

# Modelos Lineares e Não Lineares da Curva de Phillips para Previsão da Taxa de Inflação no Brasil

Elano Ferreira Arruda\*, Roberto Tatiwa Ferreira†, Ivan Castelar‡

**Conteúdo:** 1. Introdução; 2. Aspectos Teóricos; 3. Resultados Empíricos; 4. Conclusão.

**Palavras-chave:** Curva de Phillips, Modelos de Séries Temporais, *Threshold*, Previsão.

**Códigos JEL:** E31, E32, E37.

Este trabalho compara previsões da taxa de inflação mensal brasileira a partir de diferentes modelos lineares e não lineares de séries temporais e da curva de Phillips. Em geral, os modelos não lineares apresentaram um melhor desempenho preditivo. Um modelo VAR produziu o menor erro quadrático médio de previsão (EQM) entre os modelos lineares, enquanto as melhores previsões, entre todos os modelos, foram geradas pela curva de Phillips ampliada com *threshold*, a qual apresentou um EQM 20% menor do que a do modelo VAR. Essa diferença é significativa de acordo com o teste de Diebold e Mariano (1995).

*This paper compares forecasts of Brazilian monthly inflation rate generated from different linear and nonlinear time series and Phillips' curve models. In general, the nonlinear models had a better performance. The VAR model produced the smallest mean square forecast error (MSE) among linear models, while overall best forecasts were generated by the extended Phillips curve with a threshold effect, which presented a 20% smaller MSE than the VAR model. The Diebold e Mariano (1995) test indicated a significant difference between forecasts generated from the VAR and the expanded Phillips curve with a threshold.*

---

\*Professor da Universidade Federal do Ceará, Departamento de Economia, Campus de Sobral. Endereço para contato: Praça Senador Figueira, Rua Anahid Andrade, S/N, Centro, Sobral, CE., Brasil. CEP: 62011-000. E-mail: elano@ufc.br

†Professor do Departamento de Economia Aplicada da UFC. Endereço para contato: Av. da Universidade, 2700, 2º andar, Fortaleza, CE., CEP: 60451-970. E-mail: rtf2@uol.com.br

‡Professor do Departamento de Economia Aplicada da UFC. Endereço para contato: Av. da Universidade, 2700, 2º andar, Fortaleza, CE., CEP: 60451-970. E-mail: lume1250@yahoo.com.br



## 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, 2006). Tal curva é o que se convencionou chamar de 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 previsões.

A estimativa de equações estruturais para países em desenvolvimento apresenta problemas particulares. Como mostra Schwartzman (2006), de forma geral, nesses países, as séries econômicas são mais curtas e menos detalhadas do que em países desenvolvidos. Estas séries também apresentam quebras estruturais frequentes em virtude das transformações institucionais, dificultando projetar o futuro a partir das informações passadas. Entretanto, a política econômica e as decisões dos agentes econômicos não podem prescindir dessas projeções.

Os modelos de curva de Phillips têm 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 lado da oferta da economia em modelos macroeconômicos; para medir o impacto do desvio do produto em relação ao seu nível potencial na taxa de inflação; para medir a inércia inflacionária 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 das mercadorias para prever a inflação americana, mostrando que a curva de Phillips é um mecanismo robusto.

A possibilidade de que variáveis econômicas podem estar sujeitas a mudanças estruturais incentivou o desenvolvimento de modelos econométricos que incorporam essas características. Entretanto, não há um consenso se modelos lineares geram melhores previsões do que os modelos não lineares. Aplicações empíricas apresentadas em Clements e Krolzig (1997) e Clements et alii (2000), mostram que os modelos lineares são robustos quanto à previsão. No estudo de Sarantis (1999), previsões para a taxa de câmbio real dos Estados Unidos foram realizadas através de um modelo autoregressivo com efeito limiar suave (STAR) e um modelo autoregressivo linear (AR), enquanto que em Boero e Marrocu (2002) estes modelos foram utilizados para prever a taxa de câmbio nominal dos Estados Unidos. Em ambos os trabalhos as previsões dos modelos não lineares STAR não foram melhores do que as previsões dos modelos lineares AR.

Por outro lado, os resultados de Clements et alii (2003) mostram que as previsões de densidade geradas pelos modelos TAR são melhores do que as dos modelos lineares. Nesta mesma linha, Dijk e Silverstovs (2003), utilizando modelos lineares e não lineares para prever a taxa de crescimento da produção industrial no 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. Ferreira et alii (2005) utilizaram modelos lineares e não lineares para prever a taxa de crescimento do produto brasileiro, encontrando que a eficiência da previsão do modelo não linear é superior a do modelo linear.

Em relação à comparação da eficiência preditiva entre modelos lineares da curva de Phillips e modelos não lineares para previsão da inflação, há evidências empíricas que favorecem a utilização dessa última abordagem. 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 mostraram-se mais robustos na previsão da inflação do que os modelos tradicionais lineares, tanto pelo erro quadrático médio de previsão (EQM) quanto pela densidade de previsão. Na mesma linha, Ascari e Marrocu (2003) realizaram um estudo comparativo do desempenho preditivo de variações na curva de Phillips encontrando previsões melhores com modelos não lineares. Para o Brasil, Correa e Minella (2010) 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 período pós real.

Levando em conta o que foi exposto acima, o objetivo principal desse trabalho é selecionar um mecanismo de previsão para 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. Além de analisar a eficiência preditiva de vários modelos para a taxa de inflação brasileira, fornecendo informações sobre um possível previsor para essa importante variável macroeconômica, este artigo também pretende contribuir com evidências empíricas no debate acerca da eficiência preditiva de modelos lineares em relação aos não lineares, bem como sobre a qualidade das previsões geradas pelo modelo da curva de Phillips, levando em consideração as principais características da série de inflação, como forte persistência e possibilidade de instabilidade estrutural.

O trabalho está organizado da seguinte forma. Na seção dois são discutidos os aspectos teóricos relacionados à curva de Phillips bem como os modelos econométricos utilizados, a motivação para cada um deles e a metodologia de previsão a ser empregada. Na seção seguinte, serão mostrados os resultados empíricos dos modelos utilizados, bem como suas respectivas performances na previsão da taxa de inflação. Na última seção são tecidas as considerações finais 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 haveria um excesso de oferta de trabalho na economia, o que pressionaria para baixo a taxa de crescimento da inflação de salários. Na medida em que as taxas de inflação fossem maiores, os salários reais seriam menores e, conseqüentemente, as firmas seriam motivadas a contratar mais mão de obra. Em outras palavras, existiria um *trade-off* entre inflação e desemprego; pelo qual, quanto maior o desemprego, menor seria a inflação e vice-versa.

