abaixo. Fonte: cálculos próprios.

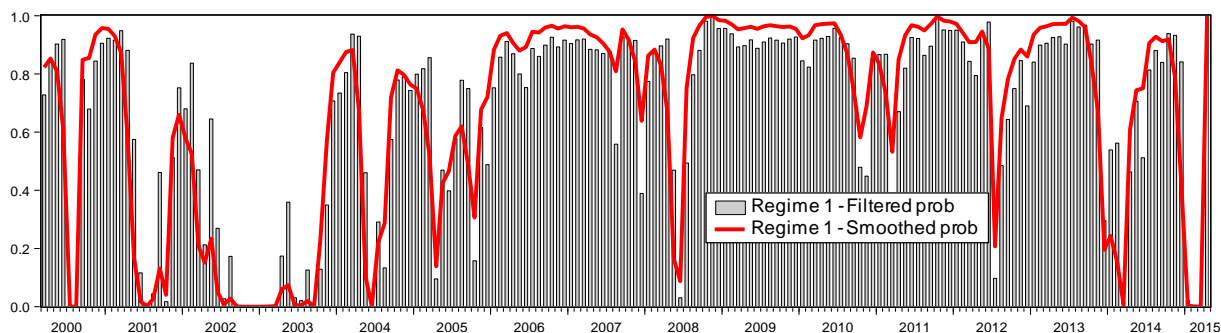
Em seguida, temos o período que vai desde o final de 2003 até o início de 2014, caracterizado pela baixa volatilidade da inflação, e que é também o mais longo período em que o processo se encontra sem transição de estado estimada. Apesar do choque cambial observado em setembro e outubro de 2008, com desvalorizações respectivas de 10.5% e 17.3% em cada mês, o modelo não observa repasse significativo para inflação, e mantém a estimativa de permanência no Regime 1. Em conformidade com os pressupostos da Curva de Phillips, interpreta-se que a queda brusca da atividade econômica em 2008 e 2009 colaborou para a manutenção da inflação baixa, bem como o fato do câmbio ter sofrido reversões (valorizações) em alguns meses quando corrigido pela inflação externa.

A partir do início de 2014, o modelo volta a sinalizar, por praticamente 4 meses, com a probabilidade de mudança para um novo ciclo de alta volatilidade. O ciclo é arrefecido de abril de 2014 até o final deste ano, mas o sinal aparece novamente forte a partir de janeiro de 2015 até o fim

da amostra. Para efeitos de interpretação econômica, considera-se um período único em que a Curva de Phillips encontrou-se em estado de alta volatilidade inflacionária, desde janeiro de 2014 até o final da amostra. A análise do nível e volatilidade do IPCA mensal permite confirmar a sinalização do novo ciclo. Neste sentido, o modelo está assumindo que a desvalorização cambial em curso durante 2015 acarretará efeito considerável de pass-through para inflação.

Em resumo, considera-se que os resultados apresentados pelo modelo 1 para as possíveis transições de estado colaboram para uma melhor interpretação da dinâmica do pass-through cambial e seu efeito inflacionário durante o período de análise, trazendo novos elementos para a compreensão dos efeitos não-lineares.

Por outro lado, quando analisadas as probabilidades suavizadas de ocorrência de cada regime para o modelo 2, temos maior alternância entre os regimes, e períodos de difícil diferenciação. De maneira geral, os períodos de alta volatilidade identificados pelo modelo 1 são classificados da mesma forma pelo modelo 2. Entretanto, o modelo 2 sugere diversos outros períodos de alta volatilidade, de menor duração ao longo dos anos de 2000 até 2015. Considera-se que os resultados são de difícil interpretação e que o modelo possa estar incluindo complexidade excessiva na análise.



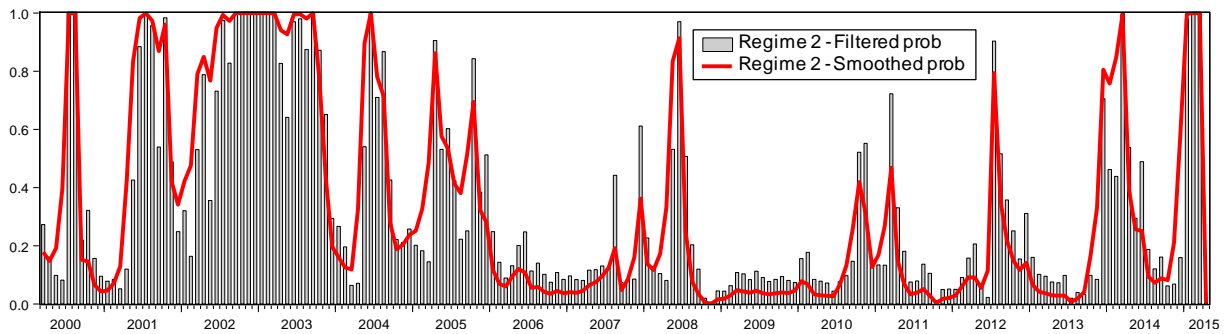


Figura 3: Probabilidades estimadas para o Modelo 2. Regime 1 (baixa volatilidade) no alto, Regime 2 (alta volatilidade) abaixo. Fonte: cálculos próprios.

