

Modelos lineares e não lineares da curva de Phillips para previsão da taxa de Inflação no Brasil

Elano Ferreira Arruda (CAEN – UFC)
Roberto Tatiwa Ferreira (CAEN – UFC)
Ivan Castelar (CAEN – UFC)

Resumo

O presente trabalho apresenta uma análise de previsão da taxa de inflação mensal brasileira a partir de diferentes modelos lineares e não lineares de séries temporais e da Curva de Phillips com o objetivo de identificar o melhor mecanismo preditivo para esta variável. O modelo utilizado como base comparativa das previsões neste estudo foi o processo autoregressivo com média móvel. Dentro desta classe de modelos, o modelo que gerou o menor erro de previsão quadrado médio (EQM) foi o AR(1). Em geral, os modelos com efeito limiar utilizados tiveram melhor desempenho na previsão da taxa de inflação que os modelos lineares. O modelo autoregressivo com efeito *threshold* (TAR) apresentou um EQM de previsão igual a 4,3%, resultado cerca de 10,41% melhor que a previsão do processo AR (1) linear. Entre os modelos da curva de Phillips o que apresentou o menor EQM de previsão foi o da curva de Phillips ampliada com efeito *threshold* que teve um EQM igual a 3,4%, resultado 28,5% melhor do que o modelo AR (1) e 32,6% melhor que a curva de Phillips ampliada linear. Além de um menor EQM de previsão, a análise gráfica revelou que o modelo da curva de Phillips ampliada com efeito *Threshold* também prevê melhor as mudanças de sinal. Também foi realizado o teste proposto por DIEBOLD e MARIANO (1995) de comparação de previsões que apresentou um resultado que aponta para uma diferença significativa entre os EQM de previsão do modelo AR (melhor modelo linear) e o do modelo da curva de Phillips ampliada com *threshold* (melhor modelo não-linear). Ou seja, o modelo não linear apresentou um melhor resultado também segundo esse teste.

Palavras - Chave: Curva de Phillips, Modelos ARMA, Threshold, Previsão
Área 3. Classificação JEL: E-31; E-32;E-37

Abstract

This paper presents an analysis of forecasting the Brazilian monthly inflation rate from different models linear and nonlinear time series and the Phillips Curve, with the goal of identifying the best predictive mechanism for this variable. The model used as a comparative basis of forecasts in this study was the case with autoregressive moving average. Within this class of models, the model that generated the lowest average error in forecasting square (EQM) was the AR (1). In general, the models used were indeed threshold best performance in anticipation of the rate of inflation that the linear models. The model autoregressive indeed threshold (TAR) presented a forecast of EQM equal to 4.3%, result around 10.41% better than the forecast of the process AR (1) Linear. Among the models of the Phillips curve which submitted the lowest estimate of EQM was the Phillips curve extended with effect threshold that had a EQM equal to 3.4%, 28.5% better result than the model AR (1) and 32.6% better than the Phillips curve extended linear. In addition to a lower estimate of EQM, the graphic analysis revealed that the model of the Phillips curve extended with effect Threshold also provides better signal of the changes. It was the test proposed by Diebold and Mariano (1995) Comparison of forecasts that showed a result that indicates a significant difference between EQM forecasting model of AR (best linear model) and the model of the Phillips curve expanded with threshold (best non-linear model). That is, the non-linear model presents a better result also that the second test.

Keywords: Phillips Curve, ARMA models, Threshold, Forecasting

1 - Introdução

Uma das relações centrais para análise macroeconômica moderna é a “Curva de Phillips”, ou a relação entre inflação e grau de desequilíbrio real (SCHWARTZMAN, 2004). É o que se convencionou chamar uma relação estrutural, na medida em que esta depende apenas de parâmetros comportamentais, tecnológicos e institucionais da economia. O conhecimento de relações estruturais é de especial importância para as políticas macroeconômicas e para fazer previsões, já que como lembrou LUCAS (1999), essas alteram o ambiente onde os agentes tomam suas decisões.

A estimativa de equações estruturais para países em desenvolvimento apresenta problemas particulares. Como mostra SCHWARTZMAN (2004), de forma geral nesses países as séries econômicas são mais curtas e menos detalhadas do que em países desenvolvidos e têm quebras estruturais frequentes. Dito de outra forma, tanto pela disponibilidade de dados quanto pela abundância de transformações institucionais ocorridas, é difícil para esses países projetar o futuro a partir de informações passadas. Entretanto, a política econômica e as decisões dos agentes econômicos requerem essas projeções.

Os modelos de curva de Phillips tem sido um tópico importante na pesquisa recente sobre política monetária seja no campo teórico, seja no campo empírico. Do lado empírico a curva de Phillips é usada para descrever o impacto do desvio do produto (ou taxa de desemprego) em relação ao seu nível potencial (taxa natural), para medir a inércia inflacionária, para testar se as expectativas de inflação são adaptativas ou racionais e para realizar previsões.

No que se refere ao uso da curva de Phillips para gerar previsões, STOCK e WATSON (1999) utilizaram vários modelos macroeconômicos com taxa de juros, moeda e preços de mercadorias para prever a inflação americana e mostraram que a curva de Phillips é um mecanismo robusto para prever a inflação, inclusive com o uso de variáveis agregadas de atividade econômica diferentes do desemprego.

A literatura atual tem procurado investigar possíveis não linearidades na curva de Phillips. Existem três suposições de não linearidade na curva de Phillips. A primeira defendida por LAXTON, ROSE e TAMBAKIS (1998), TAMBAKIS (1998), SCHARLING (1999) e BEAN (2000), postula que a curva de Phillips é convexa. Esse formato indica uma sensibilidade crescente da inflação em relação ao aquecimento da economia, o que reduziria os custos de uma política de desinflação quanto mais aquecida estiver a economia. A segunda defendida por STIGLITZ (1997) e EISNER (1997) postula uma curva de Phillips côncava, o que revelaria uma economia com firmas não competitivas comportando-se de maneira mais relutante em elevar preços do que em baixá-los para obter e/ou manter parcelas de mercado. FILARDO (1998), por outro lado, propõe que a curva de Phillips não seja nem inteiramente côncava nem convexa, mas sim uma combinação de ambas; isto é, uma curva côncava - convexa, e o custo de desinflação dependerá do ponto em que a economia se encontrar.

Não há um consenso se modelos lineares geram melhores previsões do que os modelos não lineares. Aplicações empíricas apresentadas em CLEMENTS e KROLZIG (1998) e CLEMENTS e SMITH (1999), mostram que os modelos lineares se mostraram robustos no mecanismo de previsão. Por outro lado, CLEMENTS e FRANCES (1999) encontraram uma fraca evidência, para o PIB dos Estados Unidos, de que o modelo autoregressivo com efeito limiar (TAR) fornece uma melhor previsão com relação ao AR.

CLEMENTS e FRANCES, SMITH e DIJK (2003) além de fazerem esta comparação dos estimadores dos modelos TAR e AR, também compararam o intervalo e a densidade de previsão, encontrando que a densidade e o intervalo de previsão do modelo não linear são melhores que as do modelo linear. Na mesma tendência, DIJK e SILVERSTOVS (2003), utilizando modelos lineares e não lineares para prever a taxa de crescimento da

produção industrial para o grupo dos países do G7, fortalecem a idéia de que o modelo não linear apresenta resultados melhores do que o modelo linear em termos de descrever as incertezas contidas nas séries de tempo. Da mesma forma FERREIRA, BIERENS e CASTELAR (2005) utilizaram modelos lineares e não lineares para prever a taxa de crescimento do produto brasileiro, e encontraram que a eficiência da previsão do modelo não linear é superior à do modelo linear.