Entretanto, a noção de que uma variável nominal pode afetar variáveis reais não era aceita pelos neoclássicos. Essa insatisfação com a curva de Phillips aumentou na segunda metade da década de 60 com os trabalhos de Phelps (1967, 1969) e Friedman (1968, 1977). A principal crítica desses autores recaía sobre a formulação original de Phillips, a qual procurava analisar a influência das taxas de desemprego sobre a evolução dos salários nominais. Essa informação contrariava 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 nível de inflação esperada haveria uma curva de Phillips. Assim, caso o desemprego se reduzisse e, com isso, a taxa de inflação se elevasse, em certo momento os trabalhadores perceberiam que nessa economia a taxa de inflação era maior do que a esperada. Estes, então, passariam a negociar os salários com base nessa expectativa e, conseqüentemente, a taxa de desemprego voltaria ao seu estado original com o retorno dos salários reais ao seu nível anterior. Inicialmente estas expectativas assumiram um caráter adaptativo, pelo qual os agentes corrigem suas expectativas de preço por uma fração do erro da previsão anterior (Muth, 1961).

A partir desse momento ficaria evidente o papel que as expectativas têm no comportamento dos agentes econômicos e como estas influenciam o próprio desempenho da economia. Os pesquisadores dessa temática 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 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 Jr (1972) e Sargent (1971).<sup>1</sup>

Posteriormente, a curva de Phillips foi deduzida como uma relação entre a inflação e o custo marginal das empresas, o qual pode ser afetado pelo grau de aquecimento da economia como mostram Areosa e Medeiros (2007) e Schwartzman (2006). Neste caso, o custo marginal das empresas é uma medida do ciclo econômico, embora existam várias maneiras de representá-lo. O presente trabalho assume a forma do hiato do produto, obtido pela diferença entre o produto efetivo e o produto potencial. 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 de diversas maneiras como, por exemplo, através da aplicação do filtro de Hodrick-Prescott (HP),<sup>2</sup> procedimento utilizado em Areosa e Medeiros (2007) e em Gali e Gertler (1999), dentre outros.

Estudos empíricos posteriores, como Schwartzman (2006) e Bogdanski et alii (2000), revelaram que outras variáveis também têm impacto significativo na explicação da inflação de um país, entre elas está o repasse cambial. Todas estas variáveis serão utilizadas nos modelos estimados nesse trabalho para verificar a importância de cada uma delas no desempenho de previsão dos modelos.

Existem três suposições de não linearidade na curva de Phillips. A primeira defendida por Laxton et alii (1998), Scharling (1999), Tambakis (1998) 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 quando a economia estivesse aquecida. A segunda, defendida por Stiglitz (1997) e Eisner (1997), é a favor da hipótese de que a curva de Phillips seja 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; neste caso, o custo de desinflação dependerá do ponto em que a economia se encontrar. Mais recentemente, Mishkin (2007) mostra que a curva de Phillips está mais horizontal, o que revela uma forte persistência do processo inflacionário e uma série de dificuldades na geração de previsões eficazes com modelos econométricos que superem os resultados dos modelos univariados.

## 2.2. Previsão de inflação

As previsões de inflação são resultados importantes para os bancos centrais, na medida em que esses prognósticos são utilizados como indicadores relevantes na condução das políticas monetárias. A literatura sobre previsão de inflação tem crescido rapidamente assim como métodos cada vez mais modernos têm sido desenvolvidos e aplicados ao processo preditivo. Estes são, na sua maioria, modelos de séries temporais e modelos baseados na curva de Phillips.

Modelos da curva de Phillips são amplamente utilizados para produzir previsões de inflação. Nesse sentido, Ascari e Marrocu (2003) geraram previsões para a taxa de inflação dos Estados Unidos, utilizando diferentes modelos de séries temporais e da curva de Phillips e dados mensais para o período de 1950.1-2002.7. De acordo com estes autores, as melhores previsões foram obtidas através da estimação de modelos com efeito *threshold*, indicando que modelos não lineares podem captar melhor as características particulares das séries de inflação.

Stock e Watson (2007) examinaram se a taxa de inflação americana tornou-se mais difícil de prever e o que mudou no processo inflacionário, analisando séries trimestrais nos períodos de 1970-1983 e

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

<sup>2</sup>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  $s$ :  $\sum_{t=1}^T (y_t - s_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} ((s_{t+1} - s_t) - (s_t - s_{t-1}))^2$ .

1984-2004. Após decompor a inflação em dois componentes não correlacionados de tendência estocástica e um componente transitório, esses autores mostraram que nos períodos em que a variância do componente permanente é alta e a volatilidade do componente transitório se mostra estável (primeiro período), os modelos estruturais tendem a gerar melhores previsões quando comparados aos modelos univariados.

Entretanto, quando o componente transitório apresenta maior variabilidade com um termo permanente estável (segundo período), torna-se mais difícil melhorar as previsões geradas por modelos mais simples. Os autores concluem que o erro quadrático médio de previsão de todos os modelos caiu substancialmente após 1984 e que os modelos auto-regressivos univariados de séries temporais geram melhores previsões do que modelos estruturais e multivariados.

Este artigo incorpora esse debate com o objetivo de identificar um modelo para gerar previsões para inflação brasileira, levando em consideração as principais características da série de inflação, como forte persistência e instabilidade estrutural. Esse exercício segue o padrão da literatura internacional utilizando modelos estruturais e de séries de tempo lineares e não lineares, os quais serão apresentados nas próximas seções.

### 2.2.1. Modelos de Séries de Tempo

#### Modelos ARMA, VAR e TAR

Desde o trabalho de Box e Jenkins (1970), modelos autoregressivos e de médias móveis (ARMA) são estimados para realizar previsões, as quais têm se mostrado em alguns casos melhores do que as produzidas por modelos estruturais de uma ou mais equações em várias aplicações nas mais diversas áreas. Em virtude da sua simplicidade e da qualidade de suas previsões, esses modelos são usualmente a base de comparação (*benchmark*) para outros modelos como em Stock e Watson (1999, 2007), Atkinson e Ohanian (2001), entre outros. Um modelo ARMA ( $p, q$ ) tem a seguinte forma:

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

onde  $\varepsilon_t$  é  $iid \sim N(0, \sigma^2)$ . Caso a inflação futura seja uma função linear de seus valores passados, que capturam a persistência ou memória inflacionária, e de valores correntes e passados de choques aleatórios, então um modelo ARMA é um candidato a previsor do problema em análise.

