

# PREVISÕES DENTRO E FORA DA AMOSTRA DA REGRA DE TAYLOR UTILIZANDO FATORES COMUNS PARA O PERÍODO DE 2002:02 À 2015:04

Rodrigo Gustavo de Souza<sup>1</sup>

**Resumo:** O presente artigo buscou estimar uma função de reação do Banco Central do Brasil (BCB) para verificar se o grau de ajuste da função de reação estimada é sensível à inclusão do conteúdo informacional dos índices de *commodities* e também verificar se a inclusão de fatores contidos nos índices de *commodities* melhora o grau de ajustamento da função de reação. Os critérios de avaliação para estimativas dentro da amostra (*in-sample*) foram os critérios de informação de Akaike (AIC) e o critério de informação Bayesiano (BIC). As medidas de acurácia para previsões fora da amostra (*out-of-sample*) foram usadas a raiz do erro quadrado médio (RMSE) e o erro percentual absoluto médio (MAPE). As estimativas evidenciaram que o uso de fatores comuns e dos índices de *commodities* não melhorou o grau de ajustamento da função de reação do BCB, desta forma não sendo sensível a estes variáveis.

**Palavras – chave:** Função de reação; Taxa de juros, Fatores comuns; Previsões.

**Abstract:** This paper aims to estimate a central bank's reaction function of Brazil (BCB) to check the degree of the estimated reaction function setting is sensitive to the inclusion of the informational content of the commodity indices and also check whether the inclusion of factors contained in the indices of commodities improves the degree of adjustment of the reaction function. The evaluation criteria for estimates within the sample (*in-sample*) were the Akaike information criterion (AIC) and Bayesian information criterion (BIC). The measures of accuracy for forecasts out of the sample (*out-of-sample*) were used to root mean square error (RMSE) and the mean absolute percentage error (MAPE). Estimates have shown that the use of common factors and commodity indices has not improved the degree of adjustment of BCB reaction function, thereby not being sensitive to these variables.

**Keywords:** Reaction function; Interest rate, Common factors; Forecasts.

Área 4 – Macroeconomia, Economia Monetária e Finanças

Classificação JEL:E31, E37, F41 e F47

---

<sup>1</sup> Doutorando em Economia (IE/UFRJ) e bolsista da FAPERJ.

# 1 INTRODUÇÃO

Em seu artigo Taylor (1993) busca examinar como a recente pesquisa econométrica avalia a política monetária e como pode ser aplicado em um ambiente prático de formulação de políticas. Desta forma Taylor (1993) mostra as dificuldades de usar uma regra mecânica de política como tomada de decisões e usa dois estudos de caso – o choque do petróleo de 1990 e a unificação alemã – para ilustrar como tal regra de política deve funcionar na prática.

Quando se discute a questão de regra versus discricionarismo, Taylor (1993) tem uma visão mais ampla a respeito de regras de política, segundo a qual uma regra de política é um plano de contingência que dura para sempre se não houver uma cláusula de rescisão explícita, todavia embora nenhuma regra de política vá durar para sempre, literalmente, se uma regra da política para tiver algum significado, deve ser posto em prática por um período razoável de tempo, desta forma assumindo um compromisso e assim associar a credibilidade a uma regra.

Com base nas pesquisas desenvolvidas Taylor (1993) verificou que existem diferenças substanciais de modelo para modelo, no entanto, há alguns consensos de que de que as políticas que levam em consideração o nível de preços e o produto real têm maior desempenho. Além de encontrar que é preferível que os bancos centrais definam as taxas de juros com base nas condições econômicas em seu próprio país (dando pouca atenção às taxas de câmbio), os resultados mostram que a colocação de um peso positivo sobre o nível de preços e o produto real, a função de reação da taxa de juros é provável que seja melhor do que uma regra de preço puro.

Em seu artigo Taylor (1993) propõe que a política monetária pode ser regida por uma regra de taxa de juros simples, e propõe uma política de “*feedback*” que relaciona positivamente a taxa de juros com o desvio da inflação em relação a meta e ao desvio do produto em relação o seu potencial. Desta forma a política monetária seria regida por uma função de reação baseada nesta regra simples da taxa de juros.

$$i_t^* = \alpha + \gamma_\pi (\pi_t - \bar{\pi}) + \gamma_x x_t \quad (1.1)$$

Onde

$$\alpha = \bar{r} + \bar{\pi}$$

$$\gamma_\pi > 1, \gamma_x > 0$$

Onde  $i_t^*$  é a meta da taxa de juros definida pelo “*feedback*”,  $\bar{\pi}$  é a meta da taxa de inflação e  $\bar{r}$  é taxa de juros real de equilíbrio de longo prazo. As variáveis são expressas em níveis devido por oposição aos desvios de tendência.