3.3 Curva de Phillips Híbrida

Esta seção inicia com a estimação de uma Curva de Phillips híbrida a coeficientes fixos para em seguida apresentar e selecionar as melhores representações da mesma curva com mudança de regime. A Curva de Phillips híbrida, representada na equação (2b), contém o intercepto, termos para inflação defasada, expectativas de inflação, repasse cambial e intensidade da atividade econômica. Os resultados são apresentados nas tabelas 6 a 8, e discutidos a seguir.

Novamente será utilizado o modelo a coeficientes fixos como base de comparação, e este foi estimado por mínimos quadrados ordinários, com desvios-padrão robustos a heteroscedasticidade de acordo com a matriz de covariância de coeficientes de White. Destaca-se, primeiro, que todos os coeficientes apresentam sinal positivo, conforme esperado pela teoria, apesar do coeficiente do hiato do produto ser pequeno $\phi = 0.0037$ e mais uma vez não demonstrar significância estatística. A estimação revela um forte efeito das expectativas de inflação para o mês seguinte sobre a inflação do mês corrente, de acordo com o esperado pelos pressupostos teóricos, com coeficiente de curto prazo $\alpha_2 = 0.8061$. Em relação ao coeficiente $\alpha_{1,l}$, só foi encontrada significância estatística para o período imediatamente anterior, $l = 1$, com efeito explicativo menor do que as expectativas, coeficiente $\alpha_1 = 0.5141$. O coeficiente de pass-through é, de novo, relativamente baixo, e significativo: um choque cambial de 1% impacta em 0.0152 pontos percentuais inflação cheia do

mês seguinte, correspondendo a um valor de longo prazo de 0.0313 pontos percentuais. Os resíduos não apresentaram sinais de autocorrelação serial. Entretanto, o teste de Chow rejeita a hipótese nula de inexistência de quebra estrutural tomando-se como base a data de 2004/01, ou mesmo 2003/01. Portanto, da mesma forma que na Curva de Phillips *backward looking*, temos evidências de possível comportamento não-linear dos parâmetros, sugerindo a aplicação de modelos com mudança de regime markoviana.

Partindo-se do modelo mais geral para aqueles específicos, foram testadas diversas alternativas restringindo a possibilidade dos parâmetros alternarem regimes. As melhores especificações, em termos de menor erro quadrático médio (MSE), são obtidas quando se fixa, pelo menos, o parâmetro ϕ e o intercepto α_0 , e se deixa livre a variância dos choques σ^2 .⁸ Dentre todas as alternativas testadas, apresenta-se a seguir detalhes dos três modelos que tiveram os menores MSEs, e que, ao mesmo tempo, identificaram mudança de regime nos parâmetros. Em particular, o modelo híbrido 1 é escolhido como a melhor representação, pois apresenta os menores critérios de informação AIC e BIC, bem como valores de log-verossimilhança e ajuste muito próximos dos máximos atingidos.

A estimação identifica, em todos os casos, um regime de baixa e outro de alta volatilidade da inflação, os quais denominamos respectivamente de Regime 1 e Regime 2. Durante o Regime 2, o coeficiente de pass-through de taxa de câmbio é sempre positivo e significativamente diferente de zero, e ainda sempre superior em relação ao seu próprio valor durante o Regime 1. Destaca-se que este resultado é equivalente ao encontrado na estimação da Curva de Phillips *backward looking*, e novamente aponta na direção de confirmar a principal hipótese desta pesquisa, qual seja de que o comportamento do PTTC é não-linear, depende da variância da inflação, e segue um processo bem descrito por mudança de regime markoviana.

⁸ Foram testados modelos com os parâmetros ϕ e α_0 livres; entretanto, estes não estão aqui detalhados devido ao seu ajuste ter sido muito abaixo do modelo fixo.