Entretanto, existe a possibilidade de outras variáveis econômicas conterem informações adicionais relevantes sobre o futuro da inflação. Por essas razões, deve-se investigar se modelos multivariados de séries temporais podem gerar previsões mais eficientes do que as dos modelos ARMA univariados.

Segundo Hamilton (1994),<sup>3</sup> um vetor auto-regressivo (VAR) é a forma reduzida de um modelo dinâmico de equações simultâneas. O VAR de ordem  $p$  pode ser expresso como:

$$y_t = c + \sum_{i=1}^p \Phi_i y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

na qual,  $y_t$  representa um vetor ( $n \times 1$ ) com valores das  $n$  variáveis incluídas no modelo e  $\varepsilon_t \sim i.i.d.N(0, \Sigma)$ . Utilizando dados para a economia austríaca, Rumler e Valderrama (2008) mostraram que modelos vetoriais e modelos da curva de Phillips se mostraram mais robustos para prever a inflação do que modelos univariados de séries temporais para longos horizontes. Para a Suíça, Lack (2006) destaca o bom desempenho dos modelos VAR para a previsão da taxa de inflação, mostrando que a previsibilidade destes em horizontes longos é substancialmente melhor que a de outros modelos. No Brasil, Alves (2001) avaliou as projeções do modelo estrutural do banco central. De acordo com os seus principais resultados, os modelos vetoriais geram boas projeções para a taxa de inflação. Na construção

<sup>3</sup>Este autor pode ser consultado para detalhes sobre o processo de estimação e previsão dos modelos ARMA e VAR.



de modelos para tentar antecipar os ciclos inflacionários, Chauvet (2000) também faz uso do modelo VAR na construção de previsões para a inflação brasileira.

Entretanto, o processo inflacionário está sujeito a políticas econômicas e pode se relacionar com o nível da atividade econômica. Desta forma, a série de inflação pode apresentar mudanças de regimes. Neste sentido, Ascari e Marrocu (2003) realizaram vários exercícios de previsão para a inflação americana e encontraram melhores resultados com a utilização de modelos não lineares com efeito *threshold*, que incorporam essas possíveis mudanças de forma endógena. Na mesma linha, Tkacz e Wilkins (2008) utilizam modelos lineares e modelos *threshold* para gerar previsões para a atividade econômica e inflação e encontraram que os modelos não lineares geram melhores previsões do que os modelos lineares.

Em um modelo de série temporal não-linear há comportamentos dinâmicos distintos para as variáveis, dependendo do regime em que elas se encontram no tempo. Isso significa que algumas propriedades estatísticas (média ou autocorrelação) das séries podem variar de um regime para outro. O modelo TAR (*threshold autoregressive model*) foi proposto inicialmente por Tong (1983) e Tong e Lim (1980), e atualmente está bastante popularizado na literatura econométrica. Segundo Hansen (1996, 1997, 2000) o modelo pode ser assim descrito:

$$y_t = (\alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 y_{t-2} + \dots + \alpha_p y_{t-p}) I(q_{t-j} \leq \gamma) + (\beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-2} + \dots + \beta_p y_{t-p}) I(q_{t-j} > \gamma) + \varepsilon_t \quad (3)$$

onde  $I(\cdot)$  denota uma função indicadora,  $q_{t-j}$  é a variável de transição defasada em  $j$  períodos e  $\gamma$  é o parâmetro *threshold*; tal que, quando  $q_{t-j} \leq \gamma$ , a variável dependente é caracterizada pela média e dinâmica do regime  $I$ , expresso como  $y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 y_{t-2} + \dots + \alpha_p y_{t-p} + \varepsilon_t$ . Já no regime  $II$ , quando  $q_{t-j} > \gamma$ ,  $y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-2} + \dots + \beta_p y_{t-p} + \varepsilon_t$ .

Uma questão crucial neste tipo de modelo é saber se esta especificação é preferível ao modelo linear. Para isso, pode-se testar a hipótese nula  $H_0 : \alpha = \beta$ . Entretanto, a estatística deste teste não apresenta distribuição padrão e seus valores críticos são obtidos através de *bootstrap*. A estimação desse modelo pode ser feita por mínimos quadrados sequenciais.<sup>4</sup>

### 2.2.2. Modelos de Curva de Phillips

Modelos baseados na curva de Phillips são amplamente utilizados para gerar previsões da taxa de inflação. Trabalhos como os de Stock e Watson (1996, 1999, 2007), Atkenson e Ohanian (2001), Ascari e Marrocu (2003) e Rumler e Valderrama (2008) utilizam diversas especificações da curva de Phillips para prever a inflação.

A especificação geral da curva de Phillips utilizada neste trabalho<sup>5</sup> traz a taxa de inflação como função do hiato do produto defasado, da inércia inflacionária e do repasse cambial defasado. Nesse estudo, essa especificação é denominada de curva de Phillips ampliada,<sup>6</sup> enquanto que a formulação sem o componente de repasse cambial é chamada de curva de Phillips simples.

$$\pi_t^L = \alpha_1 \pi_{t-p} + \alpha_2 h_{t-p} + \alpha_3 (\Delta e_{t-p} + \pi_{t-p}^*) + \varepsilon_t \quad (4)$$

Entretanto, Stock e Watson (1996) sugerem que apenas os modelos lineares e log-lineares não seriam suficientes para descrever o processo inflacionário, por que as séries de inflação podem apresentar

<sup>4</sup>Para maiores detalhes sobre os processos de inferência e previsão neste tipo de modelo, os trabalhos de Hansen (2000) e Franses e Dijk (2000) são boas referências.

<sup>5</sup>Para uma maior revisão das diversas especificações da curva de Phillips, ver Schwartzman (2006) e Correa e Minella (2010).

<sup>6</sup>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 câmbio nominal,  $\Delta$  é o operador diferença e  $\pi_t^*$  é uma medida de inflação internacional (PPI americano).

quebras em algumas datas específicas incentivando a utilização de novas técnicas que incorporem essas mudanças estruturais. Portanto, mudanças na modelagem da Curva de Phillips podem ser necessárias para captar a presença destas não linearidades.