A partir da Regra simples apresentada por Taylor (1993) foram realizados inúmeros trabalhos buscando formas mais adequadas para especificar a regra de Taylor. Assim ao considerar especificações

da regra de Taylor (1993) deve levar em consideração se o modelo trabalha com base na inflação passada (*backward-looking*) ou com inflação esperada (*forward-Looking*), se a especificação é linear ou não linear, se a condução desta regra de política é para países desenvolvidos ou em desenvolvimento e se deve levar em consideração o termo de suavização da taxa básica de juros.

A regra de Taylor (1993) descreve bem o comportamento da taxa de juros dos Estados Unidos não levando em consideração um fato estilizado da literatura ortodoxa no processo de condução da política monetária que consiste que os Bancos Centrais tendem a calibrar a taxa de juro básica de forma suave e contínua ao longo do tempo (MODENESI, 2008).

Como ressaltado em Modenesi (2008) entre os principais motivos para que as taxas de juros sejam calibradas de forma suave e continua de acordo com a teoria ortodoxa destaca: *a*) o receio de que movimentos abruptos nos juros possam provocar uma crise nos mercados financeiros; e *b*) a incerteza quanto aos efeitos de variações na taxa de juros. No primeiro caso os Bancos Centrais (BCs) agiriam de forma gradual para evitar uma eventual crise financeira decorrente de um choque de juros enquanto no segundo, refere-se ao imperfeito conhecimento dos mecanismo de transmissão da política monetária.

Dentro desta lógica, vários trabalhos foram escritos buscanddo obter uma forma mais adequada da regra de Taylor. Os trabalhos como de Clarida, Galí e Getler (1999, 2000), Woodford (1999) e Goodhart (1999), Levin et al. (1999), por exemplo acrescentaram um termo de suavização da taxa de juros.

Entre os trabalhos que buscaram uma melhor especificação da regra de Taylor, vale ressaltar o trabalho de Clarida, Galí e Getler (1999), que criou uma regra simples para política monetária dos EUA, e considerou como esta regra tem evoluído ao longo do tempo. A formulação específica é uma versão "*forward looking*" da regra de Taylor simples:

$$i_t^* = \alpha + \gamma_\pi (E_t \pi_{t+1} - \bar{\pi}) + \gamma_x x_t \quad (1.2)$$

Esta nova formulação de Clarída, Galí e Getler (1999), a taxa básica de juros responde a inflação esperada em oposição à passada e também acrescenta um termo de suavização da taxa básica de juros indicando que os BCs reagem de forma gradual a mudanças na taxa de juros. Assim, esta especificação difere da apresentada por Taylor (1993). Logo os autores modificam a regra de Taylor original ao fazer uma especificação "*forward looking*" e ao acrescentar um termo para suavizar os ajustes das taxas de juros.

$$i_t^* = \alpha + \gamma_\pi (E_t \pi_{t+1} - \bar{\pi}) + \gamma_x x_t \quad (1.3)$$

Onde

$$i_t = \rho i_{t-1} + (1 - \rho) i_t^* \quad (1.4)$$

Onde  $\rho$  é um parâmetro que mede o grau de suavização da taxa de juros, desta maneira, tem-se:

$$i_t = (1 - \rho)[\alpha + \beta\pi_t + \gamma x_t] + \rho i_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.5)$$

Desta forma  $\alpha$  é uma constante interpretável como a taxa de juros nominais no estado estacionário (*steady state*) e onde  $\rho \in [0,1]$  é um parâmetro que reflete o grau de dependência da taxa de juros defasada. A suavização da taxa de juros está presente em aspectos distintos. Primeiro, os coeficientes angulares estimados sobre a inflação e o hiato do produto,  $\beta$  e  $\gamma$ , são geralmente menores do que a regra ótima poderia sugerir. Em segundo lugar, existe tipicamente um ajustamento parcial aos movimentos em  $\pi_t$  e  $x_t$ , refletida pela presença dos juros defasada na regra ajustada. Isto é, uma média ponderada de algum valor desejado que depende do estado de economia (dado pela expressão  $[\alpha + \beta\pi_t + \gamma x_t]$ ) e a taxa de juro defasada, onde os pesos relativos dependem do parâmetro de suavização  $\rho$  (CLARIDA, GALI E GETLER,1999).