De maneira geral, observa-se que o valor estimado para o intercepto α_0 não é significativamente diferente de zero para nenhum dos casos. Em paralelo, o valor estimado para o coeficiente do nível de atividade econômica ϕ , apesar de positivo, novamente não demonstra significância em todos os casos, com exceção do modelo 3. Outra particularidade é a inclusão do termo de inflação defasada em dois períodos, $\alpha_{1,2}\pi_{t-2}$, o qual mostrou significância estatística para todos os modelos com mudança de regime, e permitiu a eliminação da autocorrelação serial dos resíduos. Com efeito, não são encontrados sinais de autocorrelação serial em nenhum dos três casos, conforme apresentado na tabela 6. A hipótese de normalidade, no entanto, é rejeitada pelo teste Jarque-Bera, dado o alto valor da curtose presente nas distribuições.

Os resultados obtidos com o modelo híbrido 1 mostram, de fato, uma dinâmica para o pass-through coerente com as hipóteses da pesquisa. Durante o regime de alta variância da inflação, o repasse para a inflação do mês seguinte, dado um choque cambial de 1%, é estimado em 0.0519 pontos percentuais, equivalente a um efeito de longo prazo de 0.0910 pontos percentuais. Enquanto isso, no regime de baixa variância, o mesmo choque cambial produz um repasse de longo prazo de apenas 0.0030 pontos percentuais.

		Modelo Híbrido	Modelo Híbrido 1	Modelo Híbrido 2	Modelo Híbrido 3
		Fixo			
<i>Skewness</i>		1.0906	-0.2343	-0.2164	0.2204
<i>Kurtosis</i>		12.3775	5.8182	5.7313	4.6638
<i>Jarque-Bera</i>	<i>(p-value)</i>	702.94 (0.00)	61.89 (0.000)	57.99 (0.000)	22.46 (0.000)
	<i>1 lag</i>	0.217	0.517	0.512	0.915
<i>Q-Stat Prob</i>	<i>2 lags</i>	0.466	0.255	0.261	0.609
	<i>3 lags</i>	0.596	0.431	0.439	0.780

Tabela 6: Estatísticas da distribuição dos resíduos padronizados e Teste Q para autocorrelação serial. Fonte: cálculos próprios.

	Modelo Híbrido Fixo	Modelo Híbrido 1	Modelo Híbrido 2	Modelo Híbrido 3
	Sem mudança de regime	Mudança de regime em $\alpha_{3s_t}, \sigma_{S_t}^2$	Mudança de regime em $\alpha_{2s_t}, \alpha_{3s_t}, \sigma_{S_t}^2$	Mudança de regime em $\alpha_{1,ls_t}, \alpha_{2s_t}, \alpha_{3s_t}, \sigma_{S_t}^2$
α_0	-0.1079 (0.0994) [0.27]	-0.0530 (0.0481) [0.27]	-0.0501 (0.0507) [0.32]	0.0072 (0.0599) [0.90]
$\alpha_{1,1}$	0.5141 (0.0746) [0.00]	0.5561 (0.0764) [0.00]	0.5540 (0.0775) [0.00]	0.3696 (0.0869) [0.00]
				0.6518 (0.1406) [0.00]
$\alpha_{1,2}$		-0.1266 (0.0690) [0.07]	-0.1257 (0.0692) [0.07]	-0.2229 (0.0726) [0.00]
				-0.0592 (0.1349) [0.66]
α_2	0.8061 (0.2541) [0.00]	0.7797 (0.1452) [0.00]	0.7730 (0.1503) [0.00]	0.9103 (0.1542) [0.00]
			0.8058 (0.1863) [0.00]	0.5513 (0.2311) [0.02]
α_3	0.0152 (0.0088) [0.08]	0.0017 (0.0035) [0.62]	0.0017 (0.0035) [0.63]	-0.0071 (0.0036) [0.05]

		0.0519	0.0506	0.0482
		(0.0140) [0.00]	(0.0151) [0.00]	(0.0107) [0.00]
ϕ	0.0037	0.0018	0.0019	0.0123
	(0.0079) [0.64]	(0.0061) [0.77]	(0.0061) [0.76]	(0.0066) [0.06]
<i>Error variance</i>	0.05118	0.018337	0.018370	0.018247
σ^2		(0.0021) [0.00]	(0.0021) [0.00]	(0.0021) [0.00]
		0.169900	0.169461	0.096670
		(0.0355) [0.00]	(0.0361) [0.00]	(0.0230) [0.00]
R^2	0.585	0.6166	0.6173	0.6155
<i>SSR</i>	9.0582	8.3853	8.3703	8.4094
<i>MSE</i>	0.04977	0.0461	0.0460	0.0462
<i>Log likelihood</i>	14.78333	54.8226	54.8471	54.1458
<i>AIC</i>	-0.107509	-83.6452	-81.6943	-76.2915
<i>BIC</i>	-0.019487	-41.9931	-36.8382	-25.0274
<i>Num. Observ.</i>	182	182	182	182

Tabela 8: Resultados da estimação da Curva de Phillips híbrida com mudança de regime. Fonte: cálculos próprios.

