

DINÂMICA DE INFLAÇÃO E CUSTO DO TRABALHO NO BRASIL: UMA ABORDAGEM NOVO-KEYNESIANA PELO MODELO DE VALOR PRESENTE

Clemens Nunes *

Resumo

O objetivo deste artigo é derivar e estimar um modelo estrutural para descrever a dinâmica inflacionária através de uma curva de Phillips Novo-Keynesiana padrão (NKPC), cuja variável motora da inflação é o custo marginal real (NKPC-custo), conforme proposta por Gali e Gertler (1999). A contribuição original deste trabalho consiste em estimar este modelo para a economia brasileira através da metodologia do valor presente, inspirada nos trabalhos de Campbell & Shiller (1987) e Sbordone (1999), em lugar da estimativa tradicional via GMM (Método dos Momentos Generalizado). Os resultados mostram que o grau de rigidez da economia obtido neste trabalho está próximo do comportamento esperado das firmas na economia brasileira. Além disso, a estimativa do coeficiente do custo marginal real está em linha com os valores obtidos em trabalhos para economia internacional, obtidos por Gali e Gertler (1999), Gali, Gertler e Salido (2001) e Sbordone (1999). Observa-se também que de acordo com o modelo aumento da produtividade reduz o grau de rigidez da economia, reduzindo o tempo entre reajustes de preços das firmas. Finalmente, observa-se que o modelo, ora utilizado, não tem grande sucesso em previsão de inflação, pois as trajetórias previstas apresentam variância muito maior que os valores realizados para inflação.

Palavras-Chave: Inflação, Curva de Philips Novo-Keynesiana, Custo Marginal Real, Modelo de Valor Presente.

Abstract

This paper derives and estimate a structural model to describe inflation dynamics using a standard new Keynesian Phillips curve(NKPC), where the driving force is the real marginal cost of the firm(NKPC-cost), as proposed by Gali and Gerter(1999). The original contribution of this paper is to provide an estimation for this model for the Brazilian economy, adopting the present value methodology, inspired on the works of Campbell and Shiller(1987) and Sbordone (1999), instead of the usual estimation by GMM. The estimation results show that the degree of rigidity obtained is in line with the expected behavior of firms in the Brazilian economy. In addition, the structural parameter, that measures the sensitivity of inflation to the real marginal cost, is also in line with results obtained by Gali e Gertler (1999), Gali, Gertler e Salido (2001) e Sbordone(1999). The results also show that the increase in labor productivity decreases the degree of rigidity of the economy, increasing the frequency of price adjustments by the firms. Finally, the model does not provide good results on inflation forecasting, where the predicted inflation path has significant higher variance than the actual path.

Key Words: Inflation, New Keynesian Phillips Curve Custo, Real Marginal Cost, Present Value Model

JEL Classification: E31

ANPEC 2008
ÁREA 3 - MACROECONOMIA, ECONOMIA MONETÁRIA E FINANÇAS

(*) Doutorando em Economia da Escola de Economia de São Paulo (Fundação Getúlio Vargas FGV-EESP). Email: cvanunes@gmail.br

1. Introdução

A curva de Philips Novo-Keynesiana (“NKPC”), termo introduzido por Roberts (1995), representa uma alternativa para estudar a dinâmica da inflação e sua relação com as variáveis reais da economia, incorporando as importantes contribuições de M. Friedman, E. Phelps e R. Lucas a um modelo com fundamentação microeconômica. Esta fundamentação incorpora elementos tradicionais keynesianos (competição imperfeita e rigidez nominal) ao modelo de equilíbrio geral dinâmico, onde as condições de equilíbrio para as variáveis agregadas são derivadas do comportamento otimizador dos indivíduos e das firmas consistentes com o equilíbrio simultâneo de todos os mercados.

A rigidez nominal é introduzida no modelo através do comportamento *forward-looking* das firmas ao encontrarem obstáculos para fixarem seus preços, conforme modelos introduzidos por Rotemberg (1982) e Calvo (1983). Este comportamento das firmas implica numa relação entre inflação corrente, custo marginal real e expectativa de inflação futura, conforme (1), conhecida como curva de Philips Novo-Keynesiana Custo (“NKPC-custo”) :

$$\pi_t = \beta E\{\pi_{t+1}\} + \lambda mc_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

onde:

π_t : inflação

mc_t : custo marginal real das firmas

ε_t : choque no nível de preços

β : fator de desconto

λ : parâmetro função da estrutura do mercado e custos de ajuste de preços

Se, do ponto de vista teórico, a NKPC representou um avanço significativo, do ponto de vista empírico seus resultados são objeto de controvérsia. Os trabalhos empíricos de Fuhrer e Moore (1995) e Fuhrer (1997) enfatizam o caráter *backward-looking* da dinâmica inflacionária, representados pela existência da persistência inflacionária e pelo fato dos efeitos da política monetária sobre o produto anteciparem a inflação. Estes fatos estão em contradição com a dinâmica prevista pela NKPC, onde o comportamento das firmas determina a natureza *forward-looking* da inflação e onde a inflação antecipa o produto e não o contrário. Em resposta a esta crítica, Gali e Gertler (1999) fazem uma extensão teórica do modelo, incluindo um elemento *backward-looking*, onde neste caso uma fração constante das firmas fixa seus preços de acordo com a inflação passada e as demais seguem o comportamento *forward-looking*, conforme (2).

$$\pi_t = \gamma_b \pi_{t-1} + \gamma_f E\{\pi_{t+1}\} + \lambda mc_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

onde: γ_b é o parâmetro estrutural referente a firmas que fixam seus preços conforme inflação passada; e

γ_f é o parâmetro estrutural referente a firmas que fixam seus preços conforme inflação futura

Os resultados das primeiras estimações de (2) via Método dos Momentos Generalizados (GMM) foram encorajadores, conforme os trabalhos de Gali e Gertler (1999), Gali, Gertler e López-Salido (2000), utilizando dados para os EUA e para a Comunidade Européia, respectivamente. Estes trabalhos mostram que a NKPC-custo pode produzir resultados empíricos satisfatórios, obtendo parâmetros γ_b , γ_f e λ significativos e com os sinais esperados, adicionalmente, observa-se que a maior parte da dinâmica inflacionária é explicada pelo componente expectacional e não pelo termo *backward looking* ($\gamma_b < \gamma_f$). Estes resultados, no entanto, são objeto de discussão relacionados à estimação econométrica, conforme veremos adiante.

A publicação dos artigos acima gerou um grande número de trabalhos empíricos sobre o tema, explorando a relação entre dinâmica inflacionária e evolução do custo marginal real e analisando a influência das estratégias de estimação utilizadas nos resultados obtidos para esta importante área de pesquisa, como nos trabalhos de Rudd e Whelan (2005) e Linde (2005). Para estimar (2), três estratégias têm sido utilizadas. A primeira emprega o método dos momentos generalizados (GMM), com a utilização de variáveis instrumentais, entre elas: defasagens de inflação, hiato do produto, índice de preços de *commodities* entre outras. Esta estratégia está presente nos trabalhos de Gali e Gertler (1999), Gali, Gertler e López-Salido (2000), e constitui-se na abordagem utilizada mais frequentemente nas estimações. As dificuldades encontradas por esta estratégia encontram-se na possibilidade de sobre-identificação como discutido por Mavroeidis (2005), bem como ao fato dos resultados serem bastante sensíveis ao modo como as condições de ortogonalidade são normalizadas em amostras pequenas¹.

Uma segunda alternativa utiliza a estratégia de introduzir elementos novo-keynesianos como rigidez nominal e competição imperfeita em modelos estocásticos de equilíbrio geral (*DSGE - Dynamic Stochastic and General Equilibrium Model*), como Neiss e Nelson (2001). A utilização destes modelos, no entanto, apresenta algumas dificuldades, dentre elas a dificuldade de replicar a natureza dos choques de diferentes naturezas que afetam a economia.