Dentro desta lógica, recentemente, na literatura muitos autores têm dado mais atenção a especificação da regra de Taylor, buscando verificar qual a melhor especificação a regra de Taylor para descrever o comportamento do BC. Quin e Enders (2008) estimam 5 especificações de regra de Taylor, sendo que os modelos 4 e 5 são não lineares e compara seu desempenho com dois modelos univariados. Para o critério de seleção os autores fazem previsões dentro e fora da amostra e utiliza dados em tempo real.

O regime monetário de metas de inflação difere em relação a países em desenvolvimento e desenvolvidos. Nos países em desenvolvimento os coeficientes de inflação na regra de Taylor diminuiram após sua adoção, isto geralmente decorre da credibilidade da política monetária que permite ao longo do tempo os BCs tomar decisões de políticas mais frouxas. Todavia, em países em desenvolvimento as maiores dificuldades enfrentadas por esses países comparados com os desenvolvidos em atingir a estabilidade de preços são bem conhecidos. Entre estas dificuldades vale ressaltar as expectativas de monetização da dívida decorrente de regimes de dominância fiscal, maior vulnerabilidade a choques externos entre outros fatores que conduzem aos bancos centrais destes países terem uma baixa credibilidade, tendo como resultado a dificuldade de coordenar as expectativas de inflação e manter a inflação baixa e estável (CARVALHO; MOURA, 2008; FRAGA et al. 2003; MINELLA et al., 2003; MOHANTY E KLAU, 2004).

Trabalhos de Clarida, Gali e Getler (1999, 2000), Huang et al. (2001) e Orphanides (2003), Qin e Enders (2008) mostraram que uma regra *forward-looking* desempenho melhor do que uma regra *backward-looking* e que uma regra *forward-looking* foi um bom indicador do que se seguiu a política monetária. Contudo como colocado por Taylor (1993), a inflação passada pode-se ser uma boa *proxy* para

a inflação futura, principalmente em países emergentes, no qual a inflação passada é considerada para a expectativa de inflação futura.

Outra linha de estudo a respeito das especificações da regra de Taylor tem levantado a questão que especificações não lineares da regra de Taylor (1993) podem ser mais apropriadas que as especificações lineares. Desta forma, várias pesquisas tem relaxado a suposição habitual de preferências quadráticas e adotaram especificação preferência assimétrica . A literatura internacional apresenta uma gama de trabalhos estimando funções de reações não lineares para diferentes países. Gerlach (2000, 2003), Ruge-Murciá (2002), Bec et al. (2002), Surico (2004) e Cukierman e Muscatelli (2008), estes trabalhos mostram que existe uma assimetria na tomada de decisões dos Bancos Centrais com respeito a metas de inflação e produto.

Cukierman e Muscatelli (2008) exploram teórica e empiricamente a visão de que as regras de Taylor são frequentemente não-linear, devido às preferências dos bancos centrais assimétricos, e que a natureza destas mudanças assimetrias entre os diferentes regimes de política. O modelo teórico utiliza uma nova abordagem padrão Novo keynesiana para estabelecer relações de equivalência entre a forma de não-linearidades em regras de Taylor e assimetrias em objetivos de política monetária. Os autores verificaram que para períodos diferentes o Banco Central tem preferências assimétricas, desta forma em períodos em que a economia esta na sua normalidade o Banco Central tem uma preferência de aversão a recessão (curva de preferência côncava), enquanto que em períodos de estabilização da economia tem uma aversão a inflação (preferências convexas).

Schaling (1999, 2004) e Dolado et al. (2005) verificam outra fonte de não linearidade da Regra de Taylor baseada na estrutura econômica, na qual a não linearidade da regra de Taylor esta relacionada a Curva de Phillips convexa, em que os desvios positivos de demanda agregada potencial são mais inflacionario do que desvios negativo são desinflacionário, desta maneira, as implicações de uma curva de Phillips não-linear para a derivação de regras monetárias ótimas combinado com uma função de perda quadrática, a política ótima também é não-linear, com o tomador de decisões de política aumentando as taxas de juros por uma quantidade maior quando a inflação ou produto estão acima da meta do que a e vai reduzi quando eles estão abaixo da meta. Especificamente, a principal predição do modelo é que uma tal fonte de não-linearidade conduz à inclusão da interação entre a inflação esperada e gap do produto de uma maneira que a regra de Taylor é não linear.

