

REAJUSTE INFORMACIONAL NO BRASIL: UMA APLICAÇÃO DA CURVA DE PHILLIPS SOB RIGIDEZ DE INFORMAÇÃO

Sidney Martins Caetano¹

Departamento de Economia
Programa de Pós-Graduação em Economia
Universidade Federal de Viçosa, Brasil

Guilherme Valle Moura²

Instituto de Estatística e Econometria
Universidade de Kiel, Alemanha

Resumo

O presente trabalho teve como objetivo estimar a frequência de reajuste informacional no Brasil via *Curva de Phillips sob Rigidez de Informação* desenvolvida em Mankiw e Reis (2002). Para tanto, adota-se uma abordagem similar à de Döpke et al. (2008), onde a mediana das projeções de mercado divulgadas pela Gerin/Bacen são utilizadas como *proxy* para as expectativas contidas na curva de Phillips. Devido ao caráter não linear do modelo, o método de mínimos quadrados não lineares é utilizado para obter as estimativas de λ . As estimativas deste parâmetro são consistentes com o modelo da curva de Phillips sob rigidez de informação, e implicou em atualização de informação de cerca de seis trimestres. Neste sentido, o período de atualização de informações estimado para o Brasil é próximo de alguns estimados para países europeus e norte americanos, o que em parte pode ser atribuído à redução nas incertezas inflacionárias brasileiras no período de análise.

Palavras-chave: Curva de Phillips; Rigidez de Informação; Expectativas de Inflação.

Classificação JEL: E31; D84.

Abstract

This paper aims at estimating the expected time between information updates using the *Sticky Information Phillips Curve* model of Mankiw and Reis (2002). The empirical approach of Döpke et al. (2008) is used, in which the median of market participants' predictions collected by Gerin/Bacen are used as a proxy to the firms expectations contained in the aforementioned version of the Phillips curve. The nonlinear characteristic of the model requires the use of nonlinear least squares method to obtain estimates of the information persistence parameter λ . Our estimates imply that inflation expectations in Brazil are updated about once each six quarters, which in part can be attributed to the reduction in uncertainty Brazilian inflation in the period of analysis.

Keywords: Phillips Curve; Sticky Information; Inflation Expectations.

JEL classification: E31; D84.

Área 3 - Macroeconomia, economia monetária e finanças

¹ E-mail: sidney.caetano@ufv.br

² E-mail: gvallemoura@stat-econ.uni-kiel.de

REAJUSTE INFORMACIONAL NO BRASIL: UMA APLICAÇÃO DA CURVA DE PHILLIPS SOB RIGIDEZ DE INFORMAÇÃO

1. INTRODUÇÃO

Os fatos estilizados sobre a dinâmica inflacionária indicam que: i) ações de política monetária requerem defasagens de seis a oito trimestres para ter seu pleno impacto sobre a inflação; ii) existe alta correlação serial na inflação; iii) políticas de deflação tem efeitos contracionistas; e iv) ações de política monetária tem seus efeitos máximos sobre os ciclos do produto antes de terem os seus efeitos máximos sobre a inflação.

A busca de uma explicação para tais fatos tem permitido grandes discussões e desenvolvimento de modelos explicativos, como os modelos Novos keynesianos de rigidez de preços. Uma classe de modelos baseia-se no trabalho seminal de Taylor (1980) e Calvo (1983) e tem oferecido uma Curva de Phillips onde a inflação corrente é determinada pelo hiato do produto corrente e expectativas correntes da inflação futura.

Baseado na “*sticky information*” Mankiw e Reis (2002) propuseram uma nova estrutura para explicar os fatos estilizados. De acordo com sua teoria, ao escolher os preços, as empresas podem não imediatamente atualizar suas informações antigas. Este comportamento é racional na medida em que existem custos associados à coleta de novas informações. No seu modelo, a especificação da dinâmica de inflação é dada por aquilo os autores chamaram de “*the sticky-information Phillips curve*” (SIPC).

Uma característica fundamental da SIPC é que a inflação corrente depende não apenas do hiato do produto corrente, mas também das expectativas passadas da inflação e da taxa de crescimento do hiato do produto correntes. Esta característica dificulta a estimativa empírica dos parâmetros da SIPC. Neste trabalho, segue-se um método para resolver este problema, onde o principal parâmetro da SIPC, λ , representa o grau de rigidez de informações que influencia a dinâmica da inflação implícita pelo modelo. A estimativa deste parâmetro dá a frequência de atualizações de informação por parte das empresas. Usando as projeções do relatório de mercado Focus levantadas pela Gerência-Executiva de Relacionamento com Investidores (Gerin/BACEN), usamos a SIPC para obter uma estimativa da frequência de atualizações de informações no Brasil.