Nota: Desvios-padrão entre parentese, p-valor entre chaves.

A matriz de transição novamente demonstra a durabilidade do regime de baixa volatilidade de inflação, em relação ao regime de alta volatilidade. A matriz P_{1h} abaixo foi estimada para o modelo híbrido 1, sendo o elemento p_{ij} a probabilidade de mudança do estado j para o estado i .

$$P_{1h} = \begin{bmatrix} 0.97 & 0.17 \\ 0.03 & 0.83 \end{bmatrix}$$

Em relação à duração média esperada de cada regime, nota-se que os três modelos estimaram valores similares. A duração média esperada para o regime de alta volatilidade de inflação é de aproximadamente seis meses, para o modelo híbrido 1.

Regime	Modelo Híbrido 1	Modelo Híbrido 2	Modelo Híbrido 3
Baixa ($S_t = 0$)	30.29	30.40	28.62
Alta ($S_t = 1$)	5.98	6.04	7.01

Tabela 7: Duração média estimada para cada regime. Fonte: cálculos próprios.

O modelo híbrido 2 difere do anterior por permitir mudança de regime também no efeito das expectativas de inflação. Observa-se um pequeno incremento no valor do coeficiente α_2 durante o regime de alta variância da inflação, o qual passa de 0.7730 para 0.8058. Os valores estimados para os demais coeficientes da curva permanecem muito próximos àqueles do modelo híbrido 1, e a dinâmica do PTTC é praticamente idêntica. O aumento do peso das expectativas de inflação não é compensado por diminuição do peso para a inflação defasada. A intuição econômica para este resultado é de que a expectativa dos agentes é de inflação um pouco maior, dado um regime de maior variância e incerteza. O modelo consegue um ajuste minimamente superior ao do modelo híbrido 1, porém às custas de maior complexidade.

O modelo híbrido 3 fixa apenas o intercepto e o coeficiente de hiato do produto, permitindo maior liberdade no mecanismo de mudança de regime. Os resultados aparentam piora em termos de ajuste e maiores critérios de informação, entretanto permitem identificar algumas hipóteses de interesse. Durante o regime de alta volatilidade, o peso atribuído para a inflação defasada é significativamente superior, ao mesmo tempo em que o peso das expectativas de inflação diminui sensivelmente. Este achado corrobora o argumento de Owyang (2001) de que um maior nível de inflação acarreta maior volatilidade e aumento da incerteza sobre a inflação futura. Em um ambiente de maior incerteza e variância da inflação, os agentes, ao fixarem seus preços, baseiam-se muito mais no comportamento passado da inflação, em detrimento das expectativas sobre o período seguinte. Ball & Cecchetti (1990) já haviam concluído que o nível da inflação tem efeito muito mais forte na variância dos choques permanentes do que na variância dos choques temporários, e, portanto, maior efeito sobre a incerteza de longo prazo.

Ainda para o modelo híbrido 3, o valor estimado para o pass-through cambial é muito próximo ao encontrado nos modelos anteriores, para ambos os regimes. O efeito de longo prazo do PTTC durante o regime de alta volatilidade de inflação é de 0.1183 pontos percentuais para um choque cambial de 1%. O valor estimado para a influência do hiato do produto é o mais alto encontrado, e o único a apresentar significância estatística.

As probabilidades filtradas e suavizadas, estimadas pelo modelo híbrido 1, permitem uma caracterização de fenômenos similar àquela realizada anteriormente pelo modelo 1, na curva de Phillips *backward looking*. Os resultados são apresentados na figura 4, onde se interpreta que o regime de alta volatilidade de inflação esteve em vigor novamente durante três períodos, a saber: de março a outubro de 2000; de setembro de 2002 a outubro de 2003; e, mais recentemente, de janeiro de 2014 até abril de 2015. A única diferença em relação à análise anterior é de que os

primeiros meses da amostra já são identificados como sendo de alta volatilidade, compondo um período total de 8 meses de duração, com inflação média observada de 0.584.