SARANTS (1999), em sua tentativa de prever a taxa de câmbio real para os Estados Unidos usando o modelo autoregressivo com efeito limiar suave (STAR) e o modelo linear, não encontrou resultados semelhantes aos acima apresentados. Da mesma maneira, BOERO e MARROCU (2002) concluíram que as previsões para taxa de câmbio nominal dos Estados Unidos do modelo STAR não foram melhores do que as previsões com modelos AR.

Dentro da análise da curva de Phillips, STOCK e WATSON (1996) compararam as previsões da inflação americana utilizando a *non-accelerating-inflation-rate-of-unemployment (NAIRU)*, versão tradicional para estimação e previsão de inflação, e modelos TAR para captar as quebras estruturais e mudanças nos ciclos econômicos. Os modelos TAR foram mais robustos na previsão da inflação do que os modelos tradicionais lineares tanto pelo EQM de previsão quanto pela densidade de previsão. Na mesma linha, MARROCU e ASCARI (2003) fizeram um estudo comparativo do desempenho preditivo de variações na curva de Phillips encontrando previsões melhores com modelos não lineares. No Brasil, CORREA e MINELLA (2005) encontraram evidências empíricas de um melhor ajustamento da curva de Phillips com efeito limiar (*threshold*) para captar os efeitos do repasse cambial para a inflação no pós real.

O objetivo principal desse trabalho é identificar qual o melhor mecanismo para se prever a taxa de inflação brasileira, através da comparação da eficiência preditiva de vários modelos de séries de tempo e da curva de Phillips, lineares e não lineares

O trabalho está organizado da seguinte forma. Na seção dois são discutidos os aspectos teóricos relacionados à curva de Phillips. Na mesma seção, serão apresentados os modelos econométricos utilizados, suas especificações, testes de hipótese e métodos de estimação. Na seção três apresenta-se a metodologia e os resultados empíricos dos modelos utilizados bem como as suas respectivas performances na previsão da inflação. Na última seção serão mostradas as conclusões retiradas do trabalho bem como a sua contextualização e comparação com a literatura especializada.

2. Aspectos Teóricos

2.1. A curva de Phillips

A curva de Phillips inicialmente foi formulada como um trade-off entre inflação de salários e desemprego, ou simplesmente expressava uma curva de oferta agregada positivamente inclinada. Segundo PHILLIPS (1958), caso a taxa de desemprego fosse elevada, isso apontaria para um excesso de oferta e, conseqüentemente, haveria pressão para que a taxa de crescimento da inflação de salários fosse mais baixa. Essa taxa menor corresponderia a uma inflação menor. À medida que as taxas de inflação fossem maiores, os salários reais seriam menores e, conseqüentemente, as firmas seriam motivadas a contratar mais mão de obra. Daí surgiu o trade – off entre inflação e desemprego, uma vez que, quanto maior o desemprego, menor a inflação e quanto menor o desemprego maior a inflação.

Durante a primeira metade da década de 60, dispunha-se do instrumental IS/LM para analisar o lado da demanda agregada, acoplado com a curva de Phillips, que representava o lado da oferta. Entretanto, a noção de que uma variável nominal (inflação) afetava variáveis

reais (desemprego) não era aceita pelos neoclássicos. Essa insatisfação com a curva de Phillips que representa as condições de oferta agregada foi fortalecida na segunda metade da década de 60, com os trabalhos de PHELPS (1967, 1970) e FRIEDMAN (1968, 1975 e 1977). A principal crítica desses autores, era de que, na formulação original de Phillips, procurava-se analisar a influência das taxas de desemprego sobre a evolução dos salários nominais. Essa informação contraria a idéia neoclássica da racionalidade dos agentes econômicos; ou seja, os agentes estão preocupados com a evolução de variáveis reais e não simplesmente de variáveis nominais. Friedman e Phelps propõem então que na curva de Phillips deveria ser introduzido um componente que captasse a taxa esperada de inflação.

Com a introdução desse componente de inflação esperada, o resultado seria outro, por que para cada inflação esperada haveria uma curva de Phillips. O que significava que o trade – off já não era mais estático. Assim, caso a taxa de inflação se elevasse, e com isso a economia apresentasse um desemprego menor, em certo momento os trabalhadores perceberiam que, nessa economia, a taxa de inflação era maior do que a esperada. Os trabalhadores então passariam a negociar os salários com base nessa expectativa e, conseqüentemente, a taxa de desemprego voltaria ao seu estado original, pois os salários reais que haviam diminuído voltaram ao seu nível original. Surgia então a idéia das expectativas adaptativas de MUTH (1961), onde os agentes corrigem suas expectativas de preço por uma fração do erro de previsão anterior.

A partir daí ficaria evidente que o papel que as expectativas têm no comportamento dos agentes econômicos e como isso se reflete no próprio desempenho da economia. Estudiosos passaram a ver que os agentes econômicos não podem ser enganados sistematicamente; ou seja, serem levados a cometerem erros sistemáticos de previsão. Essa é a idéia básica subjacente à teoria das expectativas racionais, que viria a dar sustentação a toda uma revolução na macroeconomia durante as décadas de 70 e 80, tendo como principais nomes LUCAS (1972) e SARGENT (1971)¹.

Posteriormente a curva de Phillips foi deduzida como uma relação entre a inflação e o custo marginal das empresas, que pode ser afetado pelo grau de aquecimento da economia como mostram AREOSA (2004) e SCHWARTZMAN (2004). Esse custo marginal das empresas é uma medida do ciclo econômico. Existem várias maneiras de representar esse ciclo econômico, como a taxa de desemprego e a utilização de capacidade industrial. No presente trabalho foi utilizado o hiato do produto, que é a diferença entre o produto efetivo e o produto potencial, como variável para captar a atividade econômica. Comumente esse hiato do produto é calculado através da extração de uma tendência de longo prazo de uma medida de produção como o PIB ou a produção industrial. Essa tendência pode ser modelada como sendo uma tendência linear ou utilizando o filtro de Hodrick – Prescott (HP)², como em AREOSA (2004) e GALI e GERTLER (2000). Para uma melhor compreensão do que está sendo discutido considere-se a Oferta de Lucas Agregada dada por:

$$Y_t = \hat{Y} + \phi(P_t - \hat{P})$$

Para deduzir a curva de Phillips basta fazer

¹ Para uma descrição mais detalhada de todo o desenvolvimento histórico das expectativas dentro da Econometria da curva de Phillips, ver Patterson (2001) capítulo 12

² O presente trabalho utilizou a metodologia do filtro de Hodrick – Prescott (HP) para calcular o hiato do produto. Tecnicamente o filtro de HP computa séries polidas de y e s para minimizar a variância de y em torno de s sujeito a redução da segunda diferença de s : $\sum_{t=1}^T (y_t - s_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} ((s_{t+1} - s_t) - (s_t - s_{t-1}))^2$

$P_t = \hat{P} + \frac{1}{\phi}(Y_t - \hat{Y})$, e subtraindo P_{t-1} de ambos os lados temos

$$P_t - P_{t-1} = \hat{P} - P_{t-1} + \frac{1}{\phi}(Y_t - \hat{Y}) \text{ ou}$$

$\pi_t = \pi_{t-1} + \frac{1}{\phi}(Y_t - \hat{Y})$ que é a curva de Phillips de Lucas; onde:

π_t uma medida de inflação em t

π_{t-1} uma medida de expectativa de inflação passada

Y_t uma medida de produto em t

\hat{Y} produto potencial, e $h_t = (Y_t - \hat{Y})$ é o hiato do produto

Estudos empíricos posteriores revelaram que outras variáveis também têm impacto significativo na explicação da inflação de um país³. Entre elas está o repasse cambial. Todas elas serão utilizadas nos modelos estimados nesse trabalho para verificar a importância de cada uma delas no desempenho de previsão dos modelos.