Guillén (2008) apresenta ensaios sobre as expectativas de inflação no Brasil, onde discute a rigidez de informação e a questão do reajuste informacional. Método diferente do presente estudo, o autor se preocupa com a dispersão das expectativas, sua mediana e a aplicação da proposta de Gorodnichenko (2006), evitando seu procedimento de dois estágios, para avaliar a teoria de rigidez de informação. Resultados que corroboram a literatura são encontrados, mas também resultados não previstos pela teoria. Além disso, Guillén (2008) também trabalha com uma série hipotética, sob a hipótese nula de *sticky information*, usando a metodologia de vetores auto-regressivos, e sugere que uma firma leva cerca de seis meses para reajustar seu conjunto informacional.

Diante da relevante evolução da Curva de Phillips e da presente discussão sobre o período de reajuste informacional, considera-se importante a investigação empírica da *Curva de Phillips sob Rigidez de Informação* para obter a frequência de reajuste informacional no Brasil, pois a presença de rigidez de informação é uma forma alternativa de sustentar um ajuste lento dos preços. Em um nível macroeconômico, o parâmetro também representa a fração de empresas que utilizam a informação atualizada nas suas decisões de preços. A fração restante, $1 - \lambda$, de firmas usam informações passadas ou desatualizadas. Cabe destacar, além da significância de tal objetivo empírico, a enorme carência de estudos sobre a rigidez de informação no Brasil, mesmo diante do recente crescimento do tema e de aplicações empíricas presentes na literatura internacional.

Neste sentido, o presente trabalho segue distribuído da seguinte forma: a presente introdução; a seção 2 apresenta a derivação da Curva de Phillips sob rigidez de informação; a seção 3 discute a metodologia e os dados utilizados; a seção 4 expõe os resultados e a discussão sobre os mesmos; a seção 5 finaliza com as conclusões.

2. FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

A forma como os agentes determinam suas expectativas, bem como a transmissão e atualização das mesmas têm recebido nas últimas décadas enorme atenção dos acadêmicos e dos formadores de política econômica, pois estas são de suma importância para a compreensão do mecanismo de transmissão da política monetária. Mas, deve-se destacar que, há quase meio século, as expectativas de inflação já eram consideradas relevantes na especificação de modelos macroeconômicos.

Relevantes, com Friedman (1968) e Phelps (1969), as expectativas explicariam o fenômeno da estagflação. A hipótese dominante era a de expectativas adaptativas. No entanto, tal não sobreviveria às críticas, pois a inflação esperada não poderia levar em consideração somente a inflação anterior. Poucos anos depois, Lucas (1973) ampliou a importância da variável ao considerar as expectativas racionais em uma *Curva de Phillips Ampliada*, baseando-se no trabalho de Muth (1961). A partir disto, a hipótese passa ser a de que os agentes econômicos levam em consideração, ao definir a inflação esperada, todo o conjunto informacional ao seu alcance. Apesar das críticas, tal hipótese tem sido considerada mais realista e presente em diversos modelos econômicos desde então.

Nos anos oitenta, baseando-se no trabalho de Taylor (1980), Roberts (1995) sugeriu como modelo uma *Curva de Phillips Novo Keynesiana*, com um domínio da rigidez de preços, no qual a inflação corrente depende do produto e das expectativas da inflação futura. Entretanto, em tal modelo, uma série de enigmas foi detectado, a saber: com desinflação crível ocorreria expansão e não recessão; não se explicaria a persistência da inflação; e, finalmente, não se justificaria a resposta gradual a choques de variáveis reais em tal modelo.

Recentemente, porém, Mankiw e Reis (2002) estruturaram um modelo de *Curva de Phillips Novo-Keynesiana* em que a rigidez seria da informação, e não dos

preços, o que, conseqüentemente, sustentaria um ajuste lento dos preços. Seguindo a idéia de expectativas sob informação rígida, pode-se sustentar que os agentes podem utilizar toda a informação disponível, mas não a processam todos os períodos porque há um custo para reajustar a informação. Neste sentido, a hipótese de *sticky information* não enfrenta a hipótese de expectativas racionais, pois ainda que tivesse acesso à informação a todo instante, o agente prefere manter seu conjunto informacional defasado para não incorrer em custos³.