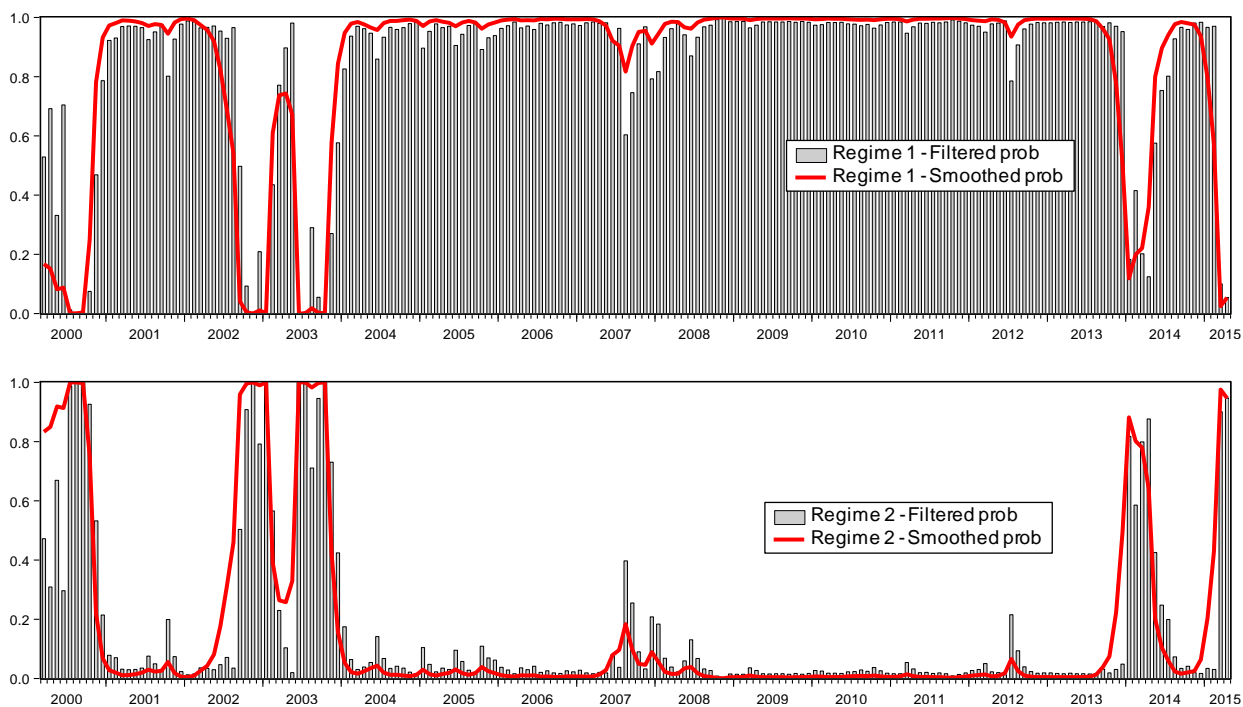


Figura 4: Probabilidades estimadas pelo Modelo Híbrido 1. Regime 1 (baixa volatilidade) no alto, Regime 2 (alta volatilidade) abaixo. Fonte: cálculos próprios.

O último período interpretado como de alta volatilidade da inflação, de janeiro de 2014 até o final da amostra, apresenta intervalo intermediário, de jun/2014 a jan/2015, em que a curva de Phillips estaria em regime de baixa volatilidade se interpretadas as probabilidades no sentido estrito. Entretanto, por efeito de simplificação, estamos considerando que não houve transição de estado nesta fase. Conclui-se que os resultados gerais apresentados pelo modelo híbrido 1 são de grande utilidade para a análise e interpretação econômica da dinâmica do passthrough cambial e seus efeitos não-lineares.

4 Comentários Finais

O presente trabalho investigou o fenômeno de pass-through de taxa de câmbio (PTTC) na economia brasileira, durante o período de câmbio flutuante, utilizando uma especificação não-linear da Curva de Phillips. Em particular, fez-se uso de modelos com mudança de regime markoviana, com o objetivo de testar a hipótese de que o coeficiente de PTTC varia conforme os regimes de alta e baixa volatilidade da inflação, e testar hipóteses sobre os demais parâmetros da equação. Foram estimados dois formatos para a Curva de Phillips, quais sejam a curva *backward looking*, que contém os termos regressores para inflação doméstica passada, para inflação externa, e para intensidade da atividade econômica, e a Curva de Phillips híbrida, na qual se adiciona um termo para as expectativas de inflação doméstica. A estimação do modelo com mudança de regime utilizou o filtro de Hamilton e maximização da função de verossimilhança, conforme Hamilton (1989) e Kim & Nelson (1999), tendo sido computada com o algoritmo de Perlin (2014).

Os resultados apontam para a confirmação da principal hipótese da pesquisa tanto na Curva de Phillips *backward looking* quanto na Curva de Phillips híbrida, uma vez que o modelo com mudança de regime markoviana estima, de fato, um coeficiente de pass-through cambial relativamente alto durante o regime de alta volatilidade da inflação, e estatisticamente nulo no regime complementar.