Dada a vasta literatura a respeito da regra de Taylor, a problemática trazida pela literatura refere-se qual seria a melhor especificação da regra de Taylor para descrever o comportamento dos BCs. O objetivo do presente trabalho é estimar a função de reação do Banco Central (BC) para verificar se o grau de ajuste da função de reação estimada é sensível à inclusão do conteúdo informacional dos índices de *commodities* e também verificar se a inclusão de fatores contidos nos índices de *commodities* melhora o grau de ajustamento da função de reação.

O uso do índice de *commodities* na função de reação do BC do Brasil se faz necessário na medida em que o Brasil é um grande país exportador de *commodities*, sendo que mais da metade da sua pauta de exportação refere-se a *commodities* agrícolas. Desta forma o país fica vulnerável a choques de oferta derivados das oscilações dos preços das *commodities* no mercado internacional<sup>2</sup>. Destarte, a hipótese central do presente trabalho é que os usos de fatores comuns dos índices de *commodities* melhoraram o ajustamento da função de reação do Banco Central do Brasil (BCB), na medida em que as *commodities* são importantes fontes de divisas externas para a economia brasileira.

A metodologia utilizada é baseada em Qin e Enders (2008), diferenciando no uso de fatores comuns e outras medidas de erros previsão. Desta maneira será realizada previsões dentro da amostra (*in-sample*) e fora da amostra (*out-of-sample*). O critério de seleção de modelos dentro da amostra terá como base os critérios de seleção (critério de informação de Akaike (AIC) e o critério de informação Bayesiano (BIC)). Em relação ao critério de seleção fora da amostra será usado a raiz do erro quadrado médio (RMSE) e erro percentual absoluto médio (MAPE).

O presente artigo está dividido em três seções, além desta introdução e das considerações finais. Na segunda seção é descrito os modelos que serão utilizados. Na terceira seção são descrito os dados e suas transformações, na quarta seção são feitas as previsões *in-sample* e *out-of-sample*. Na quinta e última seção são feitas as considerações finais.

## 2 FORMAS FUNCIONAIS DA REGRA DE TAYLOR

A literatura a respeito da regra de Taylor é extensa, e como já mencionada existem várias especificações de regra de Taylor. Especificações lineares e não lineares de modelos *forward-looking*, *backward-looking* e inclusão de um termo de suavização da taxa de juros.

Dada a literatura a respeito da especificação da regras de Taylor que melhor se ajusta as tomadas de decisões do BCs e a literatura a respeito de fatores comuns, o presente trabalho irá utilizar diferentes especificações da regra de Taylor *backward-looking*, como forma de verificar se o índice de *commodities* do Fundo Monetário Internacional (FMI) e seu fator comum incorporam uma informação adicional na função de reação do BCB.

Os modelos resenhados com base na literatura são do tipo *backward-looking*, desta forma trabalha-se com os dados defasados (passados) da Selic ao invés das expectativas fornecida pelo BCB em seu boletim Focus. Isso porque a formação da taxa Selic com base nas expectativas de inflação fornecidas pelo BCB, em seu boletim Focus, apresenta algumas falhas como: *a)* da endogeneidade; *b)* da causação reversa; e, principalmente, *c)* do comportamento oportunista – os agentes podem reportar expectativas

---

<sup>2</sup> Para maiores detalhes a respeito dos canais pelos quais os preços das commodities afetam os preços domésticos ver Souza (2014).

incorretas com o objetivo de influenciar o comportamento do BCB (FAVERO; GIAVAZZI, 2002, p. 10; GONÇALVES; FENOLIO, 2007, p. 477-478; MODENESI, 2008, p.17-18; SOUZA, 2009, p.6).

Para encontrar a melhor especificação da regra de Taylor foi estimado 12 formas funcionais da regra de Taylor utilizando um termo de defasagem na taxa de juros. Para cada um dos modelos foi especificada uma versão com o termo de suavização da taxa de juros e depois foram estimados novamente excluindo este termo.