Para Branch (2004), há uma diversidade de modelos preditores da inflação, e a abordagem tradicional de racionalidade limitada considera que os agentes utilizariam alguma regra adaptativa de suas previsões. Em outras palavras, a habilidade preditiva de um modelo específico sobre o conjunto de modelos alternativos possibilitaria, dados os diferenciais de custos de obtenção de informação relevante sobre a previsão de tais modelos, corroborar as hipóteses de divergência e heterogeneidade expectacional, em virtude de nenhum agente ou grupo possuir algum econometrista de plantão. Ainda, nos modelos ARED (Adaptively Rational Equilibrium Dynamics) os agentes escolheriam uma função de predição dentre um conjunto de alternativas, com custo de ordenação crescente em função da sofisticação dos modelos. Logo, a probabilidade de seleção de um preditor dependeria da relação custo/benefício líquido em relação aos respectivos modelos.

Branch (2004) ampliou a análise de tais modelos ao considerar expectativas adaptativas da inflação 12 passos à frente, em que a optimalidade de um preditor dependeria do agente que o escolhe implicando, portanto, racionalidade heterogênea no processo de seleção e, com isso, divergência expectacional. Mesmo diante de baixo custo da informação, para Sims (2003), a dificuldade estaria na incorporação da informação adquirida.

Segundo Döpke *et al.* (2008), a rigidez informacional seria observada para países como a Alemanha, França, Itália e Reino Unido, sendo que, para a Itália, o reajuste das expectativas dar-se-ia em apenas seis meses e, para os demais países, o hiato seria de um ano caracterizando-se, portanto, a rigidez informacional.

Entretanto, a comparação do poder preditivo dos modelos de rigidez de preços, rigidez informacional e rigidez de preços com um mecanismo de indexação, implementada por Korenok (2008) e Korenok e Swanson (2007), restringe os resultados de Döpke *et al.* (2008), pelo fato de que a dominância seria dos modelos de rigidez de preços, em períodos de inflação crescente.

A curva de Phillips tem sido amplamente estudada empiricamente, seja para prever a inflação ou para incorporar a estrutura da economia em um problema de otimização intertemporal. Um modelo bastante usado para derivar a curva de Phillips supõe que o reajuste de preços por cada firma não é sincronizado com o reajuste das demais. Cada empresa reajusta seu preço de forma aleatória quando recebe um

³ Mankiw, Reis e Wolfers (2003) investigam se as expectativas de inflação nos Estados Unidos seguem a hipótese de expectativas racionais, adaptativas ou *sticky information*, encontrando evidências em direção à hipótese de *sticky information*. Entretanto, Gorodnichenko (2006) não corrobora tal resultado, pelo menos quando o mesmo leva em consideração as expectativas do *Michigan Survey of Consumers*.

sinal. A probabilidade de receber o sinal neste período é igual a λ . Logo, a probabilidade do reajuste de preço ocorrer em j períodos é dada por:

$$P(X = j) = \lambda(1 - \lambda)^{j-1}, \quad j = 1, 2, \dots$$

Esta formulação segue Calvo (1983) onde a probabilidade de que uma empresa atualize as suas informações é λ , sendo $0 \leq \lambda < 1$. Esta probabilidade é independente da história passada das atualizações. Assim, o tempo esperado entre as atualizações de informação é, portanto, $1/\lambda$, pois o tempo médio de reajuste dos preços das empresas é igual à esperança matemática da variável aleatória desta distribuição geométrica:

$$EX = \sum_{j=1}^{\infty} jP(X = j) = \sum_{j=1}^{\infty} j\lambda(1 - \lambda)^{j-1} = \frac{1}{\lambda}. \quad (1)$$

Quando $\lambda = 0,5$, por exemplo, e o período do modelo for trimestral, o prazo médio de reajuste será de dois trimestres ($2=1/0,5$). Em um nível macroeconômico, o parâmetro também representa a fração de empresas que utilizam a informação atualizada nas suas decisões de preços. A fração restante, $1 - \lambda$, de firmas usam informações passadas ou desatualizadas.

Em seguida apresentamos brevemente o modelo de rigidez de preços padrão que leva à Curva de Phillips Novo Keynesiana e a derivação do modelo de Mankiw e Reis (2002) de rigidez de informação, sendo este último objeto de investigação empírica.