Na formulação preferida para a curva *backward looking*, modelo 1, o efeito de longo prazo do PTTC é estimado em 0.1596 pontos percentuais, dado um choque cambial de 1%. Enquanto isso, a melhor formulação da curva híbrida, denominado modelo híbrido 1, aponta para um efeito de longo prazo de 0.0910 pontos percentuais, para o mesmo choque cambial. Os valores obtidos para o PTTC são consistentes com as estimativas de Pimentel et al. (2015), realizadas para o período de 1999 a 2013 utilizando metodologia e variáveis diferentes, as quais obtêm estimativa de PTTC de 0.1138 pontos percentuais em 12 meses, para uma depreciação

cambial de 1%. Por outro lado, é restrita a comparação com os resultados de Correa & Minella (2006), dado que os autores investigam o período muito diferente do presente estudo, de 1995 a 2005, que ainda inclui a primeira fase do Plano Real, anterior à implantação do regime de câmbio flutuante. Da mesma forma, tanto o estudo de Carneiro et al. (2004) quanto Nogueira Jr (2010), que analisam respectivamente os períodos de 1994 a 2001 e 1995 a 2007, oferecem pouca base para comparação.

Constata-se significativa diferença, em cada regime, da variância dos choques sobre a Curva de Phillips. Na curva híbrida preferida, por exemplo, a variância estimada é de apenas 0.0018 durante o regime de baixa volatilidade contra 0.1699 no regime oposto, repetindo-se resultado semelhante na curva *backward looking*. As matrizes de transição das cadeias de markov indicam durabilidade alta para o regime de baixa volatilidade, e relativamente menor para o regime de alta. A duração média esperada para o regime de baixa volatilidade de inflação é de 30 meses, em comparação com 6 meses esperados para a duração dos períodos de alta – conforme modelo híbrido 1.

Os demais parâmetros da Curva de Phillips foram testados para mudança de regime conjunta, no entanto, os resultados apontam que modelos relativamente concisos contendo apenas a variação do PTTC e da variância dos choques, para cada curva, são superiores em termos dos critérios de informação. Devido a particular interesse empírico, destaca-se o caso da curva híbrida que incluiu, além dos parâmetros já citados, a mudança de regime nos coeficientes da inflação defasada e nas expectativas de inflação. Os resultados obtidos com esta formulação corroboram a hipótese de Ball & Cecchetti (1990) e Owyang (2001), de que maior nível da inflação causa efeito em sua variância e maior incerteza sobre as expectativas de inflação futura. Os dados demonstram que o efeito da inflação passada recebe maior peso em um regime de alta variância, em detrimento do menor peso dado às expectativas de inflação.

O presente estudo inova, em termos metodológicos, ao utilizar um modelo de mudança de regime markoviano para a identificação do pass-through cambial na economia brasileira. Os estudos anteriores que analisaram hipóteses de comportamento não-linear do PTTC foram baseados em mínimos quadrados não lineares (CARNEIRO et al., 2004), modelos threshold (CORREA & MINELLA, 2006), regressão com transição suavizada (NOGUEIRA JR, 2010) e modelos SVAR com assimetrias (PIMENTEL et al, 2015). A pesquisa na literatura existente não encontrou nenhuma publicação que tenha aplicado modelos com mudança de regime para este problema de pesquisa.

Uma das contribuições da metodologia é a possibilidade de identificar, de maneira endógena, os períodos de vigência e a duração de cada regime durante a série de tempo. O modelo híbrido 1, através de suas probabilidades de vigência suavizadas, identifica três episódios de ocorrência do regime de alto pass-through cambial e alta volatilidade da inflação: de março a outubro de 2000; de setembro de 2002 a outubro de 2003; de janeiro de 2014 até abril de 2015. O primeiro ciclo inclui o curto pico inflacionário de agosto de 2000 e ainda é decorrente da transição para o regime de câmbio flutuante. O segundo ciclo de alta volatilidade é o maior da série, compreendendo praticamente 13 meses, e mostra relação direta com a crise de confiança anterior às eleições presidenciais de 2002, que trouxe forte depreciação cambial e consequente surto inflacionário. Em seguida, tem-se um longo período caracterizado por baixa volatilidade da inflação, do final de 2003 ao final de 2013, que, apesar de contar com desvalorizações cambiais fortes em setembro e outubro de 2008, não observa repasse significativo para inflação. Interpreta-se que a queda na intensidade da atividade econômica em 2008 e 2009 colaborou para a manutenção do pass-through em níveis muito baixos. A partir do início de 2014, o modelo volta a sinalizar a mudança para um novo ciclo de alta volatilidade. O ciclo é arrefecido de abril de 2014 até o final deste ano, mas o sinal aparece novamente em 2015 até o fim da amostra. Por

razões de simplificação, interpreta-se que o período contínuo de alta volatilidade iniciou em janeiro de 2014 e vigora até abril de 2015. O modelo sugere, portanto, que a desvalorização cambial em curso durante 2015 deve trazer relevante efeito de pass-through para inflação durante o ano. Em suma, as transições de estado estimadas pelo modelo contribuem para a compreensão dos fatos econômicos ocorridos no período, ao mesmo tempo em permitem quantificação do efeito inflacionário do pass-through cambial.