Dentro desta nova perspectiva, Ascari e Marrocu (2003), Tkacz e Wilkins (2008) utilizam modelos não lineares da curva de Phillips e mostram um resultado melhor destes modelos na previsão de inflação do que os modelos baseados em uma estrutura linear. Gallo e Otranto (1997) salientaram, como vários trabalhos anteriores que analisaram a dinâmica da inflação italiana, que o problema da mudança de regime produz grandes dificuldades na inferência dos modelos tradicionais, dada a instabilidade estrutural presente nas séries de inflação.

Para o Brasil, Correa e Minella (2010) encontram um bom ajustamento para a curva de Phillips com *threshold* na tentativa de captar os efeitos do repasse cambial. A curva de Phillips ampliada com efeito *threshold* tem a seguinte especificação.

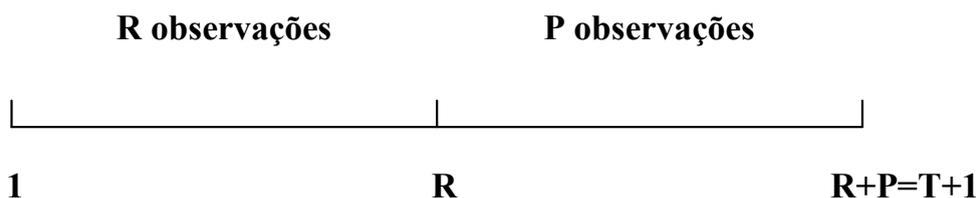
$$\begin{aligned}\pi_t^L &= \alpha_1^1 \pi_{t-p} + \alpha_2^1 h_{t-p} + \alpha_3^1 (\Delta e_{t-p} + \pi_{t-p}^*) + \varepsilon_t & q_{t-j} < \tau \\ \pi_t^L &= \alpha_1^2 \pi_{t-p} + \alpha_2^2 h_{t-p} + \alpha_3^2 (\Delta e_{t-p} + \pi_{t-p}^*) + \varepsilon_t & q_{t-j} \geq \tau\end{aligned}\quad (5)$$

Os procedimentos para estimação e teste de não linearidade serão os mesmos descritos na subseção 2.2.1. Novamente, a especificação da curva de Phillips simples com *threshold* é a mesma equação (5) sem o repasse cambial.

### 2.3. Avaliando as previsões

Ao avaliar a eficiência preditiva de diferentes modelos, necessita-se de uma medida de eficiência, bem como de um critério de decisão para julgar qual previsão é mais eficiente. O presente estudo utiliza um procedimento fixo no qual a amostra total, a qual possui tamanho  $T + 1$ , é separada em dois períodos. As primeiras  $R$  observações serão utilizadas para estimar os parâmetros dos modelos, enquanto as últimas  $P$  observações desta amostra serão utilizadas na avaliação da eficiência preditiva dos mesmos, de acordo com o esquema abaixo (West, 2006).

Figura 1: Diagrama de previsão



Fonte: West (2006).

Após a estimação dos modelos utilizando as  $R$  primeiras observações executam-se previsões para as  $P$  observações seguintes calculando uma medida para o erro de previsão de cada modelo utilizado. A função perda utilizada nesse trabalho foi o erro quadrático médio de previsão (EQM) que é dado pela soma do quadrado da diferença entre o valor previsto e o valor realizado, dividida pelo número de períodos:

$$EQM = \frac{\sum_{t=T+1}^{T+h} (Y_t^F - Y_t)^2}{h}\quad (6)$$



Considerando duas previsões,  $\{\hat{Y}_{it}\}_{t=1}^T$  e  $\{\hat{Y}_{jt}\}_{t=1}^T$ , de uma série temporal  $\{Y_t\}_{t=1}^T$ , e definindo  $\{e_{it}\}_{t=1}^T$  e  $\{e_{jt}\}_{t=1}^T$  como os respectivos erros de previsão, uma análise das perdas associadas a cada uma dessas previsões pode ser feita através de um critério 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, a perda é calculada a partir de valores realizados e previstos da variável em questão.

Diebold e Mariano (1995)<sup>7</sup> apresentaram a seguinte estatística para realizar um teste de igualdade de desempenhos de previsão. Definindo,

$$S_1 = \frac{\bar{d}}{\sqrt{\frac{2\pi f_d(0)}{T}}} \quad (7)$$

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, então, a hipótese nula de 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

Utilizando dados na frequência mensal, os modelos descritos nas seções anteriores foram estimados no período de 1995:01 a 2005:12, e posteriormente, previsões foram geradas para o período 2006:01 a 2006:12. Os dados utilizados no presente trabalho foram o PIB mensal, medido pelo IBGE, o IPCA livre (índice cheio, excluídos os preços administrados), a inércia inflacionária, medida pelo IPCA cheio defasado e o repasse cambial, medido por  $(\Delta e_t + \pi_t^*)$ , onde  $e_t$  é o logaritmo da taxa de câmbio nominal,  $\Delta$  é o operador de diferença e  $\pi_t^*$  é uma medida de inflação internacional (PPI americano). Nos modelos VAR, a taxa de juros utilizada foi a Selic e o agregado monetário foi o M1, além do PIB.

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%. Em todos estes modelos a seleção das defasagens, bem como outros aspectos da especificação destes foi realizada com base na eficiência preditiva, aqui medida pelo EQM.

#### 3.1. Modelos de séries de tempo

Modelos  $ARMA(p, q)$ ,  $p = \{1, 2, \dots, 6\}$  e  $q = \{1, 2, \dots, 6\}$ , foram utilizados para prever a taxa de inflação. Dentre estes modelos, o que apresentou o menor EQM de previsão foi o AR(1) com um EQM de

<sup>7</sup>De acordo com Giacomini e White (2005) a estatística de teste de Diebold e Mariano (1995) não possui distribuição normal no caso de modelos alinhados. Entretanto, West (2006) retoma esta discussão e mostra as situações nas quais os valores críticos padrões desta estatística permanecem válidos mesmo ao lidar com modelos alinhados. De acordo com este último autor, quando  $P/R$  é um número pequeno (simulações sugerem  $P/R \leq 0.1$ ), que é o caso deste estudo, pode-se considerar os valores críticos usuais da estatística de teste proposta por Diebold e Mariano (1995).

previsão na ordem de 4,8%. Esse valor será utilizado como marco de comparação para o desempenho preditivo dos demais modelos.