2.1. A Curva de Phillips Novo Keynesiana

A Curva de Phillips Novo Keynesiana desenvolvida nesta subseção baseia-se no modelo de Calvo (1983). Assim, inicia-se com três relações:

$$p_t^* = p_t + \alpha y_t, \quad (2)$$

que implica no preço desejado pela firma⁴, e este depende do nível de preços e do produto, na verdade y deve ser interpretado como o hiato do produto, pois o produto potencial é normalizado em zero. Percebe-se, ainda, com esta equação que o preço relativo desejado aumenta com os períodos de crescimento e reduz nas recessões e que α mostra a elasticidade do preço ótimo ao produto.

A segunda relação mostra que quando a firma tem a oportunidade de alterar seu preço, a mesma o ajusta fazendo uma média ponderada do preço desejado corrente e de todos os desejados no futuro, formalmente:

$$x_t = \lambda \sum_{j=0}^{\infty} (1 - \lambda)^j E_t p_{t+j}^*. \quad (3).$$

Observa-se que o preço desejado no futuro exerce peso menor à medida que aumente o horizonte temporal.

⁴ Todas as variáveis são expressas em log.

Já a terceira equação revela como é determinado o nível de preço, ou seja:

$$p_t = \lambda \sum_{j=0}^{\infty} (1-\lambda)^j x_{t-j}, \quad (4)$$

onde o nível de preços é uma média dos preços da economia.

A solução com estas três últimas equações leva à Curva de Phillips Novo Keynesiana:

$$\pi_t = \left(\frac{\alpha \lambda^2}{(1-\lambda)} \right) y_t + E_t \pi_{t+1}, \quad (5)$$

que diz que a taxa de inflação, $\pi_t = p_t - p_{t-1}$, em t é função do hiato do produto e a taxa de inflação esperado para o próximo período.

2.2. A Curva de Phillips sob Rigidez de Informação

Mankiw e Reis (2002) apresentaram um modelo alternativo para a dinâmica de preços da economia, onde, em cada período, uma fração de firmas obtém novas informações acerca do estado da economia e atualiza sua trajetória ótima de preço. Enquanto outras firmas permanecem com suas trajetórias ótimas baseadas no seu conjunto de informação defasado em relação a estas novas informações.

O modelo trata-se de um modelo de economia fechada, onde as empresas são assumidas operar em um ambiente monopolístico competitivo. A firma escolhe o preço ótimo em cada período, mas a informação utilizada para calcular esse preço ótimo não é necessariamente a informação corrente. É neste sentido que a informação é rígida. Em outras palavras, ao contrário do modelo de preços rígidos, os preços estão sempre mudando, mas alguns preços são baseados nas informações passadas ou desatualizadas.

As firmas formam suas expectativas racionalmente, mas, devido aos custos associados à atualização das informações antigas ou ao processamento de novas informações, as expectativas não mudam com frequência.

Como no modelo anterior, que levou à Curva de Phillips Novo Keynesiana, pressupõe-se que o preço ótimo da firma seja equivalente à equação (2). Entretanto, uma firma que atualiza seus planos j períodos atrás define seu preço da seguinte maneira:

$$x_t^j = E_{t-j} p_t^*. \quad (6)$$

O nível de preços também passa a ser determinado de outra forma:

$$p_t = \lambda \sum_{j=0}^{\infty} (1-\lambda)^j x_t^j. \quad (7)$$

Usando as equações (2), (6) e (7) deriva-se uma nova equação para o nível de preço:

$$p_t = \lambda \sum_{j=0}^{\infty} (1-\lambda)^j E_{t-j}(p_t + \alpha y_t). \quad (8)$$

Desenvolvendo o primeiro termo e redefinindo o índice, a equação (8) pode ser re-escrita como:

$$p_t = \lambda(p_t + \alpha y_t) + \lambda \sum_{j=0}^{\infty} (1-\lambda)^{j+1} E_{t-1-j}(p_t + \alpha y_t). \quad (9)$$

Semelhante à equação (8), o nível de preço para o período imediatamente anterior é:

$$p_{t-1} = \lambda \sum_{j=0}^{\infty} (1-\lambda)^j E_{t-1-j}(p_{t-1} + \alpha y_{t-1}). \quad (10)$$