Uma terceira estratégia, baseada no modelo do valor presente, da qual trata este artigo, é aquela adotada por Sbordone (1999) para explorar a relação entre preços e custo do trabalho, inspirada no artigo de Campbell e Shiller (1988) no campo de finanças. Neste artigo, Campbell e Shiller testam a validade da hipótese do modelo de valor presente para o preço das ações. De forma similar, Sbordone (1999) explora a relação entre o nível de preços em função da soma dos valores descontados a valor presente de outra variável, a evolução do custo marginal real, obtido a partir da introdução de rigidez nominal conforme Calvo (1983), conforme descrito pela equação abaixo:

$$\pi_t = \kappa \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i E_t C \hat{m} g_{t+i} \quad (3)$$

Sbordone(1999) adota uma variável *proxy* para estimar o custo marginal real, a partir da real trajetória dos salários nominais e da produtividade do trabalho. Em seguida, estima os parâmetros estruturais do modelo de modo a replicar a trajetória real do nível de preços da economia. Este modelo apresenta vantagens quanto em relação às estimativas originadas por meio de DSGE. Dentre elas, o modelo não requer que se façam hipóteses sobre as preferências das famílias ou sobre a política de fixação dos salários. Além disso, não há necessidade de identificar os choques estruturais sobre a economia para replicá-los no modelo.

O objetivo deste artigo é derivar e estimar um modelo estrutural para descrever a dinâmica inflacionária através de uma curva de Phillips Novo-Keynesiana padrão (NKPC), cuja variável motora da inflação é o custo marginal real (NKPC-custo), utilizando a estratégia de estimação do modelo de valor presente. Para isso, utilizaremos uma variável *proxy* que reflita o custo marginal real das firmas para verificar se as implicações decorrentes da hipótese da rigidez nominal, conforme Calvo (1983), são compatíveis com a trajetória do nível geral de preços na economia brasileira. A contribuição original deste trabalho reside no fato de que se constitui na primeira estimação deste modelo estrutural (NKPC-custo), através do método do valor presente, para estimar a dinâmica inflacionária no Brasil, onde majoritariamente emprega-se a estratégia via GMM. Os resultados da estimação por valor presente serão comparados aos obtidos por meio de estimação do modelo estrutural via GMM, como nos trabalhos de Areosa e Medeiros (2007). Não foram encontrados na literatura trabalhos para estimação da NKPC-custo no Brasil por meio de modelos que empregam estrutura semelhante aos modelos de Ciclos Reais (DSGE).

¹ Ver Fuhrer (1995)

A importância de obter uma estimação satisfatória para um modelo na forma reduzida da NKPC-custo reside no fato que esta especificação estrutural é superior àquelas majoritariamente empregadas nos trabalhos sobre política monetária e inflação, onde o produto substitui o custo marginal real na descrição da dinâmica inflacionária, conforme veremos adiante. A NKPC que emprega o produto como variável motora da dinâmica inflacionária é descrita conforme a equação abaixo:

$$\pi_t = \beta E\{\pi_{t+1}\} + \kappa x_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

onde:

x_t : é o hiato do produto definido como o logaritmo da diferença entre o produto corrente e o produto em equilíbrio a preços flexíveis

A equação (4) é obtida substituindo em (1), a relação entre custo marginal e produto (5), válida somente quando o mercado de trabalho for perfeitamente competitivo.

$$m\dot{c}_t = (\varphi + \sigma) x_t \quad (5)$$

onde: $m\dot{c}$: é o custo marginal

φ, σ : parâmetros estruturais do mercado de trabalho associados à taxa marginal de substituição trabalho-lazer

A origem das dificuldades na estimação de (5) reside na complexidade da obtenção do hiato do produto a preços flexíveis. Esta dificuldade decorre do fato de os choques incidentes na economia alteram não só o produto corrente mas também o produto a preços flexíveis. Para contornar esta dificuldade, os trabalhos na área costumam empregar uma variável *proxy* obtida a partir de filtros econométricos, como Filtro Rodrick-Prescott (FiltroH-P). Mesmo que a *proxy* guarde correlação com o hiato do produto a preços flexíveis, ela pode diferir significativamente do custo marginal, o que tornaria a equação (5) inválida e conseqüentemente levaria a um erro de especificação na estimativa. A estimativa pelo modelo valor presente oferece uma alternativa mais simples de ser implementada para avaliar a robustez da especificação do que a estimativa por DSGE e constitui-se numa forma alternativa de avaliar os resultados obtidos por GMM.

2. O Modelo Estrutural Novo-Keynesiano

O modelo a ser aqui desenvolvido foi largamente baseado no modelo utilizado por Sbordone (1999). O mesmo, por sua vez, inspirou-se no modelo de Campbell & Shiller (1987) para testar o modelo de valor presente das ações. O modelo a ser construído consiste essencialmente de dois blocos. O primeiro deles refere-se à característica das firmas que enfrentam restrições quanto à flexibilidade de ajustar os preços e toma suas decisões sobre os fatores de produção de modo a maximizar o lucro. O segundo, refere-se aos consumidores que, por sua vez, decidem sobre as quantidades demandadas de acordo com o preço relativo dos produtos e suas características de diferenciação. No primeiro bloco, a economia é constituída de um contínuo de firmas monopolisticamente competitivas, indexadas por i . A função de produção de cada firma é dada por uma função do tipo Cobb-Douglas, conforme abaixo:

$$Y_{it} = A_t H_{it}^{1-a} K_{it}^a, \text{ onde} \quad (6)$$

Y_{it} é a produção da firma i em t ; A_t é o choque tecnológico

H_{it} é o número de horas trabalhadas e K_{it} é o estoque de capital da firma i em t

Seja $Y(t)$, o produto agregado da economia, definido como:

$$Y_t = \left[\int_0^1 Y_{it}^{(\theta-1)/\theta} di \right]^{(\theta-1)/\theta}, \quad i \in [0,1] \quad (7)$$

A rigidez nominal é introduzida no modelo pelas limitações enfrentadas pelas firmas para reajustarem seus preços. Esta rigidez de preços é modelada conforme Calvo (1983), onde em cada período uma fração $1-\alpha$ das firmas pode alterar o seu preço ($\alpha \in [0,1]$), independentemente de quando a mesma alterou seus preços. Desta forma, o tempo médio decorrido entre as alterações de preço para a firma será de $1/(1-\alpha)$, sendo α o grau de rigidez da economia, tal que quanto maior α , maior será a rigidez da economia. No bloco referente aos consumidores, a sua demanda é função dos preços relativos e da diferenciação entre bens, de forma que a demanda pelo produto da firma i no tempo t , será dada por:

$$Y_{it} = (P_{it} / P_t)^{-\theta} Y_t, \text{ onde:} \quad (8)$$

P_{it} : o preço escolhido pela firma i em t ; P_t : o nível de preços agregados da economia

θ : a elasticidade de substituição Dixit-Stiglitz entre bens diferenciados

Para maximizar o seu valor, a cada período t , a firma escolhe um preço X_{it} de modo a maximizar o valor esperado do valor presente do fluxo de lucros, conforme abaixo:

$$V_{it} = E_t \left\{ \sum_{j=0}^{\infty} R_{t,t+j} \prod_{it+j} \right\}, \quad (9)$$

onde:

V_{it} é o valor da firma i em t ; $R_{t,t+j}$ é o fator de desconto que vigora entre t e $t+j$ e

\prod_{it} é o lucro da firma i em t

Aplicando a condição de primeira ordem para maximização na equação (9), obtemos:

$$E_t \left\{ \sum_{j=0}^{\infty} \alpha^j R_{t,t+j} \left[(1-\theta) X_t Y_{it+j} + \frac{W_{t+j} H_{it+j}}{1-a} \right] \right\} = 0 \quad (10)$$