2.1 Os Modelos Econométricos

Neste trabalho foram utilizados os seguintes modelos econométricos da curva de Phillips: ARMA como base para a comparação das previsões, modelos ARCH, modelos com função de transferência e modelos com efeitos *threshold* para captar possíveis não linearidades na trajetória da inflação. Os aspectos teóricos desses modelos são apresentados abaixo.

2.2.1. Modelos ARMA

Os trabalhos de previsão dominantes durante as décadas de 1960 e 1970 eram baseados em modelos de equações simultâneas. Com os choques do petróleo em 1973 e 1979 e a crítica de Lucas em 1976, que mostrava que os parâmetros estimados dependiam da política econômica vigente e, portanto, os parâmetros iriam se modificando com a mudança das políticas, as previsões com esses modelos diminuíram consideravelmente.

O trabalho de BOX e JENKINS (1978) abriu caminho para uma nova geração de modelos de previsão. A ênfase desses métodos de previsão não está em construir modelos de equação única ou de equações simultâneas, mas em analisar as propriedades estocásticas das séries temporais econômicas em si mesmas. Aqui a variável dependente é função de seus valores defasados e dos erros. Um ARMA (p,q) tem a seguinte forma:

$$(1) \quad y_t = \mu + \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \dots + \phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \theta_p \varepsilon_{t-p}$$

Se o modelo tiver apenas o componente autoregressivo, ou seja, $\theta_1 = \theta_2 = \dots = \theta_p = 0$ ele pode ser estimado por mínimos quadrados ordinários. Caso o

³ Os dados utilizados no presente trabalho são mensais: PIB mensal medido pelo IBGE, A variável dependente IPCA livre (índice cheio excluídos os preços administrados), inércia inflacionária medida pelo IPCA cheio defasado, o repasse cambial (câmbio) medido por $(\Delta e_t + \pi_t^*)$, onde e_t é o logaritmo da taxa de cambio nominal, Δ é o operador diferença e π_t^* é uma medida de inflação internacional (PPI americano)

modelo contenha o componente média móvel não é possível escrever a soma dos quadrados dos erros simplesmente como função dos y 's observados e dos parâmetros do modelo AR. O método de estimação a ser utilizado é o de máxima verossimilhança⁴.

2.2.2. Modelos ARCH

Apesar de existir uma crença de que o problema de heterocedasticidade é comum em dados transversais, ele pode ocorrer também em séries temporais. Estudiosos que fazem previsões utilizando séries financeiras como preço de ações, taxas de inflação, taxas de câmbio etc., observaram que os erros de previsão oscilavam consideravelmente de um período para o outro, o que sugeriria a idéia de que a variância dos erros de previsão não é constante; ou seja, há uma espécie de autocorrelação na variância dos erros de previsão.

Com a hipótese de que o comportamento dos erros de previsão depende do comportamento dos erros da regressão Engle desenvolveu o modelo Auto Regressivo de Heterocedasticidade Condicional (ARCH)⁵. A idéia é que a variância do erro no tempo t depende do erro defasado ao quadrado.

$$(2) \quad y_t = \mu + \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \dots + \phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t$$

$$(3) \quad \varepsilon_t^2 = \zeta + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \dots + \alpha_m \varepsilon_{t-m}^2 + v_t$$

Os testes para ARCH são computados a partir de uma regressão auxiliar dos resíduos, e testa-se a hipótese nula de ausência de efeitos ARCH.

$$(4) \quad e_t^2 = \beta_0 + \left(\sum_{m=1}^M \beta_m e_{t-m}^2 \right) + v_t$$

A estatística F é um teste de variáveis omitidas da regressão auxiliar e avalia a significância dos lags dos resíduos ao quadrado. Já a estatística Obs*R-squared é o teste de multiplicador de Lagrange (LM) proposto por ENGLE (1982) e tem distribuição assintótica $\chi^2(q)$. O teste LM pode ser utilizado em regressões auxiliares estimadas por mínimos quadrados, mínimos quadrados em dois estágios e mínimos quadrados não lineares.

Após a execução do teste ARCH, foram estimados modelos de curva de Phillips incorporando esse efeito e usando o modelo modificado para previsões de inflação.

2.2.3. Modelo *Threshold* Autorregressivo - TAR

Uma forma de modelar séries temporais econômicas com comportamento não-linear é definir diferentes regimes e permitir comportamentos dinâmicos distintos para as variáveis dependendo do regime em que elas estejam no tempo. Isso significa que algumas propriedades estatísticas (média ou autocorrelação) das séries podem variar de um regime para outro.

⁴ Ver D.R. Osborne, "Maximum Likelihood Estimation of Moving Average Processes", Annals of Economic and Social Measurement, vol.5, 1976, pp 75 – 87 e J.E. Davidson, "Problems with the estimation of moving Average processes", Journal of Econometrics, vol. 19, 1981, pp. 295 – 310

⁵ R. Engle "Autoregressive Conditional Heterocedasticity with Estimates of Variance of UK Inflation". Econométrica, vol. 50, nº 1, pp. 987 – 1007.

O modelo com efeito limiar (*threshold*) é uma ferramenta para modelar essa situação. O modelo TAR (*Threshold Autoregressive model*) foi proposto inicialmente por TONG (1978) e TONG e LIM (1980), e atualmente está bastante popularizado na literatura econométrica. HANSEN (1996, 1997 e 2000) trabalhou com a parte da inferência desses modelos. O modelo pode ser assim descrito:

$$(5) \quad y_t = (\alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 y_{t-2} + \dots + \alpha_p y_{t-p}) I(q_{t-1} \leq \gamma) + (\beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-2} + \dots + \beta_p y_{t-p}) I(q_{t-1} > \gamma) + \varepsilon_t$$

Onde $I(\cdot)$ denota uma função indicadora, $q_{t-1} = q(y_{t-1}, \dots, y_{t-p})$ é uma função das variáveis conhecidas, os $\alpha_{i's}$ são os parâmetros do modelo quando $q_{t-1} \leq \gamma$ e os $\beta_{i's}$ quando $q_{t-1} > \gamma$.