Os resultados obtidos até o momento são promissores do ponto de vista empírico, e apontam para a relevância do estudo de modelos novo-Keynesianos com mudança de regime aplicados à economia brasileira. Farmer et al. (2009) propõe uma formulação canônica, contendo uma Curva de Phillips, uma curva IS e uma regra de política monetária, em que algumas variáveis são estado-dependentes seguindo um processo markoviano. Em Farmer et al. (2011) é apresentado um método de resolução, denominado *minimal state variable* (MSV), o qual é utilizado em Gonçalves (2014) na estimação de um modelo DSGE para economia brasileira. Este autor conclui pela superioridade dos modelos que incorporam mudança de regime na volatilidade dos choques exógenos e nos parâmetros da regra de Taylor, entretanto, não chega a investigar a mudança de regime no parâmetro de pass-through cambial. Sugere-se, portanto, que este problema de pesquisa seja abordado em oportunidade posterior.

Referências bibliográficas

ALBUQUERQUE, C. R.; PORTUGAL, M. S. (2005) Pass-through from exchange rate to prices in Brazil: an analysis using time-varying parameters for the 1980 – 2002 period. *Revista de Economia*, vol 12, n. 1, Banco Central del Uruguay, mai. 2005.

- ALEXANDER, C. (2008) *Market Risk Analysis, Volume II*. John Wiley & Sons, Chichester, 2008.
- AYUSO, J.; KAMINSKY, G. L.; LOPEZ-SALIDO, D. (2003) Inflation regimes and stabilisation policies: Spain 1962-2001. *Investigaciones Económicas*, v. 26 (3), pp. 615-631, 2003.
- BALL, L.; CECCHETTI, S. (1990) Inflation and uncertainty at short and long horizons. *Brookings Papers on Economic Activity*, v. 1, pp. 215-54, 1990.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL (2015). *Relatório de Inflação*. Brasília: Banco Central do Brasil, v. 17, n. 2, jun. 2015.
- BELAISCH, A. (2003) Exchange rate pass-through in Brazil. *IMF Working Papers*, WP/03/141, jul. 2003.
- BLANCHARD, O.; GALÍ, J. (2007) Real wage rigidities and the New Keynesian model. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 39, pp. 35-65, 2007.
- CARNEIRO, D. D.; MONTEIRO, A. M. D.; WU, T. Y. H. (2004) Mecanismos não-lineares de repasse cambial para o IPCA. *Revista de Economia e Administração*, v.3, n.1, pp.01-14, jan/mar 2004.
- CORREA, A. S.; MINELLA, A. (2006) Nonlinear mechanisms of the exchange rate pass-through: a Phillips Curve model with threshold for Brazil. *Banco Central do Brasil Working Papers Series*, n. 122, nov. 2006.
- DAVIDSON, R.; MACKINNON, J. G. (1981) Several tests for model specification in the presence of alternative hypotheses. *Econometrica*, v. 49, n. 3, pp 781-793, mai. 1981.

- DIXIT, A. (1989) Hysteresis, import penetration, and exchange rate pass-through. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 104, n. 2, pp. 205-228, mai. 1989.
- FARMER, R. E. A.; WAGGONER, D. F.; ZHA, T. (2009) Understanding Markov-switching rational expectations models. *Journal of Economic Theory*, v. 144, pp. 1849-1867, 2009.
- FARMER, R. E. A.; WAGGONER, D. F.; ZHA, T. (2011) Minimal state variable solutions to Markov-switching rational expectations models. *Journal of Economic Dynamics & Control*, v. 35, pp. 2150-2166, 2011.
- FASOLO, A. M.; PORTUGAL, M. S. (2004) Imperfect rationality and inflationary inertia: a new estimation of the Phillips curve for Brasil. *Estudos Econômicos*, v. 34, n. 4, pp. 725-779, out-dez, 2004.
- FIGUEIREDO, F. M. R.; GOUVEA, S. (2011) Repasse Cambial para a Inflação: o papel da rigidez de preços. In: BANCO CENTRAL DO BRASIL (2011). *Dez Anos de Metas para Inflação 1999-2009*. Brasília: Banco Central do Brasil, 2011.
- GOLDFAJN, I.; WERLANG, S. R. C. (2000) The pass-through from depreciation to inflation: a panel study. *Banco Central do Brasil Working Papers Series*, n. 5, set. 2000.
- HAMILTON, J. (1989) A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica*, v. 57, n. 2, pp 357-384, mar. 1989.
- HAMILTON, J. (1994) *Time Series Analysis*. Princeton University Press, 1994.
- HANSEN, B. E. (1992) The likelihood ratio test under non-standard conditions: testing the Markov switching model of GNP. *Journal of Applied Econometrics*, v. 7v pp. 61-82, 1992.
- HOLMES, M. J. (2009) The response of exchange rate pass-through to the macroeconomic environment. *The Open Business Journal*, v. 2, pp. 1-6, 2009.