Embora as firmas, individualmente, produzam itens diferenciados, todas elas têm a mesma função de produção dada por (6) e a mesma curva de demanda com elasticidade de substituição constante. Desta forma, as firmas são essencialmente idênticas, exceto pelo fato de que os preços de seus produtos são definidos em diferentes instantes no tempo. Devido a estas características de simetria entre as firmas, podemos suprimir o subscrito i , fazendo:

$$X_{it} = X_t$$

Seja S_{it} o custo marginal de produção na data $t+j$, de bens cujo preço foi definido em t , conforme abaixo:

$$S_{t+j,t} = \frac{1}{1-a} \frac{W_{t+j} H_{it+j}}{Y_{it+j}} \quad (11)$$

Substituindo as equações (11) e (8) em (10) e rearranjando a expressão, obtemos:

$$\sum_{j=0}^{\infty} \alpha^j E_t \left\{ Y_{t+j} R_{t,t+j} \left(\frac{X_t}{P_{t+j}} \right)^{-\theta} \left[X_t - \left(\frac{\theta}{\theta-1} \right) S_{t+j,t} \right] \right\} = 0 \quad (12)$$

Por questões de notação, definiremos com letra minúscula as variáveis reais. Dividindo (7) por P_t e obtemos:

$$\sum_{j=0}^{\infty} \alpha^j E_t \left\{ Y_{t+j} R_{t,t+j} \left(\frac{X_t}{P_{t+j}} \right)^{-\theta} \left[x_t - \left(\frac{\theta}{\theta-1} \right) s_{t+j,t} \prod_{k=1}^j \pi_{t+k} \right] \right\} = 0 \quad (13)$$

Onde:

$$s_{t,t+j} = \frac{S_{t+j,t}}{P_{t+j}} \quad \text{e} \quad \prod_{k=1}^j \pi_{t+k} = \frac{P_{t+j}}{P_t};$$

O nível de preços agregado da economia é uma composição entre os preços da firma que não ajustaram seus preços e das que ajustaram, na seguinte forma:

$$P_t = \left[(1-\alpha)X_t^{1-\theta} + \alpha P_{t-1}^{1-\theta} \right]^{1-\theta} \quad (14)$$

Para pequenas perturbações, podemos fazer uma aproximação log-linear de (14)², onde

$$\pi_t = \frac{P_{t+1}}{P_t}.$$

Por simplificação fazemos $\pi^* = 1; x^* = 1$, obtemos: $\hat{\pi}_t = \frac{1-\alpha}{\alpha} \hat{x}_t$ (15)

$$\hat{x}_t = (1-\alpha R\gamma_y^*) \sum_{j=0}^{\infty} (\alpha R\gamma_y^*)^j E_t \left(\hat{s}_{t+j,t} + \sum_{k=1}^j \hat{\pi}_{t+k} \right), \text{ sendo que:} \quad (16)$$

$\gamma_y = \frac{y_t}{y_{t-1}}$ é igual a taxa de crescimento do produto;

γ_y^* : é a taxa de crescimento do produto em regime permanente e $s^* = \left(\frac{\theta-1}{\theta} \right)$

Podemos adotar duas hipóteses distintas sobre o estoque de capital. No primeiro caso, assumimos que o estoque de capital pode ser instantaneamente realocado entre firmas de modo a igualar o preço-sombra dos serviços de capital continuamente, como em Goodfriend e King (1997). Desta forma, o custo marginal real das firmas que ajustam seus preços será igual ao custo marginal real médio da economia. $\hat{s}_{t+j,t} = \bar{s}_{t+j,t}$ ³

No segundo caso, assumimos que o estoque relativo de capital não varia entre as firmas de acordo com seus níveis de produção relativos. Esta hipótese é razoável se admitirmos que o estoque de capital não muda significativamente no curto prazo. Neste caso, substituindo (8) em (11), obtemos:

$$s_{t+j,t} = \frac{1}{1-a} \frac{W_{t+j} H_{t+j}}{Y_{t+j}} \left[\left(\frac{X_t}{P_{t+j}} \right) \right]^{1/1-a} \quad (17)$$

Log-linearizando (17) e substituindo (11), obtemos:

$$\hat{s}_{t+j,t} = \bar{s}_{t+j,t} - \left(\frac{\theta a}{1-a} \right) \left(\hat{x}_t - \sum_{k=1}^j \hat{\pi}_{t+k} \right) \quad (18)$$

Substituindo (18) em (16), obtemos a curva de Phillips Novo-Keynesiana em custo marginal (NKPC-custo), descrevendo a dinâmica inflacionária em função da expectativa de inflação e do custo marginal real, conforme abaixo:

$$\hat{\pi}_t = (1-\alpha R\gamma_y^*) \left(\frac{1-\alpha}{\alpha} \right) \left(\frac{1-a}{1-a+a\theta} \right) \bar{s}_{t+j,t} + R\gamma_y^* E_t (\hat{\pi}_{t+1}) \quad (20)$$

Denominando:

² Onde adotaremos a seguinte notação: seja “a” uma variável, $\hat{a} = \log(a/a^*)$, representa o log do desvio em relação ao regime permanente da variável “a”. Onde a^* é o valor da variável “a” em regime permanente.

³ Onde adotaremos a seguinte notação: seja “a” uma variável, a notação \bar{a} indica o valor médio da variável “a”.

$$\alpha_0 = 1 / \left[(1 - \alpha R \gamma_y^*) \left(\frac{1 - \alpha}{\alpha} \right) \left(\frac{1 - a}{1 - a + a\theta} \right) \right] e \quad (21)$$

$\alpha_1 = R \gamma_y^*$; Obtemos:

$$\hat{\pi}_t = (1 / \alpha_0) \bar{s}_t + \alpha_1 E_t(\hat{\pi}_{t+1}), \quad (22)$$

onde $\phi = 1 / \alpha_0$ corresponde ao coeficiente do custo marginal na NKPC-custo.

Para uma função do tipo Cobb-Douglas, o custo marginal médio pode ser aproximado pelo custo unitário médio real do trabalho (ulc_t),

$\bar{s}_{t+j,t} = \bar{ulc}_t$, substituindo em (15) e desenvolvendo, obtemos

$$\log(\bar{ulc}_t / P_t) = \kappa + \alpha_0 [\Delta \log P_t - \alpha_1 \Delta \log P_{t+1}], \quad (23)$$

onde κ é o custo unitário médio real do trabalho em regime permanente

Resolvendo a equação em diferenças (23), obtemos:

$$\log P_t = \lambda_1 \log(P_{t-1}) + (1 - \lambda_1) \sum_{j=0}^{\infty} \lambda_1^j \left[(1 - \lambda_2^{-1}) \sum_{j=0}^{\infty} \lambda_2^{-j} E_t(ulc_{t+j} - \kappa) \right] \quad (24),$$

onde λ_1 e λ_2 são as raízes reais do polinômio característico da eq. (24)

$$P(\lambda) = \alpha_1 \lambda^2 - (1 + \alpha_1 + 1 / \alpha_0) \lambda + 1 = 0 \quad (25),$$

onde $0 < \lambda_1 < 1 < \lambda_2$

Com os valores de λ_1 e λ_2 , obtemos os valores dos parâmetros reduzidos α_0 e α_1 , a partir dos quais podemos estimar o parâmetro estrutural α que mede o grau de rigidez da economia. A equação (24) forma a base para computação da trajetória de preços, os quais serão estimados pela estratégia de minimizar a distância entre a trajetória de preços prevista pelo modelo e o valor real, conforme a seguir.

3. Estratégia de Estimação

Conforme visto anteriormente, com base em (24), obtivemos a relação entre o nível de preços em função da soma dos valores descontados a valor presente de outra variável, a evolução do custo marginal real obtido a partir da introdução de rigidez nominal no modelo. A estratégia de estimação baseia-se na construção de uma trajetória de preços a partir dos valores de partida dos parâmetros. Em seguida, compara-se a trajetória dos preços prevista pelo modelo com a trajetória real, alterando-se os parâmetros de forma a minimizar a distância entre as duas trajetórias, sendo o valor ótimo aquele que corresponde ao mínimo desta distância. Para implementarmos esta estratégia, iremos definir a função distância conforme Sbordone(1999):

Onde ε_p é a função distância que representa a distância entre a trajetória dos preços prevista pelo modelo e real, conforme abaixo:

$$\varepsilon_p = p_t^{\text{modelo}} - p_t^{\text{real}} = F(\Psi), \quad (26)$$

onde $\hat{\Psi}$ é o argumento da função F que minimiza a distância entre a trajetória de preços do modelo e a do real.