Subtraindo (10) de (9), obtemos a seguinte equação para a taxa de inflação:

$$\pi_t = \lambda(p_t + \alpha y_t) + \lambda \sum_{j=0}^{\infty} (1-\lambda)^j E_{t-1-j}(\pi_t + \alpha \Delta y_t) - \lambda^2 \sum_{j=0}^{\infty} (1-\lambda)^j E_{t-1-j}(p_t + \alpha y_t). \quad (11)$$

Agora a equação (9) pode ser trabalhada para mostrar que:

$$p_t - \left(\frac{\alpha \lambda}{1-\lambda} \right) y_t = \lambda \sum_{j=0}^{\infty} (1-\lambda)^j E_{t-1-j}(p_t + \alpha y_t). \quad (12)$$

Usando a equação (12) para substituir o último termo na equação (11), pode-se chegar à Curva de Phillips sob Rigidez de Informação:

$$\pi_t = \left[\frac{\alpha \lambda}{(1-\lambda)} \right] y_t + \lambda \sum_{j=0}^{\infty} (1-\lambda)^j E_{t-1-j}(\pi_t + \alpha \Delta y_t), \quad (13)$$

onde $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$ deve ser entendido como a taxa de crescimento do hiato do produto. Assim, a taxa de inflação depende do hiato do produto, das expectativas de inflação e das expectativas de crescimento do hiato do produto.

Cabe destacar o *timing* das expectativas. No modelo de rigidez de preços, as expectativas correntes das condições econômicas futura têm relevante papel na determinação da taxa de inflação. Enquanto que no modelo de rigidez de informação, as expectativas em destaque são as expectativas passadas das condições econômicas correntes, trazendo grandes diferenças nas dinâmicas de preços e produto em resposta às mudanças na política monetária (Mankiw e Reis, 2002).

Observou-se que para alcançar uma Curva de Phillips não é necessário que os preços sejam rígidos, a rigidez da informação é suficiente.

Ainda, nota-se que em trabalhos empíricos sobre esta curva, há dois parâmetros que devem ser estimados e avaliados estatisticamente: λ , que indica a frequência de reajuste informacional, e α , que revela a elasticidade do preço ótimo ao produto.

3. Metodologia e os Dados

Do ponto de vista empírico, a especificação da curva de Phillips sob rigidez de informação dada em (13) envolve expectativas passadas de eventos presentes como a taxa de inflação e o hiato do produto. O primeiro passo para a estimação deste modelo é a determinação de como as expectativas incluídas na curva de Phillips sob rigidez informacional são calculadas.

Khan e Zhu (2006) fazem uma análise para dados americanos, canadenses e do Reino Unido, utilizando previsões fora da amostra baseadas em um modelo VAR como *proxy* para as expectativas contidas em (13). Guillén (2008) adota a mesma estratégia para dados brasileiros. Já Döpke et al. (2008) analisam dados europeus usando expectativas para a inflação e para o hiato do produto baseadas na mediana das expectativas de várias instituições coletadas em *survey*.

Neste trabalho, uma abordagem similar à de Döpke et al. (2008) será seguida, onde a mediana das projeções de mercado divulgadas pela Gerin/Bacen serão utilizadas como *proxy* para as expectativas contidas em (13). Esta abordagem parece mais plausível uma vez que a hipótese, de que as firmas constroem suas expectativas baseadas em projeções de mercado divulgadas pela mídia, pelas próprias instituições, e agora também pela Gerin/Bacen, parece mais provável do que a hipótese de que as firmas constroem um modelo VAR para basearem suas expectativas em relação a diversos eventos futuros.

Outro ponto a se destacar na equação (13) é o somatório infinito de expectativas passadas, já que a estimação da curva de Phillips sob rigidez de informação acima requer que esse somatório seja truncado em algum ponto j^{\max} . Dado que a Gerin/Bacen coleta projeções quatro ou cinco passos à frente, j^{\max} será fixado em 4. Nesse ponto a abordagem baseada em projeções de um modelo VAR é vantajosa, já que j^{\max} pode ser fixado a um valor mais alto, levando em consideração expectativas formadas em um passado mais distante.