Em seguida, buscou-se captar possíveis não linearidades, utilizando modelos com efeito *threshold*. Foram utilizadas até seis defasagens da variável dependente como variável *threshold*. O que apresentou o melhor desempenho de previsão foi o modelo TAR (1) com a variável dependente com quatro defasagens como variável *threshold*. Além de apresentar melhor previsão dentro desta classe de modelos, o teste de linearidade foi rejeitado para esta variável e este modelo melhorou em cerca de 10% a previsão do processo AR(1), apresentando um EQM de previsão igual a 4,3%. Os resultados estão sintetizados na Tabela 1.

Tabela 1: Resultado dos modelos ARMA

	Variável dependente IPCAL		
	AR(1)	TAR(1)	
		$IPCAL_{t-4} \leq 0,17$	$IPCAL_{t-4} > 0,17$
Constante	0,5394 (3,86)	0,3298 (4,26)	0,0815 (2,13)
$IPCAL_{t-1}$	0,7764 (14,78)	0,4751 (2,76)	0,7395 (10,18)
$R^2$	0,62	-	-
EQM de Previsão	0,04821	0,04341	
$R^2$ joint	-	0,59	

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos resultados obtidos. Os valores entre parênteses representam o teste  $t$ . Todas as variáveis significantes o nível de 5%.

Diversas especificações de modelos VAR foram utilizadas a partir de combinações das variáveis PIB, Taxa de Juros e Moeda. Dentre os modelos utilizados, quatro obtiveram desempenho preditivo superior ao do modelo AR(1). O que gerou o melhor resultado, denominado de VAR\_Mod4, inclui apenas inflação e taxa de juros com um EQM de 4,3%. Uma síntese dos modelos VAR com melhor desempenho é apresentada na Tabela 2.

Tabela 2: Resultado dos modelos VAR

	Variável dependente IPCAL			
	Mod 1	Mod 2	Mod 3	Mod 4
$IPCAL_{t-1}$	0,6694 (9,18)*	0,7194 (11,67)*	0,7679 (13,55)*	0,7202 (11,69)*
$PIB_{t-1}$	-0,0013 (-1,276)	-	-	-
$M1_{t-1}$	0,0009 (0,91)	0,0009 (0,92)	-0,0003 (-0,40)	-
$JUROS_{t-1}$	0,1124 (1,70)	0,1244 (1,90)	0,1825 (1,15)	0,085 (1,71)
Constante	0,524 (0,792)	-0,2452 (-0,89)	0,1825 (1,15)	-0,0038 (-0,045)
$R^2$	0,64	0,63	0,62	0,63
EQM de Previsão	0,04782	0,04718	0,04627	0,04396

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos resultados obtidos.

Os valores entre parênteses representam o teste  $t$ .

(\*) Variáveis significantes o nível de 5%.



Estes resultados mostram que os modelos vetoriais podem gerar previsões de inflação com menor EQM do que modelos ARMA, como em Rumler e Valderrama (2008) e Lack (2006). Nesse estudo, o modelo VAR\_Mod4 melhorou, assim como o modelo TAR(1), em cerca de 10% a previsão do modelo AR(1).

### 3.2. Modelos de Curva de Phillips

Foram utilizadas duas modelagens para a curva de Phillips. A primeira, aqui chamada de Curva de Phillips simples, será expressa como função apenas do hiato do produto defasado e da inércia inflacionária. A segunda modelagem será chamada de curva de Phillips ampliada por incluir uma variável para captar o repasse cambial.

#### Curva de Phillips Simples

Modelou-se o hiato do produto utilizando-se o filtro de Hodrick-Prescott (HP), como em Areosa e Medeiros (2007) e Gali e Gertler (1999). Nos modelos de Curva de Phillips utilizados neste estudo, as expectativas inflacionárias foram da forma adaptativa; isto é, com o agente formando suas expectativas a partir de informações passadas como em Schwartzman (2006), Muinhos e Alves (2004) e Carneiro et alii (2002). Após testar várias especificações com diferentes defasagens, os modelos com melhor desempenho preditivo são mostrados na Tabela 3.

Tabela 3: Resultado curva de Phillips Simples (CPS)

	Variável dependente IPCAL		
	CPS	CPS com <i>threshold</i>	
		$IPCAL_{t-5} \leq 0,22$	$IPCAL_{t-5} > 0,22$
$GAP_{t-1}$	-0,0022 (-0,17)	-0,0032 (-1,06)	-0,0009 (-0,01)
$IPCAL_{t-1}$	0,7364 (9,45)*	0,6243 (2,76)*	0,6573 (11,61)*
$R^2$	0,57	-	-
EQM de Previsão	0,05664	0,04821	
$R^2$ joint	-	0,58	

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos resultados obtidos.

Os valores entre parênteses representam o teste *t*.

(\*) Variáveis significantes o nível de 5%.

Vale ressaltar que Areosa e Medeiros (2007) e Gali e Gertler (1999) também encontraram que o hiato do produto extraído pelo filtro de HP se mostra pouco significativo e o valor do parâmetro é baixo.<sup>8</sup>

O modelo da curva de Phillips simples (CPS) apresentou uma piora de cerca de 17,5% em relação ao AR (1) e 30% em relação ao modelo TAR e ao melhor VAR, com um EQM de previsão de aproximadamente 5,6%. O próximo passo foi realizar testes para a identificação de componentes não lineares na curva de Phillips, nos moldes de Ascari e Marrocu (2003). Foram testadas até seis defasagens das variáveis explicativas e da variável dependente como candidatas a variável *threshold*. É importante ressaltar que as especificações finais dos modelos de curva de Phillips com *threshold*, simples e ampliada, também foram baseadas no EQM de previsão.

<sup>8</sup>Há outras formas de estimar o produto potencial, como através do método da função de produção Bogdanski et alii (2000), filtro de Kalman e outras técnicas apresentadas em Araújo et alii (2004). Entretanto uma comparação entre estes métodos foge do escopo desse trabalho.

Os resultados da Curva de Phillips simples com *threshold* (CPS com *threshold*) de melhor desempenho preditivo estão na Tabela 3. A variável *threshold* selecionada foi o IPCAL com cinco defasagens, que além de proporcionar um menor EQM dentro desta classe de modelos, também rejeita a hipótese nula do teste de linearidade ao nível de 5%. Este modelo teve um desempenho preditivo semelhante ao do modelo AR (1), mas ainda inferior ao dos modelos vetoriais destacados na Tabela 2 e ao do modelo autoregressivo com *threshold*.