Como utilizamos a trajetória real do custo unitário médio do trabalho (ulc) no nosso modelo, podemos utilizar a equação abaixo como função distância em lugar de (26):

$$\varepsilon_p = (p_t - ulc_t)^{\text{modelo}} - (p_t - ulc_t)^{\text{real}} \quad (27)$$

Ao invés de estimarmos $\log P_t$ diretamente conforme descrito em (24), iremos estimar a razão $\log(P_t/ulc_t)$ e testar se a mesma é estacionária. Desta forma, para efeito da estimação, reescreveremos (24) na forma conveniente abaixo:

$$\log(P_t/ulc_t) = \lambda_1 \log(P_{t-1}/ulc_{t-1}) - \Delta ulc_t + (1 - \lambda_1) \sum_{j=0}^{\infty} \lambda_2^{-j} E_t(\Delta ulc_{t+j}) - \kappa(1 - \lambda_1) \quad (28),$$

Para obtermos o valor da razão $\log(P_t/ulc_t)$ iremos adotar o seguinte procedimento. Inicialmente iremos calcular o valor de α_1 , onde $\alpha_1 = R\gamma_y^*$; fixamos α_0 e obtemos os valores de λ_1 e λ_2 , as raízes do polinômio característico. Em seguida, computamos o valor esperado do custo médio unitário do trabalho, a partir de um VAR (2), onde as possibilidades de variáveis endógenas a serem testadas são o custo unitário do trabalho e a relação preço/custo. Com os valores já obtidos, calcula-se o valor do termo $\sum_{j=0}^{\infty} \lambda_2^{-j} E_t(ulc_{t+j}) - \kappa(1 - \lambda_1)$ e em seguida de $\log(P_t/ulc_t)$. Em seguida computamos a distância $\varepsilon_p = (p_t - ulc_t)^{modelo} - (p_t - ulc_t)^{real}$. Alteramos o valor do parâmetro α_0 e repetimos o procedimentos anterior até obtermos o valor mínimo da função distância. O valor ótimo do parâmetro reduzido α_0^* é aquele que minimiza a distância entre trajetória real e a gerada pelo modelo, permitindo uma avaliação imediata do seu sucesso. Através dos valores dos parâmetros reduzidos α_0 e α_1 obtemos os parâmetros reduzidos da equação Novo-Keynesiana e o grau de rigidez da economia α .

4. Dados para Estimação

As estimações propostas para o Modelo Novo-Keynesiano descrito pela equação (28) serão feitas para dados da economia brasileira. Os principais conjuntos de dados a serem utilizados são dados de inflação, salário e produtividade, com a utilização das seguintes variáveis: Taxa de inflação (π_t), Custo unitário nominal médio do Trabalho ($nulc_t$), Custo unitário médio do trabalho ajustado pela produtividade (ulc_t) e Produtividade do trabalho ($Prod_t$)

Todos os dados foram coletados do IPEADATA (www.ipeadata.gov.br). As estimações foram realizadas para frequência mensal e trimestral, de modo a verificarmos a robustez dos resultados a mudança da unidade de tempo. A amostra corresponde ao período de 1994:09 a 2007:11. A série utilizada para inflação foi o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), que representa o índice de referência para o sistema de metas de inflação do país.

A variável que representa custo unitário nominal médio do trabalho foi construída a partir das séries indicadas na tabela 4.1. Para construir esta variável, foram encontradas duas dificuldades. A primeira, refere-se à quebra da série ocorrida no meio da amostra, enquanto a segunda decorre da forte sazonalidade apresentada pela série.

Tabela 4.1
Séries Utilizadas para Custo Unitário Nominal Médio do Trabalho

Variável	Disponibilidade	Abrangência	Frequência Disponível
Rendimento médio do trabalho principal - com carteira assinada	1982:01 - 2002 11	RMs	Mensal
Rendimento médio nominal habitual do trabalho principal	2002:03 - 2007 11	RMs	Mensal

Fonte: IPEADATA

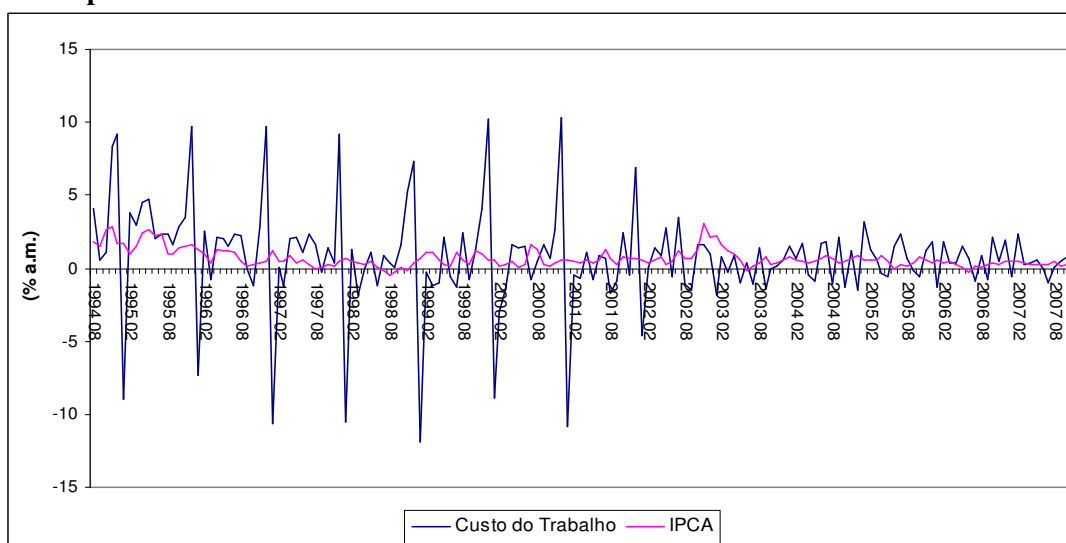
Nota : RMs representam as regiões metropolitanas do Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo e Porto Alegre, onde são coletados os dados.

Quanto ao primeiro caso, não foi observada diferença significativa na taxa de evolução entre as séries, garantindo certa continuidade apesar da mudança de metodologia. No segundo caso, a sazonalidade decorre do fato de que o rendimento mensal habitualmente recebido exclui as parcelas que não tenham caráter contínuo como por exemplo: bonificação anual, horas extras, 13º, 14º salário, férias, participação anual nos lucros, bem como, desconsidera os descontos habituais, a saber: faltas, parcela do 13o. antecipada e outras.

A série custo unitário nominal médio do trabalho apresenta forte sazonalidade, como podemos ver na figura 4.1, isto se deve ao aumento dos rendimentos médios reais no mês de dezembro, devido ao recebimento do 13º salário e gratificações normais nesta época do ano.

Figura 4.1

Série Utilizada para Custo Unitário Nominal Médio do Trabalho – Não Dessazonalizada



Fonte: IPEADATA

Nota : A série do custo do trabalho é constituída pela justaposição de duas séries mencionadas na Tabela 2.1

O segundo efeito refere-se a movimentos tipicamente sazonais da mão-de-obra, como por exemplo, a diminuição do número de pessoas desocupadas (procurando trabalho) no último trimestre do ano e a ocorrência de dissídios coletivos em períodos determinados. Para reduzir-se o efeito de sazonalidade da série, foi calculada a taxa móvel mensal do índice de custo do trabalho de um mês contra o mesmo mês do ano anterior, obtendo-se a série apresentada na figura 4.2. Este ajuste tem a desvantagem de eliminar dados correspondentes ao período de um ano da amostra, desta forma o período de estimação passa para 1995:09 a 2007:11. Para obtermos o custo unitário real médio do trabalho, construímos uma série de produtividade, a partir dos dados descritos na tabela 4.2.