Fazendo $x_t = (1 \ y_{t-1} \ \dots \ y_{t-p})$ e $x_t(\gamma) = [x_t' I(q_{t-1} \leq \gamma) \ x_t' I(q_{t-1} > \gamma)]$ o modelo pode ser assim representado:

$$(6) \quad y_t = x_t' \alpha I(q_{t-1} \leq \gamma) + x_t' \beta I(q_{t-1} > \gamma)$$

Ou simplesmente:

$$(7) \quad y_t = x_t(\gamma)' \theta + \varepsilon_t; \text{ onde } \theta = (\alpha', \beta)'$$

2.2.3.1. Estimação

Os parâmetros a serem estimados são θ e γ . Desde que a equação 3 seja uma regressão, excetuando-se o caso de não linearidade nos parâmetros, um método apropriado para estimação desse modelo é o de mínimos quadrados. Sob a hipótese auxiliar que ε_t é iid $\sim N(0, \sigma^2)$, o estimador de mínimos quadrados de θ será:

$$(8) \quad \hat{\theta}(\gamma) = \left(\sum_{t=1}^n x_t(\gamma) x_t(\gamma)' \right)^{-1} \left(\sum_{t=1}^n x_t(\gamma) y_t \right),$$

Com resíduos $\hat{\varepsilon}_t = y_t - x_t(\gamma)' \hat{\theta}(\gamma)$, e variância estimada:

$$(9) \quad \hat{\sigma}_t^2(\gamma) = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (\hat{\varepsilon}_t(\gamma))^2$$

O estimador de mínimos quadrados de γ é o valor que minimiza a equação (9):

$$(10) \quad \hat{\gamma} = \arg \min_{\gamma \in \Gamma} \hat{\sigma}_t^2(\gamma), \text{ onde } \Gamma = [\underline{\gamma}, \bar{\gamma}]$$

Esse problema de minimização pode ser solucionado por busca direta. Observe que a variância dos resíduos $\hat{\sigma}_t^2(\gamma)$ pode ser avaliada para cada valor em Γ , e esses valores correspondem a $\hat{\sigma}_t^2(q_{t-1})$, com $t=1,2,3,\dots,n$. Conforme a eq 10, o valor estimado de γ é o que minimiza esta variância.

Uma vez estimado $\hat{\gamma}$, os estimadores de mínimos quadrados em θ são formados por $\hat{\theta} = \hat{\theta}(\hat{\gamma})$. Similarmente os resíduos serão dados por $\hat{\varepsilon}_t = y_t - x_t(\hat{\gamma})' \hat{\theta}$.

2.2.3.2. O teste para o modelo *Threshold* Autoregressivo - TAR

Uma importante questão a ser analisada é se o modelo TAR da equação 1 é estatisticamente significativo em relação ao tradicional AR(p). A hipótese nula, neste caso, pode ser expressa como $H_0 : \alpha = \beta$. Essa hipótese nula é testada através da seguinte estatística :

$$(11) \quad F_n = \sup_{\gamma \in \Gamma} F_n(\gamma),$$

$$(12) \quad F_n(\gamma) = n \left(\frac{\tilde{\sigma}_n^2 - \hat{\sigma}_n^2(\gamma)}{\hat{\sigma}_n^2(\gamma)} \right)$$

$$(13) \quad \tilde{\sigma}_n^2 = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \left(y_t - x_t' \tilde{\alpha} \right)^2$$

Onde, $\tilde{\alpha} = \left(\sum_{t=1}^n x_t x_t' \right)^{-1} \left(\sum_{t=1}^n x_t y_t \right)$ é o estimador de OLS de α sob a hipótese nula.

O problema é que a estatística $SupF_n$ não apresenta distribuição padrão. Para se obter os valores críticos o procedimento de bootstrap apresentado por Hansen (1997) será utilizado.

2.2.4. Curva de Phillips com Efeito *Threshold*

A curva de Phillips com efeito limiar pode ser modelada fazendo o vetor $x_t = (1 \ y_{t-1} \dots \ y_{t-p})$ igual a $x_t^1 = (1, IPCA_{t-1}, GAP_{t-1}, CAMBIO_{t-1})$. O modelo ficaria assim representado:

$$(6)' \quad IPCAL_t = x_t^{1'} \alpha I(q_{t-1} \leq \gamma) + x_t^{1'} \beta I(q_{t-1} > \gamma)$$

Ou simplesmente:

$$(7)' \quad IPCAL_t = x_t^1(\gamma)' \theta + \varepsilon_t; \text{ onde } \theta = (\alpha', \beta)'$$

Os procedimentos para estimação e os testes de hipótese permanecem com a mesma formulação apresentados na seção anterior, mudando apenas o vetor de variáveis explicativas.

2.3 - Testando a igualdade de precisão das previsões

Considere duas previsões, $\{\hat{Y}_{it}\}_{t=1}^T$ e $\{\hat{Y}_{jt}\}_{t=1}^T$, de uma série temporal $\{Y_t\}_{t=1}^T$. Sejam $\{e_{it}\}_{t=1}^T$ e $\{e_{jt}\}_{t=1}^T$ os respectivos erros de previsão. Uma análise das perdas associadas a cada uma dessas previsões pode ser feita com um critério métrico estatístico. Essa análise é feita a partir de uma função perda, denotada por $g(Y_t, \hat{Y}_{it}) = g(e_{it})$ e $g(Y_t, \hat{Y}_{jt}) = g(e_{jt})$, que mede o

erro de previsão, ou seja, é calculada a partir de valores realizados e previstos da variável em questão.

A função perda utilizada nesse trabalho foi o erro quadrático médio de previsão (EQM) que é dado pela soma do quadrado da diferença do valor previsto pelo valor realizado dividido pelo número de períodos:

$$(14) \quad EQM = \frac{\sum_{t=T+1}^{T+h} (Y_t^F - Y_t)^2}{h}$$

DIEBOLD e MARIANO (1995) apresentaram a seguinte estatística para realizar um teste de igualdade de desempenhos de previsão:

$$(15) \quad S_1 = \frac{\bar{d}}{\sqrt{\frac{2\pi\hat{f}_d(0)}{T}}}$$

Onde:

$d = g(e_{it}) - g(e_{jt})$, é a perda diferencial;

$$\bar{d} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T [g(e_{it}) - g(e_{jt})];$$

$f_d(0) = \frac{1}{2\pi} \sum_{\tau=-\infty}^{\infty} \gamma_d(\tau)$, $\hat{f}_d(0)$ é um estimador consistente de $f_d(0)$;

$\gamma_d(\tau) = E[(d_t - \mu)(d_{t-\tau} - \mu)]$ e

$$\sqrt{T}(\bar{d} - \mu) \xrightarrow{d} N(0, 2\pi f_d(0))$$

Testa – se a hipótese nula em que $E[g(e_{it})] = E[g(e_{jt})]$, ou $E[d_t] = 0$. Ou seja, o teste verifica se a perda diferencial não é significativa entre as duas previsões. Esse teste foi realizado para comparar as previsões do melhor modelo linear com o melhor modelo não linear.

3.Resultados Empíricos

Com uma frequência de dados mensal estimaram-se os modelos para o período 1995:01 a 2005:12, e depois previsões dentro da amostra (ex-post) foram feitas para 2006:01 a 2006:12. Os dados utilizados no presente trabalho foram: o PIB mensal medido pelo IBGE, a variável dependente IPCA livre (índice cheio excluídos os preços administrados), inércia inflacionária medida pelo IPCA cheio defasado, o repasse cambial (câmbio) medido por $(\Delta e_t + \pi_t^*)$, onde e_t é o logaritmo da taxa de cambio nominal, Δ é o operador diferença e π_t^* é uma medida de inflação internacional (PPI americano).