Os modelo 1, refere-se a uma regra de Taylor *Backward-looking* simples, onde política reage ao desvio da inflação em relação a sua meta e a diferença do produto em relação ao seu potencial (*gap*). Os modelos de 1 a 6, diferem entre si apenas no que diz respeito a incorporação de novas variáveis explicativas na versão mais simples da regra de Taylor, esboçada no modelo 1. O modelo 2, acrescenta a taxa de câmbio nominal, o modelo 3 leva em consideração o índice de *commodities* do FMI, o modelo 4 incorpora o fator comum do índice de *commodities*, modelo 5 leva em consideração a taxa de câmbio nominal juntamente com o índice de *commodities*, desta forma incorporando ao mesmo tempo dois componentes de choque externo de oferta e por último, o modelo 6 incorpora a taxa de câmbio nominal e os fatores comuns do índice de *commodities*. Os modelos de 7 à 12, correspondem respectivamente aos modelos 1 à 6, diferenciando apenas na exclusão do termo de ajustamento parcial da taxa de juros.

$$\text{Modelo 1: } i_t = (1 - \rho)(\alpha + \theta_\pi \pi_{t-1} + \beta_y y_{t-1}) + \rho i_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.1)$$

$$\text{Modelo 2: } i_t = (1 - \rho)(\alpha + \theta_\pi \pi_{t-1} + \beta_y y_{t-1} + \beta_e e_{t-1}) + \rho i_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.2)$$

$$\text{Modelo 3: } i_t = (1 - \rho)(\alpha + \theta_\pi \pi_{t-1} + \beta_y y_{t-1} + \beta_{PC} PC_{t-1}) + \rho i_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.3)$$

$$\text{Modelo 4: } i_t = (1 - \rho)(\alpha + \theta_\pi \pi_{t-1} + \beta_y y_{t-1} + \beta_{F1} F1_{t-1}) + \rho i_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.4)$$

$$\text{Modelo 5: } i_t = (1 - \rho)(\alpha + \theta_\pi \pi_{t-1} + \beta_y y_{t-1} + \beta_e e_{t-1} + \beta_{PC} PC_{t-1}) + \rho i_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.5)$$

$$\text{Modelo 6: } i_t = (1 - \rho)(\alpha + \theta_\pi \pi_{t-1} + \beta_y y_{t-1} + \beta_e e_{t-1} + \beta_{F1} F1_{t-1}) + \rho i_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.6)$$

$$\text{Modelo 7: } i_t = \alpha + \rho i_{t-1} + \theta_\pi \pi_{t-1} + \beta_y y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.7)$$

$$\text{Modelo 8: } i_t = \alpha + \rho i_{t-1} + \theta_\pi \pi_{t-1} + \beta_y y_{t-1} + \beta_e e_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.8)$$

$$\text{Modelo 9: } i_t = \alpha + \rho i_{t-1} + \theta_\pi \pi_{t-1} + \beta_y y_{t-1} + \beta_{PC} PC_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.9)$$

$$\text{Modelo 10: } i_t = \alpha + \rho i_{t-1} + \theta_\pi \pi_{t-1} + \beta_y y_{t-1} + \beta_{F1} F1_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.10)$$

$$\text{Modelo 11: } i_t = \alpha + \rho i_{t-1} + \theta_\pi \pi_{t-1} + \beta_y y_{t-1} + \beta_{F1} F1_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.11)$$

$$\text{Modelo 12: } i_t = \alpha + \rho i_{t-1} + \theta_\pi \pi_{t-1} + \beta_y y_{t-1} + \beta_e e_{t-1} + \beta_{F1} F1_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.12)$$

Todos os modelos são regras de Taylor *forward-looking* e buscam mostrar a importância de se adicionar o índice de preços de *commodities* e o fator comum na função de reação do BCB.

### 3 DADOS UTILIZADOS

O objetivo desta seção é discutir os dados que serão utilizados nos modelos que serão estimados na parte empírica. O período a ser analisado corresponde de fevereiro de 2002 à abril de 2015. Os dados são mensais, abrangendo um total de 159 observações e 16 séries, sendo que 10 séries referem-se a preços de *commodities*, separados por subgrupos<sup>3</sup> e as outras variáveis são de controle.