#### Curva de Phillips Ampliada

O repasse cambial também tem sido apresentado como um fator explicativo para a inflação e aqui ele é modelado como uma variação no câmbio e uma medida de inflação internacional, seguindo Correa e Minella (2010), Bogdanski et alii (2000) e Schwartzman (2006).

A curva de Phillips ampliada (CPA) linear apresentou um EQM de 5,1%, melhorando em cerca de 9% as previsões realizadas a partir da 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, corroborando os resultados encontrados por Correa e Minella (2010), Bogdanski et alii (2000). Entretanto, este resultado é ainda inferior ao do modelo AR(1), dos modelos VAR e do modelo TAR(1).

Tabela 4: Resultado curva de Phillips Ampliada (CPA)

	Variável dependente IPCAL		
	CPA	CPA com <i>threshold</i>	
		$IPCAL_{t-4} \leq 0,17$	$IPCAL_{t-4} > 0,17$
$GAP_{t-1}$	-0,0007 (-0,056)	-0,0036 (-0,93)	-0,0012 (-0,96)
$IPCAL_{t-1}$	0,7141 (12,85)*	0,3123 (1,66)*	0,6934 (11,79)*
$(\Delta e_t + \pi_t^*)$	1,5874 (3,12)*	0,3221 (0,50)	2,6215 (2,67)*
$R^2$	0,59	-	-
EQM de Previsão	0,05192	0,3497	
$R^2$ joint	-	0,65	

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos resultados obtidos.

Os valores entre parênteses representam o teste  $t$ .

(\*) Variáveis significantes o nível de 5%.

O modelo com a melhor performance na previsão da taxa de inflação brasileira entre todas as classes de modelos utilizados foi a curva de Phillips ampliada com efeito *threshold* apresentado na tabela acima, com um EQM igual a 3,5%, resultado 38% melhor do que o modelo AR e 20% melhor que os modelos TAR e o melhor modelo vetorial. Quando comparado às curvas de Phillips anteriores, tem-se um resultado 48,5% melhor do que a curva de Phillips linear e 38% melhor que a curva de Phillips simples com *threshold*.

A variável *threshold* selecionada foi o IPCAL com quatro defasagens. Esta escolha também se baseou nos resultados da comparação dos EQM's; isto é, na eficiência preditiva desta classe de modelo. Vale mencionar que com esta variável limiar, também rejeita-se a hipótese nula do teste de linearidade, evidenciando que curva de Phillips, especificada de maneira não linear, além de gerar melhores prognósticos para taxa inflação brasileira, apresenta melhor ajustamento.

Além disso, o modelo da curva de Phillips ampliada com *threshold* (CPA com *threshold*) sugere que quando a taxa de inflação de quatro meses atrás ultrapassa o valor de 0,17; isto é,  $IPCAL_{t-4} > 0,17\%$ ,



tanto a inércia inflacionária como o repasse cambial apresentam efeitos maiores e significantes sobre a taxa de inflação corrente.

Uma comparação do desempenho preditivo das técnicas utilizadas pelo Banco Central do Brasil (BACEN) na previsão da taxa de inflação do IPCA com modelos univariados de séries temporais foi realizada por Lima et alii (2003). Os autores concluíram que estes modelos superam as previsões do BACEN para horizontes de previsão superiores a um mês à frente, lembrando que tais resultados pioram significativamente quando se amplia o horizonte de previsão para mais de nove meses.

As previsões geradas pelo modelo da curva de Phillips ampliada com *threshold* também foram comparadas com as apresentadas no relatório mensal FOCUS do Banco Central do Brasil (BACEN).<sup>9</sup> Além de superar os modelos univariados utilizados em Lima et alii (2003), o modelo acima supera as previsões do BACEN que geram um EQM médio na ordem de 4%, conforme os resultados apresentados na Tabela 5. Vale ressaltar que as previsões de inflação contidas no FOCUS são realizadas mês a mês, utilizando informações sobre a conjuntura econômica atualizadas, enquanto que as previsões do modelo da curva de Phillips ampliada com *threshold* foram obtidas através de um método de estimação fixo, no qual os parâmetros foram estimados com as informações disponíveis até 2005:12 e as previsões foram geradas para todo o período de 2006:01 a 2006:12, baseadas neste conjunto inicial de parâmetros sem atualizá-los. Outro ponto a favor da metodologia apresentada neste estudo, refere-se à própria medida de inflação. Enquanto as previsões do relatório FOCUS são para a inflação medida pelo IPCA, neste trabalho as previsões foram geradas para a inflação medida pelo IPCA livre, a qual apresentou uma maior volatilidade em 2006.

Tabela 5: Comparativo de Previsões

Previsão Mês	IPCA	Previsão FOCUS	IPCA Livre	Previsão CPA com <i>threshold</i>
2006-1	0,59	0,4	0,6	0,41
2006-2	0,41	0,43	0,4	0,63
2006-3	0,43	0,33	0,31	0,12
2006-4	0,21	0,35	0,04	0,27
2006-5	0,1	0,25	-0,08	0,24
2006-6	-0,21	0,26	-0,35	-0,04
2006-7	0,19	0,35	0,13	0,07
2006-8	0,05	0,35	0,09	-0,02
2006-9	0,21	0,35	0,21	0,33
2006-10	0,33	0,35	0,43	0,42
2006-11	0,31	0,35	0,45	0,40
2006-12	0,48	0,35	0,32	0,38
Resultado	EQM	0,040	EQM	0,034

Elaborado pelo autor a partir dos resultados obtidos.

Finalmente, vale ressaltar que a comparação é indireta; ou seja, avalia-se a performance da previsão feita na pesquisa FOCUS para o IPCA e repete-se o procedimento para a curva de Phillips na previsão do IPCA livre. Compara-se, então o EQM das duas previsões. Obviamente, neste caso particular, não cabe um teste de diferenças de erros de previsão, pois as variáveis que estão sendo previstas são diferentes.

<sup>9</sup>Uma discussão detalhada sobre as técnicas empregadas pelo BACEN foge do escopo deste trabalho, recomenda-se, portanto, a consulta de Lima et alii (2003).