Testes de raiz unitária foram aplicados em todas as séries utilizadas, e em todos os casos a hipótese nula de raiz unitária foi rejeitada ao nível de 5%. A medida utilizada para selecionar os modelos foi o erro quadrático médio de previsão (EQM).

Primeiro foram estimados modelos ARMA lineares, em seguida utilizou-se os efeitos ARCH nos resíduos e modelos com limiar (*Threshold* Autoregressivo – TAR), os melhores modelos foram selecionados via EQM de previsão. Procedimento semelhante foi

utilizado na curva de Phillips, estimando-a na forma linear, com efeitos ARCH e com efeito *threshold*.

3.1. Modelos ARMA

3.1.1 – Modelo ARMA Linear

Vários modelos ARMA lineares foram utilizados para prever a taxa de inflação, foram utilizadas várias defasagens (até seis) da variável dependente na tentativa de minimizar o EQM de previsão. O que apresentou o menor EQM de previsão foi o AR (1). Seus resultados são apresentados abaixo:

$$\begin{aligned}
 IPCAL_t &= 0,5394 + 0,7764 IPCAL_{t-1} + \varepsilon_t \\
 &\quad (3,86) \quad (14,78) \\
 R^2 &= 0,62 \\
 DW &= 1,93 \\
 EQM &= 0,04821
 \end{aligned}
 \tag{16}$$

O primeiro modelo (AR (1)) apresentou um EQM de previsão na ordem de 4,8%. Esse valor será utilizado para comparar o desempenho preditivo dos próximos modelos.

3.1.2 – Modelos ARMA não Lineares

3.1.2.1 – Modelo ARMA com efeito ARCH

Após a obtenção do resultado anterior, foi efetuado um teste LM proposto por ENGLE (1982) para a verificação de efeitos ARCH nos resíduos. O teste apresentou os seguintes resultados:

Tabela 1: ARCH Test:

F-statistic	7.866262	Probability	0.005816
Obs*R-squared	7.529104	Probability	0.006071

Ou seja, rejeita-se a hipótese nula que não há efeitos ARCH nos resíduos. Então estimou – se vários modelos ARCH, ARCH in MEAN, GARCH e E-GARCH o que apresentou o menor EQM de previsão está abaixo apresentado:

$$\begin{aligned}
(17) \quad & IPCAL_t = 0,4624 + 0,6956 IPCAL_{t-1} + \varepsilon_t \\
& \quad \quad \quad (4,77) \quad \quad (12,56) \\
& \hat{\varepsilon}_t^2 = 0,072 + 0,4328 \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 \\
& \quad \quad \quad (6,02) \quad \quad (3,46) \\
& R^2 = 0,61 \\
& DW = 1,75 \\
& EQM = 0,04725
\end{aligned}$$

Ao incluir o efeito ARCH (1) o modelo dois apresentou um aumento de aproximadamente 3% na eficiência da previsão com um EQM de 4,7%.

3.1.2.2 – Modelo AR com efeito *Threshold* (TAR)

O próximo passo foi tentar captar possíveis não linearidades utilizando modelos com efeito limiar. Foram utilizadas até seis defasagens da variável dependente como variável *threshold* e até seis defasagens para o processo AR. O que apresentou o menor EQM de previsão foi um TAR (1) com a variável dependente com quatro defasagens como variável *threshold*.

$$\begin{aligned}
(18) \quad & IPCAL_t = 0,3298 + 0,4751 IPCAL_{t-1} \quad \text{se } IPCAL_{t-4} \leq 0,17 \\
& \quad \quad \quad (4,26) \quad \quad (2,76) \\
& IPCAL_t = 0,081 + 0,7395 IPCAL_{t-1} \quad \text{se } IPCAL_{t-4} > 0,17 \\
& \quad \quad \quad (2,13) \quad \quad (10,18) \\
& R^2 \text{ joint} = 0,59 \\
& EQM = 0,04341
\end{aligned}$$

O modelo TAR melhorou em cerca de 10,41% a previsão do processo AR (1) linear e 8,5% o modelo AR (1) com efeito ARCH. O modelo apresentou um EQM de previsão igual a 4,3%.

3.2. Modelos da Curva de Phillips

3.2.1 – Curva de Phillips Linear

Foram utilizadas duas modelagens para a curva de Phillips linear. A primeira foi uma Curva de Phillips simples em função apenas do hiato do produto e da inflação defasada (expectativa adaptativa). A segunda modelagem traz uma curva de Phillips ampliada com uma variável para captar o repasse cambial.

3.2.1.1 (a) – Curva de Phillips Simples

Modelou-se o hiato do produto utilizando-se o filtro de Hodrick-Prescott (HP) como em AREOSA (2004) e GALÍ e GERTLER (2000), utilizou-se a idéia de expectativas adaptativas, isto é, os agentes formam suas expectativas a partir de informações passadas, utilizando a inércia inflacionária como em SCHWARTZMAN (2004), MUINHOS e ALVES (2004) e CARNEIRO, MONTEIRO et al. (2002). AREOSA (2004) e GALÍ e GERTLER

(2000) mostram que o hiato do produto extraído pelo filtro de HP se mostra pouco significativo e o valor do parâmetro é baixo⁶. Foram testados várias defasagens das variáveis explicativas e o que minimizou o EQM de previsão foi o modelo abaixo.

$$\begin{aligned}
 (19) \quad & IPCAL_t = -0,00022 \underset{(-0,17)}{GAP}_{t-1} + 0,73 \underset{(9,45)}{IPCA}_{t-1} + \varepsilon_t \\
 & R^2 = 0,57 \\
 & DW = 1,51 \\
 & EQM = 0,05664
 \end{aligned}$$

Esse modelo apresentou uma piora de cerca de 13,6% em relação ao AR (1) e 23% em relação ao modelo TAR com um EQM de previsão de aproximadamente 5,6%.

O número de defasagens apresentadas no modelo anterior é padrão na teoria sobre a curva de Phillips. Como o objetivo desse estudo é de caráter preditivo, optou-se por analisar se há algum ganho nessa prática ao se selecionar as defasagens através de critérios de informação. Desta forma, utilizaram-se os critérios de Akaike (AIC) e Schwarz (BIC) para a seleção das defasagens do modelo. O modelo que minimizou os critérios de informação foi aquele com cinco defasagens para o hiato do produto.

$$\begin{aligned}
 (20) \quad & IPCAL_t = 0,002 \underset{(1,83)}{GAP}_{t-5} + 0,71 \underset{(9,23)}{IPCA}_{t-1} + \varepsilon_t \\
 & R^2 = 0,58 \\
 & DW = 1,51 \\
 & EQM = 0,065
 \end{aligned}$$

Entretanto essa prática piorou a eficiência preditiva do modelo em 25,5% em relação ao AR (1) e 13,7% em relação ao modelo anterior. Não houve ganhos de previsão ao selecionar as defasagens via critérios de informação.