As variáveis de controle são a taxa básica de juros SELIC, o índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), a produção industrial (ind), taxa de câmbio nominal ( $e$ ), desvio da inflação em relação à meta (desvmeta), hiato do produto (hiatopro), índice geral de *commodities* (PALLFNF) e fatores comuns (F). A taxa básica SELIC é acumulada no mês anualizada (% a.a) definida pelo Comitê de Política Monetária, esta série foi obtida junto ao Banco Central do Brasil (BCB), o IPCA (índice de preço ao consumidor amplo) em 12 meses (%) (é a variação acumulada nos últimos 12 meses do índice IPCA), e a taxa de câmbio nominal (US\$/R\$) foi obtido junto ao BCB e ao Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) respectivamente.

Ademais, outras séries dos modelos são construídas das séries descritas acima. A primeira delas é o desvio da meta, que foi construída através da diferença entre a inflação mensal acumulada e a sua meta. A metodologia utilizada para construção do desvio da meta é baseada em Clarída, Galí e Getler (1999).

No que diz respeito à série produção utilizou-se como *proxy* a produção industrial dessazonalizada, pois a séries disponíveis do PIB são trimestrais e anuais. Esta *proxy* é amplamente usada neste tipo de literatura, pois os dados do PIB mensal são factíveis de serem obtidos através do processo de interpolação dos dados, contudo estes dados não são tão confiáveis, sendo desta forma utilizado a produção industrial como *proxy*.

Em relação ao hiato do produto, este é obtido através da diferença entre a produção industrial e sua tendência. Na literatura existem duas formas muito utilizadas para obter a tendência de uma série, a primeira sendo a utilização do filtro Hodrick Prescott e a segunda o método da tendência linear. Trabalhos como o Holland (2005), Soares e Barbosa (2006) e Minella et al. (2002) utilizaram ambos os métodos para obter o produto potencial. Para Holland (2005) e Soares e Barbosa (2006)<sup>4</sup> os resultados sugeriram que os valores do coeficiente de inflação são influenciados pelo método do produto potencial e percebeu-se também que o coeficiente de inflação é maior quando se utilizou o método da tendência linear, os valores são superiores aos encontrados quando se utiliza o filtro HP. Minella et al.(2002)

---

<sup>3</sup>Os dados sobre a taxa de câmbio, taxa de juros, variação da inflação e índices de preços das *commodities* pode ser obtidos para *downloading* em <http://www.ipeadata.gov.br/>, <https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelaLocalizarSeries> e <http://www.imf.org/external/np/res/commod/index.aspx>.

<sup>4</sup> Soares e Barbosa (2006) os resultados sugerem, ainda, que a utilização do filtro HP para a obtenção do produto potencial gera valores maiores para o coeficiente do hiato do produto, comparados aos valores obtidos quando se utiliza o método da tendência linear no cálculo do produto potencial



também realizou estimativas utilizando o produto potencial e o desvio do hiato do produto através da extração pelo método de tendência linear e HP, todavia os resultados foram semelhantes, desta forma ele utilizou o filtro HP. Neste trabalho a metodologia utilizada para a obtenção do produto potencial e posteriormente para a construção da série desvio da meta será o método do filtro Hodrick Prescott. O parâmetro de alisamento para o filtro HP é ajustado para seu valor padrão 14.400 para os dados mensais. Assim, o hiato da produto é obtido a partir do desvio da produção industrial dessazonalizado menos a sua tendência. Outra variável a ser utilizada será o índice de preços de *commodities* fornecido pelo Fundo Monetário Internacional (FMI), estes índices são divididos em subgrupos.

Por fim, a partir dos índices de preços das *commodities* do FMI serão obtidos os fatores comuns. Como foi realizado em Souza (2014), o passo inicial da análise é determinar o método de extração dos fatores e o número de fatores<sup>5</sup>. Neste trabalho optou-se pelo método de extração de fatores ortogonais e o critério do número de fatores será baseado no critério de Kaiser-Guttman<sup>6</sup>. As descrições das séries encontram-se na Tabela A.1 do Apêndice A, as estatística descritiva dos Índices de *Commodities* (Média, desvio padrão e matriz de correlação), encontram-se na Tabela A.2.