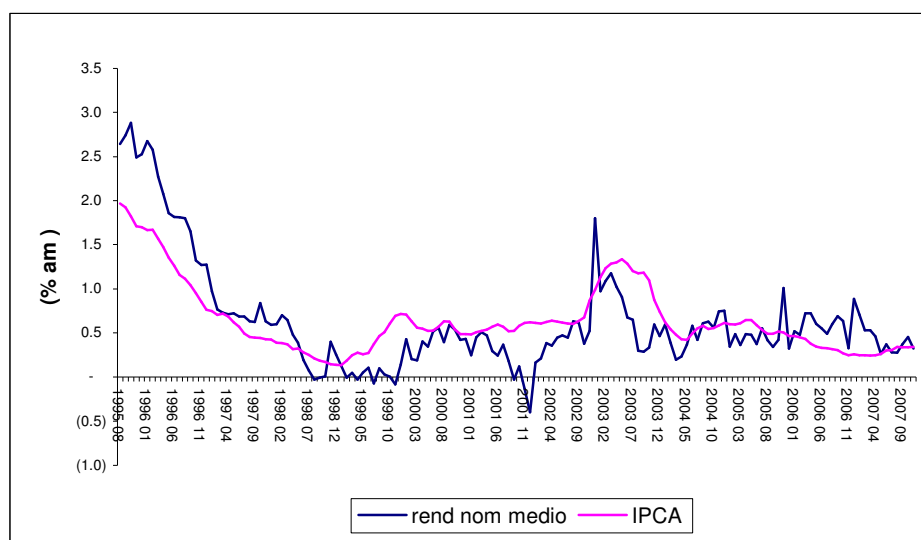
Observamos que os dados de produtividade da indústria de transformação não cobrem todo o período da amostra, uma vez que a série foi descontinuada pela fonte (IBGE). Este índice era calculado pela razão entre os índices da produção industrial e a população ocupada na indústria de transformação. Para o período restante da série de 2007:1 a 2007:11, criamos um índice com base na produtividade física, calculado pela razão entre o Índice de Produção Física e Índice de Horas Pagas na Indústria, fornecidos pela Pesquisa Industrial Mensal de Emprego e Salário (PIMES). A série da produtividade também apresenta sazonalidade em virtude das flutuações de produção e utilização de mão-de-obra ao longo do ano. Da mesma forma que fizemos com a série do custo unitário nominal médio do trabalho e da inflação reduzimos os efeitos da sazonalidade, calculando a produtividade do trabalho de acordo com uma média móvel de 12 meses.

Tabela 4.2
Séries Utilizadas para Custo Unitário Nominal Médio do Trabalho

Variável	Disponibilidade	Abrangência	Frequência Disponível
Produtividade - indústria transformação	1982:02 – 2006:12	Indústria geral	Mensal
Índice de Produção Física	1991:03 – 2007:11	Indústria geral	Mensal
Índice de Horas Pagas	1985:01 – 2007:11	Indústria geral	Mensal

Fonte: IPEADATA

Figura 4.2
Série Dessazonalizada de Inflação e Custo Unitário Nominal Médio do Trabalho



Fonte: IPEADATA

Nota : Série do custo do trabalho nominal unitário médio e da inflação dessazonalizadas utilizando-se da média móvel de 12 meses

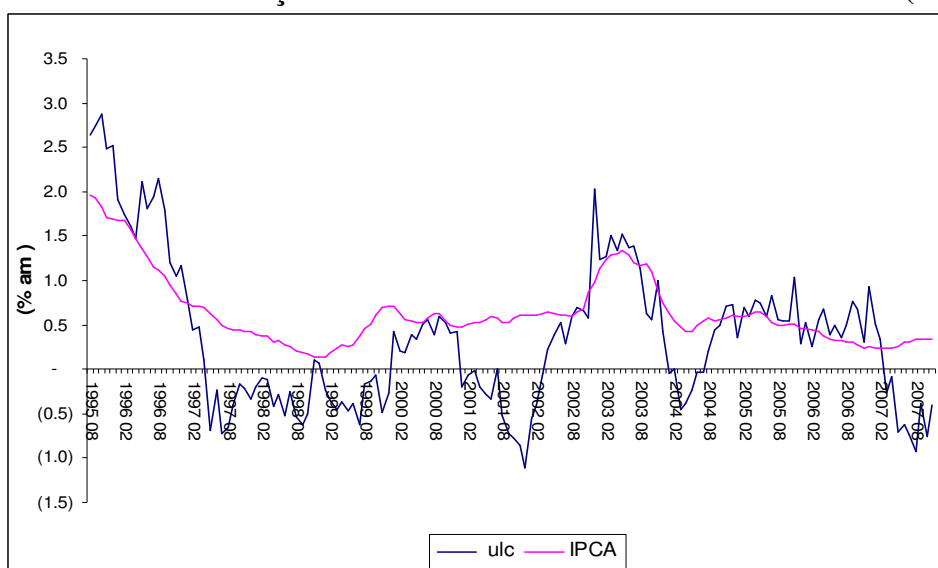
Ajustando o custo nominal do trabalho pela série de produtividade, obtivemos o resultado para série de custo unitário médio do trabalho conforme figura 4.3

A Tabela 4.3 relata a estatística descritiva das séries dessazonalizadas para taxa de inflação, custo unitário nominal médio do trabalho ($nulc_t$), custo unitário médio do trabalho ajustado pela produtividade (ulc_t) e produtividade do trabalho ($Prod_t$) com frequência mensal. Os dados mostram que a série do custo unitário real médio do trabalho é aquela que apresenta maior variabilidade, medida pela relação entre o desvio padrão e a média da amostra, corresponde a 3.7 vezes a da inflação.

Tabela 4.3
Estatística Descritiva

	π_t	$nulc_t$	ulc_t	$Prod_t$
Média	0.638	0.658	0.364	0.307
Mediana	0.549	0.499	0.350	0.258
Máximo	1.969	2.883	2,863	1.426
Mínimo	0.136	-0.399	-1.114	-0.504
Desvio Padrão	0.390	0.627	0.826	0.426

Figura 4.3
Série Dessazonal. de Inflação e Custo Unitário Real Médio do Trabalho (95:08-07:11)



Fonte: IPEADATA

Observa-se também que no período analisado, o crescimento da produtividade esteve, em média, ligeiramente abaixo do crescimento do custo unitário real médio do trabalho. Os dados estatísticos de autocorrelação para as séries de inflação e custo unitário real médio do mostram o forte grau de persistência de inflação com coeficiente de correlação de 0.695. na primeira defasagem, como também na série de ulc_t com coeficiente de 0.83.

5. Resultados da Estimação

As estimações da equação (22), utilizando o método do valor presente, foram realizadas com três objetivos distintos. A primeira análise tem por objetivo analisar os resultados obtidos pelo método do valor presente com outras estimativas do modelo estrutural para o por meio de GMM. Para isso utilizamos as séries mensais de custo unitário real médio do trabalho e inflação. A segunda análise tem por objetivo verificar a robustez dos resultados, quando se altera a unidade de agregação das séries de mensal para trimestral. Esta análise é importante para entendermos as implicações da sazonalidade das séries de inflação e custo unitário do trabalho, principalmente no caso desta última e reduzirmos o impacto do ruído comum nas séries em alta frequência. A terceira estimativa analisa o efeito da produtividade sobre a dinâmica inflacionária e sobre o comportamento das firmas. Para isso, a estimação foi realizada com unidade de agregação mensal utilizando como variável *proxy* do custo marginal, o custo médio nominal unitário, sem ajuste da produtividade. Em seguida, foi feita a estimativa utilizando como *proxy*, o custo médio unitário real com ajuste de produtividade e comparamos os seus resultados.

Para iniciarmos a primeira análise, necessitamos determinar a expectativa da evolução do custo unitário real médio do trabalho. Isto será realizado por meio de um VAR (Vector Autoregressive Model), conforme discutido anteriormente. Para isso, devemos verificar a estacionariedade das séries candidatas a variáveis endógenas do VAR, verificado se as séries candidatas possuem raiz unitária, utilizando o teste ADF(Augmented Dick-Fuller). As séries candidatas são a série de inflação, a própria série de custo unitário real médio do trabalho (ulc_t), a série $\text{Log}(P_t/ulc_t)$, presente na eq (22). Conforme Tabela 5.1 verifica-se que podemos rejeitar a hipótese de raiz unitária para as três séries ao nível de 5%. Apesar da série de inflação ser

estacionária, optamos não utilizar a série de inflação como candidata, de forma a assegurar que as informações dado sobre o nível corrente de preços não influenciem a previsão a ser feita pelo modelo da inflação e do nível geral de preços. Desta forma, foram escolhidas como variáveis endógenas do VAR ulc_t e $\text{Log}(P_t/ulc_t)$.