3.2.1.1 (b) – Curva de Phillips Ampliada

O repasse cambial também tem sido apresentado como fator explicativo para a inflação e aqui ele é modelado como uma variação no câmbio e uma medida de inflação internacional seguindo a análise de CORREA e MINELLA (2005), BOGDANSKI, TOMBINI e WERLANG (2000) e SCHWARTZMAN (2004). Desta forma, baseia-se na curva de Phillips estimada anteriormente acrescida de um componente para medir o efeito do repasse cambial. Nesta classe de modelos houve uma melhora na eficiência preditiva ao se utilizar os critérios informação AIC e BIC para a seleção de defasagens⁷, e o modelo com melhor previsão está descrito abaixo:

⁶ Há outras formas para se estimar o produto potencial como através do método da função de produção como em Tombini e Bogdanki (2001), filtro de Kalman e outras apresentadas em Araújo, Areosa e Guillén (2004). Entretanto uma comparação entre estes métodos foge do escopo desse trabalho.

⁷ O modelo com as defasagens tradicionais apresentou um EQM = 0,060, resultado 15% pior que o do modelo selecionado via minimização do Erro quadrático médio de previsão.

$$(21) \quad \begin{aligned} IPCAL_t &= 0,714 IPCA_{t-1} - 7,52(E-05)GAP_{t-1} + 1,5874CAMBIO_{t-2} + \varepsilon_t \\ &\quad \quad \quad (12,85) \quad \quad \quad (-0,056) \quad \quad \quad (3,12) \\ R^2 &= 0,59 \\ DW &= 1,47 \\ EQM &= 0,0519 \end{aligned}$$

A curva de Phillips ampliada apresentou uma melhora de cerca de 8,9% na previsão da taxa de inflação em relação à curva de Phillips simples. Esse resultado aponta para a importância da utilização do repasse cambial na modelagem da curva de Phillips para modelos de previsão de taxa de inflação.

3.2.2 – Curva de Phillips não Linear

Após a modelagem da curva de Phillips linear, utilizou-se as várias especificações não lineares utilizadas nos modelos ARMA anteriormente apresentados. Os modelos também foram selecionados via minimização do EQM de previsão.

3.2.2.1 (a) – Curva de Phillips simples com efeito ARCH

Os testes de ARCH também foram feitos em relação à curva de Phillips simples e apresentaram os seguintes resultados:

Tabela 2: ARCH Test:

F-statistic	16.32143	Probability	0.000091
Obs*R-squared	14.71295	Probability	0.000125

Isto é, a hipótese que não há efeitos ARCH na curva de Phillips simples foi rejeitada, e o novo modelo apresentou os seguintes resultados:

$$(22) \quad \begin{aligned} IPCAL_t &= 0,00059 GAP_{t-1} + 0,6235 IPCA_{t-1} + \varepsilon_t \\ &\quad \quad \quad (0,51) \quad \quad \quad (10,20) \\ \hat{\varepsilon}_t^2 &= 0,07 + 0,42 \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 \\ &\quad \quad \quad (4,34) \quad \quad \quad (1,80) \\ R^2 &= 0,55 \\ DW &= 1,3 \\ EQM &= 0,05840 \end{aligned}$$

Ou seja, um resultado 3% pior que a curva de Phillips simples e, portanto, ainda abaixo da eficiência do modelo AR (1).

3.2.2.1 (b) – Curva de Phillips ampliada com efeito ARCH

Os testes para efeitos ARCH também foram aplicados na curva de Phillips ampliada e apresentaram os seguintes resultados:

Tabela 3: ARCH Test:

F-statistic	33.57325	Probability	0.000000
Obs*R-squared	27.01265	Probability	0.000000

Novamente rejeitou-se a hipótese de que não há efeito (ARCH) e o novo modelo ficou assim especificado:

$$\begin{aligned}
 IPCAL_t &= 0,61 IPCA_{t-1} - 0,0009 GAP_{t-1} + 1,23 CAMBIO_{t-2} + \varepsilon_t \\
 &\quad (13,28) \quad (-0,88) \quad (4,01) \\
 \hat{\varepsilon}_t^2 &= 0,074 + 0,37 \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 \\
 &\quad (5,81) \quad (2,98) \\
 (23) \quad R^2 &= 0,58 \\
 DW &= 1,28 \\
 EQM &= 0,05554
 \end{aligned}$$

Entretanto, o desempenho de previsão desse modelo piorou em relação aos anteriores.

3.2.2.2 – Curva de Phillips com efeito *threshold*

O próximo passo foi realizar testes para a identificação de efeitos limiares na curva de Phillips como em MARROCU e ASCARI (2003). Foram testadas até seis defasagens das variáveis explicativas e da variável dependente como variável *threshold*, a hipótese nula de ausência deste efeito foi rejeitada em várias delas. É importante ressaltar que os modelos da curva de Phillips com efeito limiar também foram selecionados via EQM de previsão.

3.2.2.2 (a) – Curva de Phillips simples com efeito *threshold*

O modelo da curva de Phillips simples com efeito limiar que apresentou o melhor desempenho preditivo está apresentado abaixo.

$$\begin{aligned}
 IPCAL &= 0,62 IPCA_{t-1} - 0,003 GAP_{t-1} \quad \text{se} \quad IPCAL_{t-5} \leq 0,22 \\
 &\quad (2,7) \quad (-1,06) \\
 (24) \quad IPCAL &= 0,65 IPCA_{t-1} - 0,00009 GAP_{t-1} \quad \text{se} \quad IPCAL_{t-5} > 0,22 \\
 &\quad (11,61) \quad (-0,01) \\
 EQM &= 0,048 \\
 R^2 \text{ joint} &= 0,58
 \end{aligned}$$

A variável *threshold* selecionada foi o IPCAL com cinco defasagens. O R^2 desse modelo sem este efeito foi igual a 0.54, já o $R^2 \text{ joint} = 0.58$ com efeito *threshold* apresentou um melhor ajustamento.

O modelo acima apresentado teve um desempenho preditivo semelhante ao do modelo AR (EQM = 0,048), cerca de 14,3% melhor que a curva de Phillips simples linear, mas um resultado ainda 11,62% pior que o do modelo TAR.

3.2.2.2 (b) - Curva de Phillips ampliada com efeito *threshold*

O modelo da curva de Phillips ampliada com efeito *threshold* apresentado abaixo foi o que apresentou o melhor desempenho na previsão da taxa de inflação com um EQM igual a 0,034.

$$\begin{aligned}
 & IPCAL = 0,31 IPCA_{t-1} - 0,003 GAP_{t-1} + 0,32 CAMBIO_{t-2} \text{ se } IPCAL_{t-4} \leq 0,17 \\
 & \quad \quad \quad (1,66) \quad \quad \quad (-0,93) \quad \quad \quad (0,50) \\
 (25) \quad & IPCAL = 0,69 IPCA_{t-1} - 0,001 GAP_{t-1} + 2,62 CAMBIO_{t-2} \text{ se } IPCAL_{t-4} > 0,17 \\
 & \quad \quad \quad (11,79) \quad \quad \quad (-0,96) \quad \quad \quad (2,67) \\
 & EQM = 0,034 \\
 & R^2 \text{ joint} = 0,65
 \end{aligned}$$

A variável *threshold* selecionada foi o IPCAL com quatro defasagens. O R^2 desse modelo sem efeito limiar foi igual a 0,59, já o $R^2 \text{ joint} = 0,65$ com efeito *threshold* apresentou um melhor ajustamento. O modelo TAR sugere que quando a taxa de inflação de quatro meses atrás ultrapassa o valor 0,17; isto é, $IPCAL_{t-4} > 0,17\%$, tanto a inércia inflacionária como o repasse cambial apresentam efeitos maiores e significantes, ao nível de 5%, sobre a taxa de inflação corrente. No caso em que $IPCAL_{t-4} \leq 0,17\%$, os coeficientes destas variáveis se tornam menores e não significantes ao nível de 5%. No estudo feito por CORREA e MINELLA (2005), o regime de maior atividade econômica apresenta efeitos do repasse cambial e da inércia para a inflação maiores e significantes, enquanto no regime de menor atividade econômica estes efeitos são menores e insignificantes.