Dados sobre expectativas para o hiato do produto, bem como para a inflação são construídos como em Döpke et al. (2008), onde as expectativas de crescimento do PIB conjuntamente com os dados do PIB efetivo são combinados para formarem uma série de PIB esperado. Essa série é então filtrada de forma a decompor o logaritmo da série original em produto potencial (tendência) e movimentos cíclicos caracterizando o hiato do produto. Para garantir a robustez dos resultados quanto ao filtro selecionado, foram utilizados tanto o filtro *bandpass* de Christiano e Fitzgerald (2003), quanto o filtro HP desenvolvido por Hodrick and Prescott (1997). O IPCA é utilizado como índice de preço e, exatamente como para o PIB, as medianas das

projeções para a taxa de crescimento do IPCA são utilizadas para a construção de séries do IPCA esperado um, dois, três e quatro passos à frente.

As séries de tempo do PIB para o primeiro trimestre de 2001 até o primeiro trimestre de 2009 foram obtidas no site do IBGE na tabela 1620 do Sidra. Os dados para o índice geral do IPCA foram coletados no site Ipeadata para o mesmo período, enquanto as medianas das projeções para o crescimento do PIB e do IPCA foram obtidas no site do Banco Central do Brasil para o quarto trimestre de 2001 até o primeiro trimestre de 2009, sendo estas últimas descritas na Tabela 1 abaixo.

Tabela 1 - Descrição das projeções de mercado

IPCA: Variação percentual mensal do índice
Variável projetada: Índice Nacional de Preços ao Consumidor - Amplo
Instituição de coleta: IBGE
Periodicidade de divulgação: mensal
PIB: Variação percentual em relação ao mesmo trimestre do ano anterior
Variável projetada: Produto Interno Bruto Total
Instituição de coleta: IBGE
Periodicidade de divulgação: trimestral

Fonte: BACEN.

Devido ao caráter não linear da equação (13), o método de mínimos quadrados não lineares é utilizado para obter as estimativas (ver Davidson e MacKinnon, 1993). Dessa forma, a equação de regressão estimada foi:

$$\pi_t = x_t(\beta) + u_t, \quad u_t \sim i.i.d.(0, \sigma^2) \quad (14)$$

onde $x_t(\beta)$ é uma função não linear de β que determina a média de π_t condicionada aos valores das variáveis independentes, e é dada por

$$x_t(\beta) = \left[\frac{\alpha\lambda}{(1-\lambda)} \right] y_t + \lambda \sum_{j=0}^3 (1-\lambda)^j E_{t-1-j}(\pi_t + \alpha\Delta y_t). \quad (15)$$

Os parâmetros $\beta = (\alpha, \lambda)$ são estimados de tal forma a minimizar a soma dos erros quadráticos. Para o modelo descrito em (14), a função a ser minimizada é:

$$SEQ(\beta) = \sum_{t=1}^T (\pi_t - x_t(\beta))^2 = (\pi_t - x_t(\beta))' (\pi_t - x_t(\beta)), \quad (16)$$

sendo que a segunda igualdade é apenas a representação matricial de $SEQ(\beta)$.

As condições de primeira ordem para o mínimo são obtidas diferenciando (16) com respeito ao vetor β e igualando estas a zero. Estas condições são dadas por:

$$-2X'(\hat{\beta})\pi + 2X'(\hat{\beta})x(\hat{\beta}), \quad (17)$$

e $X(\hat{\beta})$ é uma matriz ($T \times 2$) contendo derivadas parciais da função $x_i(\beta)$ em relação aos parâmetros contidos em β . Os elementos de $X(\hat{\beta})$ são definidos como:

$$X_{ii}(\beta) \equiv \frac{\partial x_i(\beta)}{\partial \beta_i}. \quad (18)$$

Estimadores dos desvios-padrão dos coeficientes estimados podem ser obtidas através da seguinte fórmula:

$$s(\hat{\beta}) = \sqrt{s^2 \left(X'(\hat{\beta})X(\hat{\beta}) \right)^{-1}}, \quad (19)$$

onde s^2 é uma estimativa da variância dos erros da regressão não linear (14) dada por $(T-2)^{-1}SEQ(\hat{\beta})$. Um algoritmo do tipo Newton-Raphson foi utilizado para encontrar o ponto fixo do sistema dado pelas condições de primeira ordem em (17) e o critério de convergência usado foi 1.0e-08.