Tabela 5.1
Teste de Raiz Unitária

Séries	Estatística de Teste	ADF			
		Valores Críticos		Rejeita Ho Raiz Unitária	
		1%	5%	1%	5%
$\text{Log}(P_t/ulc_t)$	-3.04	-3.54	-2.91	Não	Sim
ulc_t	-3.10	-3.54	-2.91	Não	Sim
π_t	-5.35	-3.54	-2.91	Sim	Sim

A escolha do número de defasagens a ser utilizado na previsão do VAR é feita através de simulações para 1, 2 e 3 defasagens das variáveis endógenas, sendo escolhida aquela que apresenta menor AIC (Akaike Information Criteria), conforme este critério é escolhida a série com 1 defasagem⁴. Obtemos então as previsões para a expectativa do custo unitário real médio do trabalho, utilizando-se a equação representativa. Na figura 8.1, temos a representação da evolução das expectativas e o valor realizado para custo unitário do trabalho.

A partir da série de expectativas obtida acima, resolvemos a equação (28), obtendo-se-se uma trajetória de preços a partir dos valores de partida dos parâmetros, em seguida compara-se a trajetória dos preços prevista pelo modelo com a trajetória real, alterando-se os parâmetros de forma a minimizar a distância entre as duas trajetórias, sendo o valor ótimo aquele que corresponde ao mínimo desta distância. Para valores de partida dos parâmetros estruturais, foram utilizados os valores da Tabela 5.2 que refletem valores típicos para economia brasileira. O valor de taxa de crescimento do produto em regime permanente (γ_y^*) é de 3.5% ao ano. O valor do fator de desconto reflete uma taxa média de juros no período de 16% a.a. que corresponde a um fator de desconto mensal de 0.9877.

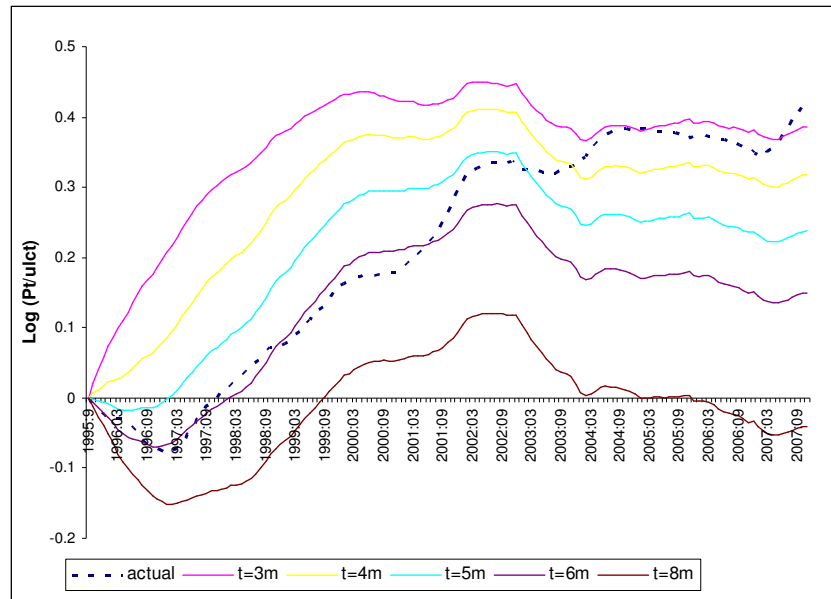
Tabela 5.2
Valores dos Parâmetros Estruturais Utilizados na Estimação

Parâmetro	Valor
R	0.9877
γ_y^*	1.0028
θ	7.0
a	0.70

Para a elasticidade de substituição Dixit-Stiglitz entre bens diferenciados, utilizamos como referência o valor típico para economia americana (6.0), adotando o valor de 7.0, pelo fato da economia brasileira ser menos competitiva. Para computar o valor da participação dos salários na renda conforme dados da massa salarial do IBGE e do PIB, utilizando a média no período.

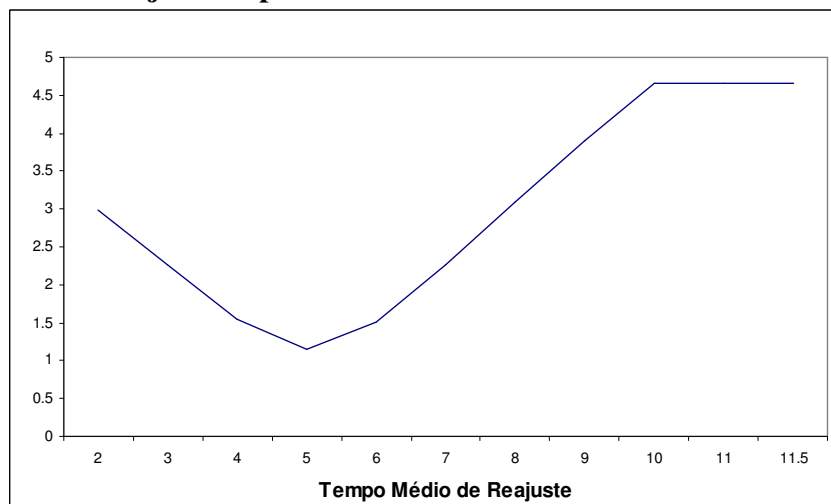
⁴ Ver testes com diferentes especificações do Var nas Tabelas 8.1, 8.2 e 8.3 no Anexo

Figura 5.1
**Trajétórias do Nível de Preços Previstas pelo Modelo vs. Real-
 Custo Ajustado pela Produtividade do Trabalho- Mensal**



Estimando (28), obtemos trajetórias de preços previstas pelo modelo para diferentes valores de α , que mede o grau de rigidez da economia, conforme apresentado na Figura 5.1. O significado econômico de α aqui utilizado será o tempo médio entre reajuste de preços para as firmas. Quanto maior este valor mais rigidez terá a economia.

Figura 5.2
**Distância entre o Nível de Preços Previsto pelo Modelo vs. Real
 Custo Ajustado pela Produtividade do Trabalho- Mensal**



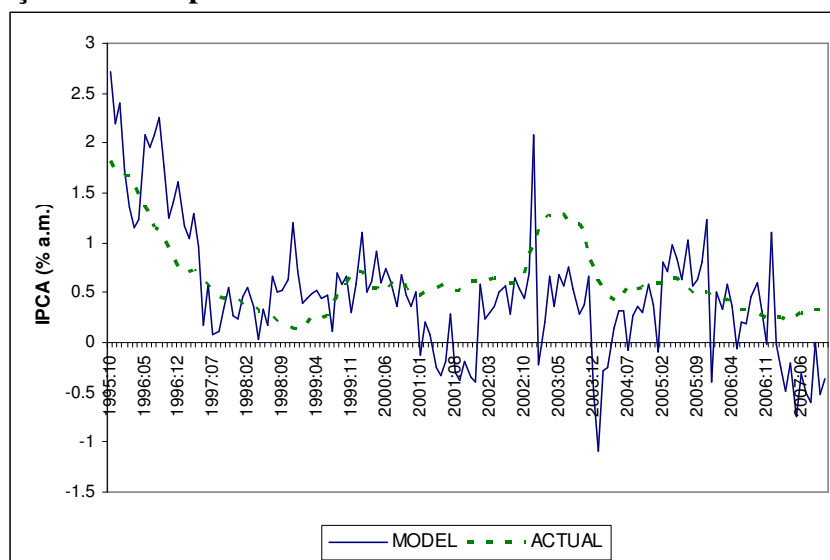
O valor de α ótimo corresponde ao que minimiza a distância entre a trajetória de preços prevista pelo modelo e a trajetória real, vista na figura 5.2. Este valor no caso do custo do trabalho ajustado pela produtividade corresponde a cinco meses. A tabela 5.3 resume os resultados da estimação.