Em relação ao desempenho de previsão, o modelo não linear da curva de Phillips ampliada acima especificado apresentou um EQM de previsão igual a 3,4%, resultado 28,5% melhor do que o modelo AR, 26,4% melhor que o AR com efeito ARCH e 23,2% melhor que o modelo TAR. Quando comparado às curvas de Phillips anteriormente utilizadas tem-se um resultado 32,6% melhor que a curva de Phillips linear e 28% melhor que a curva de Phillips “simples” com efeito *threshold*.

3.3 – Teste de igualdade de precisão das previsões

O modelo linear que apresentou o menor EQM de previsão foi o AR (1) com o EQM = 0,04821 e o modelo da curva de Phillips ampliada com efeito *threshold* foi o melhor modelo não linear (EQM = 0,03497).

O teste proposto por DIEBOLD e MARIANO (1995) apresentou os seguintes resultados:

Previsões	EQM
Ar	0,04821
Cp	0,03497
D	0,01324
S(1)=4,133	valor - p =0,0000

A hipótese nula de que a diferença (d) é não significativa é rejeitada, isto é, a diferença é significativa, e portanto, o modelo da curva de Phillips é o que apresenta menor erro de previsão.

4 Conclusão

O presente trabalho apresentou uma análise de previsão da taxa de inflação mensal brasileira a partir de diferentes modelos lineares e não lineares de séries temporais e da Curva de Phillips com o objetivo de identificar o melhor mecanismo preditivo para esta variável.

O modelo utilizado como base comparativa das previsões neste estudo foi o processo autoregressivo com média móvel. Dentro desta classe de modelos, o modelo que gerou o menor erro de previsão quadrado médio (EQM) foi o AR(1). Vale ressaltar, que no caso em questão não foram encontrados ganhos em termos de previsão ao se utilizar os critérios de informação de AIC e BIC para selecionar as defasagens.

Em geral, os modelos com efeito limiar utilizados tiveram melhor desempenho na previsão da taxa de inflação que os modelos lineares. O modelo autoregressivo com efeito *threshold* (TAR) apresentou um EQM de previsão igual a 4,3%, resultado cerca de 10,41% melhor que a previsão do processo AR (1) linear e 8,5% melhor do que o modelo AR (1) com efeito ARCH.

Entre os modelos da curva de Phillips o que apresentou o menor EQM de previsão foi a curva de Phillips ampliada com efeito *threshold* que teve um EQM igual a 3,4%, resultado 28,5% melhor do que o modelo AR (1); 26,4% melhor que o AR com efeito ARCH; 23,2% melhor que o modelo TAR; 32,6% melhor que a curva de Phillips ampliada linear e 28% melhor que o da curva de Phillips simples com efeito *threshold*. Além de um menor EQM de previsão, a análise gráfica revelou que o modelo da curva de Phillips ampliada com efeito *Threshold* também prevê melhor as mudanças de sinal, principalmente a partir de junho de 2006.

Esses resultados corroboram os estudos feitos por CLEMENTS, FRANCES, SMITH e DIJK (2003), DIJK e SILVERSTOVS (2003), FERREIRA, BIERENS e CASTELAR (2005), MARROCU e ASCARI (2003), STOCK e WATSON (1996), CLEMENTS e SMITH (2000), nos quais os modelos não lineares melhoram a eficiência preditiva em relação aos modelos lineares.

Ainda em relação ao modelo da curva de Phillips ampliada com efeito limiar (*threshold*), verificou-se que num regime com taxa de inflação de quatro meses passados abaixo de 0,17%, o efeito da inércia inflacionária e do repasse cambial são estatisticamente insignificantes. Por outro lado, no regime em que $IPCAL_{t-4} > 0,17\%$ os efeitos do repasse cambial e da inércia aumentam e se tornam estatisticamente significantes.

Vale lembrar que o estudo de CORREA e MINELLA (2005) encontrou efeitos assimétricos semelhantes quando se considera o hiato do produto como variável *threshold*. No regime de maior atividade econômica os efeitos do repasse cambial e da inércia para a inflação são maiores e significantes, enquanto no regime de menor atividade econômica estes efeitos são menores e insignificantes. Neste caso, se o período de maior atividade econômica representar o período de ciclo de expansão da taxa de inflação, os resultados encontrados neste trabalho corroboram os resultados apresentados por CORREA e MINELLA (2005).

O teste proposto por DIEBOLD e MARIANO (1995) de comparação de previsões apresentou um resultado que aponta para uma diferença significativa entre os EQM de previsão do modelo AR (melhor modelo linear) e o do modelo da curva de Phillips ampliada

com *threshold*. Ou seja, o modelo não linear apresenta um melhor resultado também segundo esse teste.

Há várias formas de se dar continuidade a este trabalho. Uma primeira alternativa é verificar se os resultados dos modelos apresentados nesse estudo, melhoram com a utilização da taxa de desemprego como medida de atividade econômica ao invés do produto. Pode-se verificar também se há ganhos na eficiência preditiva ao se computar o hiato do produto através de outras metodologias. Por fim, analisar se a não linearidade, tratada nesse estudo através de modelos *threshold*, pode ser melhor captada através de modelos com efeito limiar suave (STAR) ou modelos com mudança de Markov, gerando modelos com melhor eficiência preditiva.