KHEMIRI, R.; ALI, M. S. B. (2012) Exchange rate pass-through and inflation dynamics in Tunisia: a markov-switching approach. *Economics E-journal Discussion Paper*, n. 2012-39, ago., 2012.

KOHLSCHEEN, E. (2010) Emerging Floaters: pass-throughs and (some) new commodity currencies. *Banco Central do Brasil Working Papers Series*, n. 224, nov. 2010.

MACHADO, V. G.; PORTUGAL, M. S. (2014) Phillips curve in Brazil: na unobserved components approach. *Banco Central do Brasil Working Papers Series*, n. 354, mai. 2014.

MAZALI, A. A.; DIVINO, J. A. (2010) Real wage rigidity and the new Phillips curve: the Brazilian case. *Revista Brasileira de Economia*, v.64, n.3, pp. 291-306, jul-set 2010.

MINELLA, A.; DE FREITAS, P. S.; GOLDFAJN, I.; MUINHOS, M. K. (2003) Inflation Targeting in Brazil: Constructing Credibility under Exchange Rate Volatility. *Banco Central do Brasil Working Papers Series*, n. 77, jul. 2003.

NOGUEIRA JR, R. P. (2010) Inflation environment and lower exchange rate pass-through in Brazil: is there a relationship? *Revista Brasileira de Economia*, v. 64, n. 1, pp. 49-56, jan.-mar. 2010.

OBSTFELD, M.; ROGOFF, K. (1999) *Foundations of International Macroeconomics*. MIT Press, Cambridge, Massachusetts, 1999.

OLIVEIRA, M. T. A.; ARRUDA, E. F.; CASTELAR, I. (2015) Ciclos econômicos, expectativas e inflação: uma análise a partir da Curva de Phillips Novo Keynesiana. *Anais do XVIII Encontro de Economia da Região Sul ANPEC Sul*. Porto Alegre, RS, Brasil. Jun., 2015.

OLIVEIRA, L.; FEIJÓ, F. T. (2015) Curva de Phillips com mudança de regime markoviano: uma análise da economia brasileira para o período 1995-2014. *Anais do XLIII Encontro Nacional de Economia da ANPEC*. Florianópolis, SC, Brasil. Dez., 2015.

OWYANG, M. T. (2001) Persistence, excess volatility, and volatility clusters in inflation. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, v. 83, n. 6, pp. 41-52, nov-dec 2001.

PERLIN, M. (2014) *MS Regress - The MATLAB Package for Markov Regime Switching Models*. 2014. Disponível em <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1714016>.

PHILLIPS, A. W. (1958) The relation between unemployment and the rate of change of money wage rate in the United Kingdom, 1861-1957. *Economica*, v. 25, nov. 1958.

PIMENTEL, D. M.; MODENESI, A. M.; LUPORINI, V. (2015) Assimetrias no repasse cambial para a inflação: uma análise empírica para o Brasil (1999 a 2013). *Anais do XVIII Encontro de Economia da Região Sul ANPEC Sul*. Porto Alegre, RS, Brasil. Jun., 2015.

SACHSIDA, A. (2013) Inflação, desemprego e choques cambiais: uma revisão da literatura sobre a Curva de Phillips no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, v. 67, n.4, pp. 521-531, out.-dez. 2013.

SCHWARTZMAN, F. F. (2006) Estimativa de Curva de Phillips para o Brasil com preços desagregados. *Economia Aplicada*, v. 10 (1), pp. 137-155, jan-mar. 2006.

SHIN, H. S. (2013) The second phase of global liquidity and its impact on emerging economies. *Asia Economic Policy Conference, Keynote Address*. Federal Reserve Bank of San Francisco, nov., 2013.

TAYLOR, J. (2000) Low inflation, pass-through and the pricing power of firms. *European Economic Review*, 44, pp. 1389-1408, 2000.

TOMBINI, A. A.; ALVES, S. A. L. (2006) The recent Brazilian disinflation process and costs.

Banco Central do Brasil Working Papers Series, n. 109, jun. 2006.