### 3.3. Avaliação das previsões

Em seguida, buscou-se atestar se a diferença entre o EQM do melhor modelo linear (VAR Mod4) e o do melhor modelo não linear (CPA com *threshold*) é estatisticamente significativa. O EQM de previsão do VAR Mod4 foi de 0,04397, enquanto que o do modelo da curva de Phillips ampliada com efeito *threshold* foi de 0,03497. O teste proposto por Diebold e Mariano (1995) apresentou os seguintes resultados:

Tabela 6: Teste comparativo de previsões

Previsões	EQM
VAR Mod4	0,04397
CPA com <i>threshold</i>	0,03497
<i>d</i>	0,008993
$S(1) = 3,619$	valor- <i>p</i> = 0,0003

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos resultados obtidos.

*d* é a perda diferencial e  $S(1)$  é a estatística de teste.

A hipótese nula de que a diferença (*d*) é zero é rejeitada aos níveis estatísticos usuais de significância; ou seja, o modelo da curva de Phillips ampliada com efeito *threshold* também é o que apresenta melhor resultado pelo teste proposto.

## 4. CONCLUSÃO

O presente trabalho apresentou uma comparação de previsões para a taxa de inflação mensal brasileira a partir de diferentes modelos lineares e não lineares de séries temporais, da Curva de Phillips e modelos vetoriais com o objetivo de identificar dentre estes modelos aquele que gera previsões com o menor erro quadrático médio de previsão (EQM).

O modelo utilizado como *benchmark* para comparação das previsões foi um ARMA. Dentro desta classe de modelo, o AR (1) gerou o menor EQM, em torno de 4,8%. Em geral, os modelos com efeito *threshold* utilizados tiveram melhor desempenho na previsão da taxa de inflação do que as suas respectivas especificações lineares. O modelo autoregressivo com uma defasagem e efeito *threshold* (TAR(1)) apresentou um EQM de previsão igual a 4,3%, resultado cerca de 10% melhor que a previsão do processo AR (1) linear.

Em relação aos modelos de vetores autoregressivos (VAR), especificações com diferentes variáveis e defasagens das mesmas foram analisadas. O VAR que gerou o menor EQM, utilizou as variáveis taxa de inflação e taxa de juros. Este gerou o melhor desempenho dentro da classe dos modelos lineares.

O melhor resultado entre todos, no entanto, foi encontrado a partir da curva de Phillips ampliada com efeito *threshold*, que teve um EQM igual a 3,4%; resultado 38% melhor do que o modelo AR (1), 20% melhor que o modelo TAR e o melhor modelo vetorial, 49% melhor que a curva de Phillips ampliada linear e 38% melhor que o da curva de Phillips simples com efeito *threshold*.

O teste proposto por Diebold e Mariano (1995) para comparação de previsões apresentou um resultado que aponta para uma diferença significativa entre os erros de previsão do modelo VAR (melhor modelo linear) e o do modelo da curva de Phillips ampliada com *threshold*. Ou seja, a diferença entre os EQM's desses dois modelos é significativa estatisticamente, ressaltando a eficiência preditiva deste modelo não linear em relação ao menor EQM obtido a partir de um modelo linear.

Esses resultados corroboram os encontrados em Clements et alii (2003), Dijk e Silverstovs (2003), Ferreira et alii (2005), Ascari e Marrocu (2003) e Clements et alii (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 *threshold*, verificou-se que quando a taxa de inflação de quatro meses passados tem valor abaixo de 0,17% ao mês, o efeito da inércia inflacionária e do repasse cambial são estatisticamente insignificantes. Por outro lado, no regime em que a taxa de inflação de quatro meses passados tem valor acima dos 0,17% ao mês, os efeitos do repasse cambial e da inércia aumentam e se tornam estatisticamente significantes. Efeitos assimétricos semelhantes foram encontrados por Correa e Minella (2010) ao considerar o hiato do produto como variável *threshold*. No regime de maior atividade econômica, os efeitos do repasse cambial e da inércia inflacionária, encontrados pelos referidos autores, são significantes; enquanto no regime de menor atividade econômica estes efeitos são insignificantes.

Finalmente, à guisa de um exercício mais concreto, as previsões da curva de Phillips ampliada com *threshold* foram comparadas às previsões da pesquisa FOCUS. Mesmo sem atualização (*rolling windows*), as previsões geradas neste estudo superam às apresentadas pelo BACEN, o que é mais um indicativo robusto de desempenho.

## BIBLIOGRAFIA

- Alves, S. A. L. (2001). Avaliação das projeções do modelo estrutural do Banco Central do Brasil para a taxa de variação do IPCA. Trabalhos para Discussão 16.
- Araújo, C. H. M., Areosa, M. B. M., & Guillén, O. T. C. (2004). Estimating potential output and output gap for Brazil. In *Anais do XXXII Encontro Nacional de Economia*. ANPEC.
- Areosa, W. D. & Medeiros, M. (2007). Inflation dynamics in Brazil: The case of small open economy. *Brazilian Review of Econometrics*, 27(1):131–166.
- Ascari, G. & Marrocu, E. (2003). 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.
- Atkenson, A. & Ohanian, L. E. (2001). Are Phillips curves useful for forecasting inflation? *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 25(1):2–11.
- Bean, C. (2000). The convex Phillips curve and macroeconomic policymaker under uncertainty. Manuscript, London School of Economics.
- Boero, G. & Marrocu, E. (2002). The performance of setar models : A regime conditional evaluation of point, interval and density forecasts. The Warwick Economics Research Paper Series (TWERPS) 663, University of Warwick, Department of Economics.
- Bogdanski, J., Tombini, A. A., & Werlang, S. R. C. (2000). Implementing inflation targeting in Brazil. *Centre for Latin American Monetary Studies*, 14(1):1–23.
- Box, G. & Jenkins, G. (1970). *Time Series Analysis: Forecasting and Control*. Holden-Day, San Francisco.
- Carneiro, D. D., Monteiro, A. M. D. A., & Wu, T. Y. H. (2002). Mecanismos não-lineares de repasse cambial para o IPCA. PUC Rio de Janeiro. Departamento de Economia. Texto para Discussao 462.
- Chauvet, M. (2000). Leading indicators of inflation for Brazil. Working Paper Series 7.
- Clements, M. P. & Krolzig, H. M. (1997). A comparison of the forecasting performance of Markov-switching and threshold autoregressive models of US GNP. TWERPS 489, University of Warwick, Department of Economics.