5. Bibliografia

- ARAÚJO, C. H. M., AREOSA, M. B. M., GUILLÉN, O. T. C. **Estimating Potential Output and Output Gap for Brazil**. Anais do XXXII Encontro Nacional de economia, 2004.
- AREOSA, W. D. **Dinâmica da inflação no Brasil: o caso de uma pequena economia aberta**. Departamento de Economia. Rio de Janeiro, PUC - Rio: 62. 2004.
- BEAN, C. **The convex Phillips curve and macroeconomic policymaker under uncertainty**. Manuscript, London School of Economics. 2000
- BOGDANSKI, J., TOMBINI, A. A e WERLANG S.R.C. **Implementing inflation targeting in Brazil**. Money Affairs / Cempla, Centre for Latin American Monetary Studies **14**(1): [1]-23, 2000
- CARNEIRO, D. D., MONTEIRO A. M. D. A e WU, T.Y.H. **Mecanismos não-lineares de repasse cambial para o IPCA**. Pontificia Universidade Católica Do Rio De Janeiro. Departamento De Economia. Texto Para Discussao No. **462**: 1-2, 2002.
- CLEMENTS, M. P. e SMITH J.P. **Evaluating the Forecast densities of linear and non-linear models: applications to output growth and unemployment**, Journal of Forecasting, **19**, 255-276, 2000
- CLEMENTS, M.P, DIJK, V.D, FRANCES, P.H. e Smith, J. **On Setar Non-Linearity and Forecasting**. Journal of Forecasting **22**, 359-75, 2003
- CORREA, A. S., MINELLA, A. **Mecanismos não lineares de repasse cambial: um modelo de curva de Phillips com Threshold para o Brasil**. Anais do XXXIII Encontro Nacional de Economia, 2005
- DAVIDSON J.E. **Problems with the estimation of moving Average processes**, Journal of Econometrics, vol. **19**, 1981, pp. 295 – 310
- DIJK, V.D. E SILVERSTOV, B. **Forecasting Industrial Production with Linear, Nonlinear, and Structural Change Models**. Econometric Institute Report.16, 2003.
- EISNER, R. **New view of the NAIRU**. In Paul Davidson and Jan Kregel, eds. Improving the global economy: Keynesian and the growth in output and employment. Edward Elgar Publishing Cheltenham: UK an Lyme, U.S.
- ELIASSON, A.C. **Is The Short-run Phillips curve nonlinear? Empirical evidence for Australia, Sweden and the United States**. Sveriges riskbank working paper series. N 124, 2001
- ENDERS, W **Applied Econometrics Time Series**. John Willey & Sons, 1995
- ENGLE R. **Autoregressive Conditional Heterocedasticity with Estimates of Variance of UK Inflation**. Econométrica, vol. **50**, nº 1, pp. 987 – 1007.
- FERREIRA, R.T. **Forecasting Quarterly Brazilian GDP Growth rate With Linear and Nonlinear Diffusion Index Models**. Tese de Doutorado Apresenta ao Curso de Pós-Graduação em Economia - CAEN da Universidade Federal do Ceará. 83p, 2005.

FERREIRA, R.T, BIERENS, H e CASTELAR, I. **Forecasting Quarterly Brazilian GDP Growth rate With Linear and Nonlinear Diffusion Index Models**. *Economia Selecta*, v.6, n.3, p 261-292, Dec 2005.

FILARDO, A. J **New evidence on the output cost of fighting inflation**. *Economic review*, third quarter, p. 33 – 61, 1998.

GALI, J. e GERTLER M. **Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis**. NBER working paper series n 7551, 2000.

GÓMEZ, J. e JULIO, J. M **An Estimation of the nonlinear Phillips curve in Colombia**. Borradores de Economía 001975, Banco de la República, 2000.

GOODFRIEND, M. e KING, R. G **The New Neoclassical Synthesis and the Role of Monetary Policy**. NBER Macroeconomics Annual: 231-83, 1997

GREENE, W **Econometric Analysis**. Prentice Hall, 2003

HAMILTON, J. D **Time Series Analysis**. Princenton University Press, 1994

HANSEN, B. E **Inference when a nuisance parameter is not identified under the null hypothesis**. *Econometrica*, 64(2):413-30, 1996

HANSEN, B. E **Inference in TAR models**. *Studies on Nonlinear Dynamics in Econometrics*, 2(1):1-14, 1997

HANSEN, B. E **Sample splitting and Threshold estimation**. *Econometría*, 68(3):576-603, 2000

KING, Robert G e WATSON, Mark W, **The post-war U.S. phillips curve: a revisionist econometric history**. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, Elsevier, vol. 41, pages 157-219, December, 1994

LAXTON, D, ROSE, G. e TOMBAKIS, D **The U.S Phillips Curve: The case for assymetry**. Paper prepared for the Third Annual Computational Economics Conference at Stanford University (Revised Version), June 30 – July 2, 1998

LUCAS, Robert Jr., **Econometric Policy Evaluation: A Critique**. *The legacy of Robert Lucas, Jr 1*: 112-39, 1999

LUCAS, Robert Jr., **Expectations and the neutrality of money**, *Journal of Economic Theory*, Elsevier, vol. 4(2), pages 103-124, April, 1972

MARROCU, Emanuela e ASCARI, Guido **Forecasting Inflation: A comparison of linear Phillips curve models and non linear time series models**. Working paper Centre for North South Economic Research, Univesity of Cagliari and Sassari, Sardinia, 2003

MINELLA, A, FREITAS P. S. et al. **Inflation Targeting in Brazil: Lessons and Challenges**. Banco Central do Brasil Working Paper Series(53): 1-47, 2002

MUINHOS, M. K. e ALVES, S. A. L **Medium-Size Macroeconomic Model for the Brazilian Economy**. Banco central do Brasil working paper series n 64, 2004

MUINHOS, M.K. e ALVES, S.A.L **Médium-Size Macroeconomic Model for the Brazilian Economy**. Working Paper Series Central Bank of Brazil. N 64, 2003

OSBORNE, D.R. **Maximum Likelihood Estimation of Moving Average Processes**, *Annals of Economic and Social Measurement*, vol.5, 1976, pp 75 – 87

PATTERSON, K. **An Introduction to Applied Econometrics**. Macmillan Press, 2001

SCHARLING, E. **The nonlinear Phillips curve and inflation forecast targeting**. Bank of England, 1999

SCHWARTZMAN, F. **Estimativa de Curva de Phillips para o Brasil com preços desagregados**. Pesquisa do grupo conjuntura, IE-UFRJ, 2004.

STAIGER, D., STOCK, J.H., e WATSON, M.W. **The NAIRU, Unemployment and Monetary Policy**, *Journal of Economic Perspectives*, 11, 33-49, 1997.

STIGLITZ, J. **Reflections on the natural rate hypothesis**. *Journal of Economic Perspectives*, v. 11, p. 3 – 10, 1997.

STOCK, J. H. e WARSON, M.W. **Forecasting Inflation**. NBER Working Paper Series. 7023, 1999

STOCK, J.H., e WATSON, M.W. **Evidence on Structural Instability in Macroeconomic Time Series Relations**. Journal of Business and Economic Statistics, 14, 11-29, 1996

TAMBAKIS, D.N. **Monetary policy with a convex Phillips curve and asymmetric loss**. IMF working papers, n 21, 1998

TANUWIDJAJA, Enrico. **An Econometric analysis of the Short run Phillips curve: Is it still relevant in today's context?** Economic Journal, Tarumanagara University, June 2004

Anexo: Análise gráfica das previsões da taxa de inflação através do modelo AR(1) e da curva de Phillips ampliada com Threshold

Gráfico 1: Previsão da taxa de inflação com o modelo AR(1)

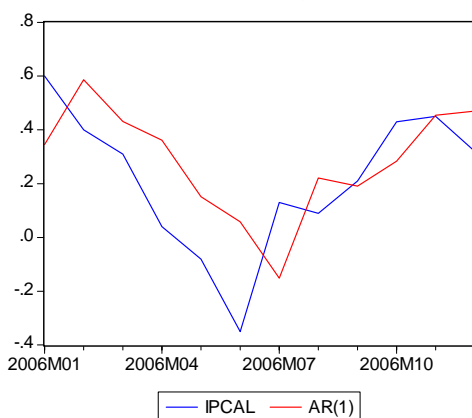


Gráfico 9: Previsão da taxa de inflação com a CP ampliada com Threshold