Tabela 5.3
Resultado das Estimções para Custo Ajustado pela Produtividade - Mensal

α	Tempo Médio (meses)	α_0
0.50	2	32.4
0.67	3	91.4
0.75	4	172.5
0.80	5	272.1
0.83	6	387.3
0.86	7	515.9
0.89	8	656.0

A Figura 5.3 compara a trajetória da inflação prevista pelo modelo com a realizada. Observamos que a trajetória prevista pelo modelo têm aproximação razoável porém com uma variância muito maior.

Figura 5.3
Inflação Prevista pelo Modelo vs. Real – Mensal – Com Produtividade



Agora faremos uma análise similar alterando a frequência de mensal para trimestral e repetimos todo o procedimento anterior. Neste caso, o tempo médio entre reajustes atinge sete meses. A tabela 5.4 resume os resultados da estimação e do coeficiente do custo marginal na NKPC-custo (ϕ).

Comparando os resultados da estimação trimestral com os da estimação mensal, observamos que os valores são sensíveis a unidade de agregação, com um tempo médio entre reajuste de sete meses no primeiro caso e de cinco, no segundo. Esta sensibilidade está ligada provavelmente a sazonalidade da

Tabela 5.4
Resultado das Estimções para Custo do Trabalho Ajustado pela Produtividade - Trimestral

α	Tempo Médio (meses)	α_0	ϕ
0.25	4	7.5	0.133
0.40	5	18.5	0.0541
0.50	6	32.4	0.0308
0.57	7	49.4 (10.5)*	0.020 (0.004)
0.63	8	79.4	0.01259
0.70	9	91.5	0.0109
0.73	10	116.2	0.00861

Nota (*): Desvio-padrão correspondente ao valor ótimo de α_0 e ϕ entre parênteses

série de custo do trabalho bem como ao ruído elevado nela existente. No entanto, estes são próximos se considerarmos o intervalo de confiança. Observa-se também que as trajetórias de inflação previstas pelo modelo têm variabilidade muito maior que os valores realizados, tanto no caso de agregação mensal quanto trimestral, conforme Tabela 5.5.

Este resultado deve-se ao fato da variância da série de custo do trabalho ser muito mais elevada que a de inflação, de modo que quando agregamos trimestralmente e fazemos o ajuste sazonal das séries, a série de inflação fica mais bem menos volátil que a do custo do trabalho.

Tabela 5.5
Trajatória de Inflação Prevista e Real
Comparação de Variâncias

Modelo Unidade de Frequência	$\frac{\sigma_{real}}{\sigma_{modelo}}$
Mensal	56%
Trimestral	36%

Agora, iremos comparar estes resultados com aqueles obtidos internacionalmente por Gali e Gertler (1999), Gali, Gertler e López-Salido (2000) e Sbordone (2002) e para a economia brasileira no trabalho de Areosa e Medeiros (2007). Conforme as estimativas apresentadas na Tabela 5.6, podemos observar que os resultados obtidos para o tempo médio entre reajustes para as firmas neste trabalho são próximos dos valores obtidos por Sbordone(2002), que utiliza uma estratégia de estimação similar, e compatíveis com o valor esperado para uma economia que revela-se crescentemente competitiva no período.

Tabela 5.6
Resultado das Estimções para Custo Ajustado pela Produtividade

Trabalho	Tempo Esperado entre Ajustes (meses)	ϕ
Estados Unidos		
Sbordone(2002)	9	0.05 (0.01)*
GG(1999) – Forma Reduzida	17	0.047 (0.008)
GG(1999) – Forma Reduzida	16	0.037 (0.007)
Europa		
GGL(2001)	36	0.018 (0.003)
Brasil		
A&M(2007)- Economia Fechada	66.4	0.001 (0.001)
A&M(2007)- Pequena Economia Aberta	200.4	0.001 (0.003)
Clemens Nunes (2008)	7	0.020 (0.004)

Nota (*): Desvio-padrão correspondente entre parênteses

O coeficiente do custo marginal na curva de Phillips Novo-Keynesiana Custo é da mesma ordem de grandeza dos valores obtidos por Sbordone(2002),GG (1999) e GGL(2001). No entanto o valor obtido , indica maior flexibilidade de preços para a economia brasileira do que na americana, o que não é esperado dado o maior grau de abertura e competição desta. No entanto, estes resultados são bastante sensíveis aos valores dos parâmetros estruturais e a escolha dos mesmos para a economia brasileira, como o coeficiente de elasticidade encontram-se dentro de uma faixa ampla.Comparando-se estes resultados aos valores obtidos por Areosa e Medeiros (2007), onde os autores derivam um modelo estrutural para uma economia aberta e estimam uma NKPC-custo para o Brasil nos casos de uma economia fechada e uma pequena economia aberta por meio de GMM, os resultados obtidos neste trabalho parecem mais próximos do resultado esperado na economia e mais em linha com os valores internacionais.

A terceira análise tem por objetivo analisar do impacto da produtividade sobre a rigidez da economia. Para isso, iremos avaliar o grau de rigidez da economia, dado pelo tempo médio entre reajustes, utilizando a série de custo unitário nominal médio (sem efetuar o reajuste pela produtividade). Observa-se que sem o ajuste do custo pela produtividade, o tempo médio entre reajuste aumenta de 5 para 10 meses. Pode-se creditar este resultado ao fato que normalmente aumentos maiores de produtividade estão normalmente associados a economias com maior grau de competição, onde as firmas devem ajustar-se mais rapidamente às mudanças no ambiente e alterar seus preços com maior frequência, de modo a obedecer à condição de maximização de lucro.

6. Conclusão

Este artigo teve por objetivo derivar e estimar um modelo estrutural para descrever a dinâmica inflacionária através de uma curva de Phillips Novo-Keynesiana padrão (NKPC), cuja variável motora da inflação é o custo marginal real (NKPC-custo), conforme proposta por Gali e Gertler (1999). A contribuição original deste trabalho consiste em estimar este modelo para a economia brasileira através da metodologia do valor presente, inspirada nos trabalhos de Campbell & Shiller (1987) e Sbordone (1999), em lugar da estimativa tradicional via GMM (Método dos Momentos Generalizado). Para isso, utilizamos uma variável *proxy* que refletisse o custo marginal real das firmas. Os resultados mostram que o grau de rigidez da economia obtido neste trabalho está próximo do comportamento esperado das firmas na economia brasileira. Além disso, a estimativa do coeficiente do custo marginal real está em linha com os valores obtidos em trabalhos para economia internacional, obtidos por Gali e Gertler (1999), Gali, Gertler e Salido (2001) e Sbordone (1999), assim como quando comparados aos trabalhos existentes para economia brasileira como Areosa e Medeiros (2007). Observa-se através das simulações efetuadas no modelo que o aumento da produtividade reduz a rigidez da economia, reduzindo o tempo entre reajustes de preços. Pode-se creditar este resultado ao fato que normalmente aumentos maiores de produtividade estão normalmente associados a economias com maior grau de competição, onde as firmas devem ajustar-se mais rapidamente às mudanças no ambiente e alterar seus preços com maior frequência de modo a obedecer à condição de maximização de lucro. Observa-se também que o modelo não tem grande sucesso em previsão de inflação pois as trajetórias previstas apresentam variância muito maior que os valores realizados, provavelmente devido a grande quantidade de ruído na série de custo do trabalho, mesmo para agregação trimestral. Finalmente, observamos que os valores da estimação são sensíveis a unidade de agregação, quando comparamos os resultados da estimação trimestral com os da estimação mensal. Esta sensibilidade está ligada provavelmente a sazonalidade da série de custo do trabalho bem como ao ruído elevado nela existente.

Como parte de pesquisa futura, poderíamos aperfeiçoar o modelo teórico incluindo elementos de economia aberta, bem como avaliar os resultados por estratégias de estimação diferentes como os modelos DSGE.