4. Resultados e Discussão

Khan e Zhu (2006) argumentam que devido ao fato de α ser um parâmetro dependente da estrutura da economia (isto é, da estrutura tecnológica, das preferências e da estrutura de mercado), não é possível estimar este parâmetro com precisão conjuntamente com λ e, portanto, os autores usam apenas dois valores para α : 0.10 e 0.15. Estes valores são considerados os mais plausíveis também por Mankiw e Reis (2002) e Woodford (2003), e implicariam complementariedade estratégica nas decisões de ajuste de preços das firmas. Döpke et al. (2008) para dados europeus e Guillén (2008) para dados brasileiros, incluem a alternativa $\alpha = 0.2$.

Tentamos estimar conjuntamente os parâmetros λ e α , porém as estimativas de α e λ não foram estatisticamente significantes, exatamente como descrito por Khan e Zhu (2006) e Döpke et al. (2008), com isso adotamos a mesma estratégia desses trabalhos, sendo que α foi fixado em 0.10, 0.15 e 0.20.

Os resultados da estimação de λ são apresentados nas Tabelas 2 e 3 abaixo. A hipótese a ser testada é $H_0: \lambda = 1$, o que implicaria a não existência de rigidez

informacional, contra a hipótese alternativa $H_1: \lambda < 1$, implicando algum grau de rigidez de informações.

As estimativas de λ são consistentes com o modelo da curva de Phillips sob rigidez de informação apresentado na seção 2.2, sendo que a hipótese nula de não existência de rigidez informacional pode ser rejeitada com 99% de confiança para todos os diferentes cenários para α , bem como para os dois diferentes filtros usados para o cálculo do hiato do produto. Assim como reportado por Khan e Zhu (2006) e Döpke et al. (2008), as estimativas de λ para o caso brasileiro são sensíveis ao valor fixado de α , apresentando o mesmo padrão observado na literatura internacional, onde os valores estimados de λ são inversamente proporcionais ao valor fixado de α .

Os seis diferentes valores estimados de λ implicam uma estimativa média para $\lambda = 0.1637$. Usando esse valor para o cálculo da duração média entre atualizações de informações, obtemos $1/0.1637 = 6.11$. Ou seja, as firmas atualizam suas informações sobre a evolução do nível de preços a cada seis trimestres. Este valor é compatível com a duração média entre atualizações de informações para firmas americanas estimadas por Khan e Zhu (2006).

Seria esperado que as firmas brasileiras atualizassem suas informações a respeito do nível de preços com maior frequência, dado o histórico hiperinflacionário brasileiro. Porém, como o período analisado é marcado pela estabilidade econômica e estabilidade de preços, é possível que os custos de atualização de informações tenham maior peso do que as incertezas inflacionárias dentro deste período.

Tabela 2 – Reajuste informacional usando o filtro HP

α (fixo)	Filtro HP		
	0,1	0,15	0,2
$\hat{\lambda}$	0,1954 (0,0155)	0,15 ⁹⁴ (0,0122)	0,1358 (0,0103)
EQM	0,0360	0,0368	0,0376

Fonte: Valores calculados pelos autores.

Obs.: () desvio-padrão. EQM – Erro Quadrado Médio.

Tabela 3 – Reajuste informacional usando o filtro Bandpass

α (fixo)	Filtro Bandpass		
	0,1	0,15	0,2
$\hat{\lambda}$	0,1957 (0,0155)	0,1597 (0,0123)	0,1361 (0,0104)
EQM	0,0361	0,0369	0,0377

Fonte: Valores calculados pelos autores.

Obs.: () desvio-padrão. EQM – Erro Quadrado Médio.

5. Conclusão

Neste estudo procurou-se estimar a frequência de reajuste informacional no Brasil via *Curva de Phillips sob Rigidez de Informação* desenvolvida em Mankiw e Reis (2002). Para tanto, adotou-se uma abordagem similar à de Döpke et al. (2008), onde a mediana das projeções de mercado divulgadas pela Gerin/Bacen foram utilizadas como *proxy* para as expectativas contidas na curva de Phillips.

O parâmetro estrutural λ estimado representa o grau de rigidez de informação em um determinado ponto no tempo. Conforme este aumenta, mais e mais empresas utilizam a informação atualizada quando escolhem seus preços, o que implica um menor grau de rigidez de informação. Portanto, a partir da SIPC, a inflação torna-se mais sensível ao hiato do produto corrente e menos sensíveis às expectativas passadas da inflação corrente e da taxa de crescimento do hiato do produto corrente. Já o parâmetro α capta a sensibilidade do preço ótimo relativo ao hiato do produto corrente. Este também pode ser interpretado como o grau de rigidez real, como discutido por Ball e Romer (1990).