- Clements, M. P., Krolzig, H. M., Dijk, V. D., Frances, P. H., & Smith, J. (2003). On setar non-linearity and forecasting. *Journal of Forecasting*, 22:359–75.
- Clements, M. P., Krolzig, H. M., & Smith, J. P. (2000). Evaluating the forecast densities of linear and non-linear models: Applications to output growth and unemployment. *Journal of Forecasting*, 19:255–276.
- Correa, A. S. & Minella, A. (2010). Nonlinear mechanisms of the exchange rate pass-through: A Phillips curve model with threshold for Brazil. *Revista Brasileira de Economia*, 64(3):231–243.
- Diebold, F. X. & Mariano, R. (1995). Comparing predictive accuracy. *Journal of Business and Economic Statistics*, 13:253–265.
- Dijk, V. D. & Silverstovs, B. (2003). Forecasting industrial production with linear, nonlinear and structural change models. Econometric Institute Report 16.
- Eisner, R. (1997). New view of the NAIRU. In Davidson, P. & Kregel, J., editors, *Improving the Global Economy: Keynesian and the Growth in Output and Employment*. Edward Elgar, Cheltenham: UK and Lyme, US.
- Ferreira, R. T., Bierens, H., & Castelar, I. (2005). Forecasting quarterly Brazilian GDP growth rate with linear and nonlinear diffusion index models. *Economia Selecta*, 6(3):261–292.
- Filardo, A. J. (1998). New evidence on the output cost of fighting inflation. *Economic Review*, 3:33–61.
- Franses, P. H. & Dijk, D. V. (2000). *Nonlinear Time Series Models in Empirical Finance*. Cambridge University Press.
- Friedman, M. (1968). The role of monetary policy. *American Economic Review*, 58:1–17.
- Friedman, M. (1977). Inflation and unemployment: Nobel lecture. *Journal of Political Economy*, 85.
- Gali, J. & Gertler, M. (1999). Inflation dynamics: A structural econometric analysis. *Journal of Monetary Economics*, 44(2):1237–1270.
- Gallo, G. M. & Otranto, E. (1997). Inflazione in Italia (1970-1996): Non linearità, asimmetrie e cambiamenti di regime. Ricerche quantitative per la Politica Economica.
- Giacomini, R. & White, H. (2005). Tests of conditional predictive ability. *Econometrica*, 74(6):1545–1578.
- Hamilton, J. D. (1994). *Time Series Analysis*. Princeton University Press.
- Hansen, B. E. (1996). Inference when a nuisance parameter is not identified under the null hypothesis. *Econometrica*, 64(2):413–30.
- Hansen, B. E. (1997). Inference in TAR models. *Studies on Nonlinear Dynamics in Econometrics*, 2(1):1–14.
- Hansen, B. E. (2000). Sample splitting and threshold estimation. *Econometrica*, 68(3):576–603.
- Lack, C. (2006). Forecasting Swiss inflation using VAR models. Swiss National Bank Economic Studies 2.
- Laxton, D., Rose, G., & Tambakis, D. (1998). The U.S. Phillips curve: The case for asymmetry. Paper prepared for the Third Annual Computational Economics Conference at Stanford University (Revised Version), June 30 – July 2.
- Lima, E. C. R. & Céspedes, B. J. V. (2003). O desempenho do mercado (FOCUS) e do BACEN na previsão da inflação: Comparações com modelos lineares univariados. Nota técnica, Boletim de Conjuntura IPEA 60.



- Lucas Jr, R. (1972). Expectations and the neutrality of money. *Journal of Economic Theory*, 4(2):103–124.
- Mishkin, F. S. (2007). Inflation dynamics. NBER Working Paper 13147.
- Muinhos, M. K. & Alves, S. A. L. (2004). Medium-size macroeconomic model for the Brazilian economy. Banco Central do Brasil, Working Paper Series 64.
- Muth, J. F. (1961). Rational expectations and the theory of price movements. *Econometrica*, 29:315–335.
- Patterson, K. (2001). *An Introduction to Applied Econometrics*. Macmillan Press.
- Phelps, E. S. (1967). Phillips curve expectation of inflation and optimum unemployment over time. *Economica*, 34:254–81.
- Phelps, E. S. (1969). The new microeconomic in inflation and employment theory. *American Economic Review*, 59:147–160.
- Phillips, A. W. (1958). The relationship between unemployment and the rate of change of money wages in the United Kingdom 1861-1957. *Economica*, 25(100):283–299.
- Rumler, F. & Valderrama, M. T. (2008). Comparing the new Keynesian Phillips curve with time series models to forecast inflation. Working Paper Series From Oesterreichische National Bank 148.
- Sarantis, N. (1999). Modelling non-linearities in real effective exchange rates. *Journal of International Money and Finance*, 18:27–45.
- Sargent, T. J. (1971). A note on the accelerationist controversy. *Journal of Money, Credit and Banking*, 3(3):721–25.
- Scharling, E. (1999). The nonlinear Phillips curve and inflation forecast targeting. Bank of England.
- Schwartzman, F. (2006). Estimativa de curva de Phillips para o Brasil com preços desagregados. *Economia Aplicada*, 10(1):137–155.
- Stiglitz, J. (1997). Reflections on the natural rate hypothesis. *Journal of Economic Perspectives*, 11:3–10.
- Stock, J. H. & Watson, M. W. (1996). Evidence on structural instability in macroeconomic time series relations. *Journal of Business and Economic Statistics*, 14:11–29.
- Stock, J. H. & Watson, M. W. (1999). Forecasting inflation. NBER Working Paper Series.
- Stock, J. H. & Watson, M. W. (2007). Why has U.S. inflation become harder to forecast? *Journal of Money, Credit and Banking*, 39(1):3–33.
- Tambakis, D. N. (1998). Monetary policy with a convex Phillips curve and asymmetric loss. IMF Working Papers 21.
- Tkacz, G. & Wilkins, C. (2008). Linear and threshold forecasts of output and inflation using stock and housing prices. *Journal of Forecasting*, 27(2):131–151.
- Tong, H. (1983). *Threshold Models in Non-Linear Time Series Analysis: Lecture Notes in Statistics 21*. Springer-Verlag, Berlin.
- Tong, H. & Lim, K. S. (1980). Threshold autoregression, limit cycles and cyclical data. *Journal of the Royal Statistical Society, Series B, Methodological*, 42:245–292.
- West, K. D. (2006). Forecast evaluation. In Elliot, G., Granger, C. W. J., & Timmermann, A., editors, *Handbook of Economic Forecasting*, pages 99–134. Elsevier.