7. Referências Bibliográficas

- Areosa, Waldyr D. & Medeiros, Marcelo C. (2007).** “Inflation Dynamics in Brazil: The Case of a Small Open Economy”. *Brazilian Review of Econometrics*, v. 27, p. 131-166.
- Ball, L. and Mankiw, G. (1995).** “Relative Prices Changes as Aggregate Supply Shocks”, *Quarterly Journal of Economics*, February 1995, pp 161-193.
- Borio, C. and Fillardo, A. (2006).** “Globalization and Inflation”, BIS March 2006
- Campbell, J.Y. and Shiller, R.J. (1988).** “The Dividend-Price Ratio, and expectations of Future Dividends and Discount Factors”. *Review of Financial Studies* I. 195-228
- Campbell, J.Y. and Shiller, R.J. (1987).** “Cointegration and Tests of Present Values Models”. *Journal of Political Economy* 95, 1062-88.
- Cechetti, S. and Debelle, G. (2004).** “Has the Inflation Process Changed?”, Brandeis University, NBER, BIS and Reserve Bank of Australia, June 2004.
- Brown, A. J. (1955)** “The Great Inflation”. London, University Press.
- Cogley, T. & Sargent, T. (2005).** “The Conquest of U.S. Inflation: Learning and Robustness to Model Uncertainty.” *Review of Economic Dynamics* 8 (2): 528-63.
- Calvo, Guillermo (1983).** “Staggered Prices in a Utility Maximizing Framework”. *Journal of Monetary Economics* 12, 383-98.

- Erceg, C. J., Henderson, D. W. E Levin, A.T. (2000).** "Optimal Monetary Policy with Staggered Wage and Price Contracts". *Journal of Monetary Economics* 46, 281-313.
- Fuhrer, J. and Moore, G.R. (1995).** "Inflation Persistence". *Quarterly Journal of Economics*. No. 440, February, pp127-59.
- Fuhrer, J. (1997).** "The (un)importance of forward-looking behavior in Price Specification". *Journal of Money, Credit and Banking* 29, 338-50.
- Galí, J. and Gertler, M. (1999).** "Inflation dynamics: A Structural Econometrical Analysis", *Journal of Monetary Economics*, 44(2), Oct. 1999, 195-222.
- Galí, J. (2003).** "New Perspectives on Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle". NBER working Paper #8767.
- Galí, J. and Blanchard, O. (2005),** "Real Wage Rigidities and the New Keynesian Model". MIT, Department of Economics, Working Paper Series, wp # 05-28, Oct. 2005.
- Galí, J., Gertler, M. and López-Salido, (2000).** "European Inflation Dynamics". Mimeo
- Goodfriend, M. e King, R. G (1997).** "The New Neoclassical Synthesis and the Role of Monetary Policy". NBER Macroeconomics Annual 12, 231-83
- King, R.G. & Plosser, C. I. (1984).** "Money, Credit, and Prices in a Real Business Cycle". *The American Economic Review*, Vol. 74, No. 3 (Jun., 1984), pp. 363-380
- Lindé, J. (2005).** "Estimating new-Keynesian Phillips Curve: A Full Information Maximum Likelihood Approach". *Journal of Monetary Economics*, vol. 52, pp 1135-49.
- Mavroeidis, S. (2005).** "Identification Issues in Forward-Looking Models Estimated by GMM, with an Application to the Phillips Curve". *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 37, No. 3, pp 421-48
- Mishkin, F.S. (2007),** "Inflation Dynamics", Speech at Federal Reserve Bank of San Francisco Annual Macro Conference, March 23
- Neiss, K. S. and Nelson, E. (2001).** "The Real Interest Rate Gap as an Inflation Indicator", Bank of England Working Paper No. 130.
- Neiss, K. S. and Nelson, E. (2002),** "Inflation Dynamics, Marginal Costs, and the Output Gap: Evidence form Three Countries", Bank of England, Feb. 2002.
- Roberts, J. M. (2006),** "Monetary Policy and Inflation Dynamics", *International Journal of Central Banking*, September 2006
- Rotemberg, Julio J,(1982).** "Sticky Prices in the United States," *Journal of Political Economy*, University of Chicago Press, vol. 90(6), pages 1187-1211
- Rudd, J. and Whelan, K. (2005).** "New Tests of the new-Keynesian Phillips Curve". *Journal of Monetary Economics*, vol. 52, pp 1167-81.
- Sbordone, A. M. (1999),** "Prices and Unit Labor Cost: Testing Models of Price Behavior". Mimeo. Rutgers University.
- Sbordone, A. M. (2001),** "An Optimizing Model of U.S. Wage and Price Dynamics", Rutgers University, Mar. 2001.
- Sbordone, A. (2002).** "Prices and Unit Labor Costs: a new Test of Price Stickness", *Journal of Monetary Economics* 49, 265-92.
- Velde, F.R. (2004).** "Poor Hand or Poor Play? The Rise and Fall of Inflation in the U.S." Federal Reserve Bank of Chicago. *Economic Perspectives* 28 (1): 34-51.
- Woodford, M. (2001a).** "The Taylor Rule and Optimal Monetary Policy". *American Economic Review (Papers and Proceedings)* 91, 232-37.

8.ANEXO

Tabela 8.1
Estimativa da Variável Expectacional por VAR – 1 Defasagem

	DREND	PDC
R-squared	0.724061	0.992499
Adj. R-squared	0.720229	0.992395
Sum sq. resids	24.69739	0.003537
S.E. equation	0.414137	0.004956
F-statistic	188.9273	9527.058
Log likelihood	-77.47942	573.0913
Akaike AIC	1.094958	-7.756345
Schwarz SC	1.155987	-7.695315
Mean dependent	1.092404	0.033040
S.D. dependent	0.782965	0.056828
Determinant Residual Covariance		3.63E-06
Log Likelihood (d.f. adjusted)		503.4260
Akaike Information Criteria		-6.767701
Schwarz Criteria		-6.645643

Tabela 8.2
Estimativa da Variável Expectacional por VAR – 2 Defasagens

	DREND	PDC
DREND(-1)	0.608842 (0.08783) [6.93178]	0.001613 (0.00090) [1.78235]
DREND(-2)	0.244032 (0.08226) [2.96653]	-0.001701 (0.00085) [-2.00750]
PDC(-1)	-4.723642 (7.32354) [-0.64499]	1.558488 (0.07545) [20.6547]
PDC(-2)	5.414735 (7.33588) [0.73812]	-0.566408 (0.07558) [-7.49402]
C	0.125547 (0.06558) [1.91431]	0.000704 (0.00068) [1.04166]
R-squared	0.733611	0.994780
Adj. R-squared	0.726054	0.994632
Sum sq. resids	23.04866	0.002447
S.E. equation	0.404309	0.004166
F-statistic	97.07519	6717.701
Log likelihood	-72.40710	595.5901
Akaike AIC	1.060371	-8.090275
Schwarz SC	1.162549	-7.988097
Mean dependent	1.080619	0.033400
S.D. dependent	0.772468	0.056855
Determinant Residual Covariance		2.40E-06
Log Likelihood (d.f. adjusted)		530.3218
Akaike Information Criteria		-7.127696
Schwarz Criteria		-6.923339

Tabela 8.3
Estimativa da Variável Expectacional por VAR – 3 Defasagens

	DREND	PDC
R-squared	0.738123	0.994834
Adj. R-squared	0.726737	0.994610
Sum sq. resids	21.64542	0.002405
S.E. equation	0.396044	0.004175
F-statistic	64.82756	4429.409
Log likelihood	-67.85543	592.2501
Akaike AIC	1.032489	-8.072416
Schwarz SC	1.176193	-7.928711
Mean dependent	1.067103	0.033783
S.D. dependent	0.757623	0.056863
Determinant Residual Covariance		2.25E-06
Log Likelihood (d.f. adjusted)		531.4230
Akaike Information Criteria		-7.136869

Figura 8.1
Valor da Expectativa e Valor Realizado do Custo médio do Trabalho