Os resultados encontrados no presente trabalho mostraram que a hipótese nula de não existência de rigidez informacional pode ser rejeitada com 99% de confiança, implicando que as firmas brasileiras não ajustam instantaneamente suas informações a respeito do nível de preços.

Ainda, as estimativas sugerem uma atualização de informação não muito frequente por parte das firmas, que levariam cerca de seis trimestres para atualizar as informações sobre o nível de preços. Neste sentido, o período de reajuste informacional no Brasil é comparável ao estimado para países europeus e norte americanos, o que em parte pode ser atribuído à redução nas incertezas inflacionárias brasileiras no período de análise. Porém estimativas mais robustas da duração média entre atualizações de informações por parte das firmas só serão possíveis com a maior disponibilidade de dados sobre a expectativa do nível de preços no Brasil ou desenvolvimento de aplicações mais eficientes. O que possibilitaria não só a confirmação dos resultados aqui apresentados, como também a identificação dos principais determinantes do período de reajuste de informações no Brasil.

Referencias

BRANCH, W. A., The Theory of Rationally Heterogeneous Expectations: Evidence from Survey Data on Inflation Expectations, *Economic Journal*, v.114, p.592-621, July 2004.

CHRISTIANO, L. J.; FITZGERALD, T. J., The Band Pass Filter, *International Economic Review*, 44(2), 435-466, 2003.

DAVIDSON, R.; MACKINNON, J. G., *Estimation and Inference in Econometrics*. Oxford University Press, 1993.

DÖPKE, J.; DOVERN, J.; FRITSCHKE, U.; SLACACEK, J., Stick Information Phillips Curve: European Evidence, *Journal of Money, Credit & Banking*, (7), 1513-1519, 2008.

- FRIEDMAN, M., The Role of Monetary Policy, *American Economic Review*, v.58, n.1, p.1-17, Mar. 1968.
- GORODNICHENKO, Y., Monetary Policy and Forecast Dispersion: a test of the sticky information model, University of Michigan, mimeo. 2006.
- GUILLÉN, D. A. Ensaio sobre a Formação de Expectativas de Inflação. Dissertação de mestrado, Programa de Pós-Graduação em Economia da PUC-Rio, 2008.
- HODRICK, R. J.; PRESCOTT, E. C., Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation, *Journal of Money, Credit & Banking*, (1), 1-16, 1997.
- KHAN, H.; ZHU, Z., Estimates of the Sticky-Information Phillips Curve for the United States, *Journal of Money, Credit & Banking*, (1), 195-207, 2006.
- KORENOK, O., Empirical Comparison of Sticky Price and Sticky Information Models, *Journal of Macroeconomics*, v.30, pp.906-927, 2008.
- KORENOK, O.; SWANSON, N. R., How Sticky is Sticky Enough? A Distributional and Impulse Response Analysis of New Keynesian DSGE Models, *Journal of Money, Credit and Banking*, v.39, n.6, pp. 1481-1508, Sept. 2007.
- LUCAS, Jr.; Robert E., Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs, *American Economic Review*, v. 63, n.3, p.326-334, June 1973.
- MANKIW, N. G.; REIS, R., Sticky Information versus Sticky Prices: A Proposal to Replace the New Keynesian Phillips Curve, *Quarterly Journal of Economics*, v. 117, n.4, p.1295-1328, Nov. 2002.
- MANKIW, N. G.; REIS, R.; WOLFERS, J., Disagreement About Inflation Expectations, NBER – Working Papers nº 9796 – National Bureau of Economic Research, 58p., June 2003.
- MUTH, J., Rational Expectations and the Theory of Price Movements, *Econometrica* 29, pp. 315-335, 1961.
- PHELPS, E. S., The New Microeconomics in Inflation and Employment Theory, *American Economic Review*, v.59, n.2, pp.147-160, May 1969.
- ROBERTS, J. M., New Keynesian Economics and the Phillips Curve, *Journal of Money, Credit and Banking*, v.27, n.4, Part 1, pp.975-984, Nov. 1995.
- SIMS, C., Implications of Rational Inattention, *Journal of Monetary Economics*, vol. 50(3), pp. 665-690, 2003.
- TAYLOR, J. B., Dynamics and Staggered Contracts, *Journal of Political Economy*, v.88, n.1, pp.1-23, Feb. 1980.
- WOODFORD, M., *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*. Princeton University Press, 2003.