O presente trabalho ao buscar o quanto as variações dos preços das *commodities* influenciam as tomadas de decisões sobre a formação da taxa básica de juros SELIC pelo Banco Central do Brasil, tem como objetivo verificar o quanto esta variação de preços é importante na função de reação do BCB. Por isto o período a ser analisado corresponde ao período de alta e baixa dos preços recentes das *commodities*. O período de 2003 até 2008 houve um dos maiores aumentos dos preços das *commodities* no mercado mundial e posteriormente a partir de meados de 2008, houve uma drástica queda de corrente da crise americana *subprime*. A partir de 2009 novamente houve uma recuperação dos preços das *commodities*, todavia não no mesmo patamar, no qual seguiu se novamente um processo de recuperação até 2011 chegando ao seu pico em meados de abril. Após este período seguiu-se uma tendência de queda até 2015.

#### **4 ESTIMATIVAS DOS DAS REGRAS DE TAYLOR *IN SAMPLE* E *OUT-OF-SAMPLE***

Nesta seção serão estimadas diferentes especificações de Regras de Taylor de forma a verificar se grau de ajuste da função de reação do BCB estimada é sensível à inclusão do conteúdo informacional dos índices dos preços das *commodities* e o quão o uso de fator comum como forma de capturar os efeitos e elementos não observáveis da amostra.

---

<sup>5</sup> O corpo da literatura referente ao modelo de fatores é extenso, os primeiros modelos de fatores referem-se aos trabalhos Geweke (1977), Sims e Sargent (1977 apud STOCK e WATSON, 1998) que analisaram este modelo usando domínio de frequência para um pequeno número de variáveis. Entre os trabalhos mais recentes, destacam-se os trabalhos de Stock e Watson (1998, 2002), Forni *et al.* (2000, 2005), Bai e Ng (2008), entre outros trabalhos. Para verificar o número de fatores, entre os métodos existentes na literatura vale ressaltar três metodologias para determinar o número de fatores, a metodologia proposto por Stock e Watson (1998), Bai e Ng (2002) e o critério Kaiser-Guttman, que diz que só os fatores com autovalor maior do que 1 deve ser mantido.

<sup>6</sup> A metodologia usada para o cálculo dos fatores e o número é o mesmo usado em Souza (2014).

As diferentes especificações de regras de Taylor serão estimadas *in-sample* e *out-of-sample*, estes dois testes são importantes alternativas de abordagens para avaliar o conteúdo preditivo de uma variável, os testes na amostra tiram vantagem do tamanho total da amostra e, portanto, tendem a ter uma maior potência, enquanto que o processo de previsão para fora da amostra pode ser mais prático, uma vez que imita a restrição de dados de previsão em tempo real sendo mais sensível aos problemas de má especificação (CHEN, ROGOFF E ROSSI, 2008, p.9-10).

Um primeiro passo quando se trabalha com séries é verificar se as séries seguem um processo estocástico estacionário ao longo do tempo. Para ele, um processo estocástico é estacionário se a média, a variância e a covariâncias são as mesmas independente do período de tempo em que são medidas (ENDERS, 1995). Para isto será realizado os testes de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF), Phillips e Perron (PP) e Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS).

Tabela 1: Testes de Raiz Unitária (ADF,PP e KPSS)

Variáveis	Teste de Raiz Unitária		
	ADF	PP	KPSS
<b>Selic</b>	-4.233733*(1)(c,t)	-2.282186(8)	0.186732+N(10)
<b>Desvmeta</b>	-2.518787*(13)(c)	-2.341798(8)(c)	0.432667+N(10)
<b>Hiatopro</b>	-13.34093*(0)(c,t)	-13.31585*(3)(c,t)	0.024152+N(4)
<b>Dcambio</b>	-9.087301*(0)(c,t)	-9.222291*(4)(c,t)	0.098921+N(6)
<b>Dflfnf</b>	-8.351441*(0)(c,t)	-8.282797*(1)(c,t)	0.037452+N(5)
<b>F1</b>	-7.803147*(0)(c,t)	-7.991413*(5)(c,t)	0.039946+N(7)

Fonte: Elaboração própria com base em dados da pesquisa.

Notas: Todos os modelos foram rodados utilizando constante e/ou tendência conforme sugerido pela análise gráfica. Os gráficos das séries encontram-se no Apêndice A, Figura A-1.

As defasagens estão entre parênteses, (c,t) denotam constante e tendência respectivamente,. \* denota rejeição da hipótese nula a 1%. + N, denota não rejeição da hipótese nula a 1%.

Os resultados da Tabela 1 mostram evidências que as séries Selic, Desvmeta são estacionárias em nível. Assim, os testes ADF e PP rejeitam a hipótese nula de raiz unitária. As séries índice de preços de *commodities* (dflfnf) e fator comum (F1), estão na primeira diferença, desta forma são estacionárias. A taxa de câmbio nominal é estacionária na primeira diferença.

#### 4.1 ESTIMATIVAS *IN-SAMPLE* DA REGRA DE TAYLOR

No que diz respeito a previsões dentro da amostra, existem diversos critérios concorrentes quando o propósito é avaliar o desempenho do modelo dentro da amostra. Os critérios de Informação de Akaike, Teste de razão de verossimilhança, Hannan-Quinn e Schwarz Bayesiano são exemplos de critérios de escolha de modelos dentro da amostra (LTKEPOHL, 2007 apud MENDONÇA, SACHSIDA; MEDRANO, 2013, p.10).

Assim como Qin e Enders (2008), este trabalho utilizará como critério de seleção de modelos dentro da amostra os critérios de seleção (critério de informação de Akaike (AIC) e o critério de informação Bayesiano (BIC)).

Tabela 2: Estimativas da Regra de Taylor dentro da amostra (*in-sample*) período 2002:02 à 2015:04

Modelos	$\rho_{t-1}$	$1 - \rho_{t-1}$	$\alpha$	$\theta_\pi$	$\beta_y$	$\beta_e$	$\beta_{PC}$	$\beta_{F1}$	AIC	BIC	$R^2$
<b>1. Back</b>	0.971** (72.837)	0.029	9.484** (3.503)	1.278 (0.688)	-1.407 (-1.357)				<b>1.586</b>	<b>1.663</b>	0.987
<b>2. Back/e</b>	0.971** (72.732)	0.029	9.390** (3.334)	1.297 (0.679)	-1.381 (-1.295)	6.542 (0.381)			1.597	1.694	0.987
<b>3. Back/PC</b>	0.972** (72.847)	0.028	9.532** (3.377)	1.277 (0.660)	-1.286 (-1.168)		-17.683 (-0.658)		1.596	1.693	0.987
<b>4. Back/F1</b>	0.974** (75.185)	0.026	9.383** (3.107)	1.253 (0.605)	-1.073 (-0.994)			2.404 (1.240)	1.586	1.683	0.987
<b>5. Back/XR/PC</b>	0.972** (72.566)	0.028	9.457** (3.239)	1.292 (0.654)	-1.282 (-1.152)	4.818 (0.273)	-15.456 (-0.595)		1.608	1.724	0.987
<b>6. Back/XR/F1</b>	0.974** (74.823)	0.026	9.377** (3.027)	1.255 (0.597)	-1.073 (-0.991)	0.472 (0.023)		2.391 (1.174)	1.599	1.715	0.987

Fonte: Elaboração própria com base em dados da pesquisa

Notas: (1) Os modelos da Regra de Taylor são estimados por mínimos quadrados não lineares (NLLS). (2) Estatísticas *t* (calculados com erros padrão consistentes para robustos para heterocedasticidade e autocorrelação, erros padrão robustos *Newey-West*).

(3) Denota Rejeição da hipótese nula, \*\*significativo a 1% e \*5% respectivamente.

A Tabela 2 apresenta os resultados de 6 especificações da regra de Taylor *backward-looking*, as medidas padrão de ajuste dentro da amostra representada pelos critérios de informação de Akaike (AIC) e o critério de informação Bayesiano (BIC) e o  $R^2$  como pode-se verificar, note que o modelo 1 tem o melhor ajustamento, evidenciando que a inclusão do índice de *commodities* e de fatores comuns não melhorou o ajustamento da função de reação do BCB. Os gráficos do grau de ajustamento da Selic estimada e observada para os modelos não lineares encontra-se na Figura C 1, do Apêndice C. Como pode-se observar que a função de reação estimada representa bem o comportamento da Selic.

Tabela 3: Estimativas lineares da Regra de Taylor dentro da amostra (in-sample) período 2002:02 à 2015:04

Modelos	$\rho_{t-1}$	$\alpha$	$\theta_\pi$	$\beta_y$	$\beta_e$	$\beta_{PC}$	$\beta_{F1}$	AIC	BIC	$R^2$
<b>7. Back</b>	0.971** (72.837)	0.272 (1.573)	0.036 (0.709)	-0.0405* (10%) (-1.664)				<b>1.586</b>	<b>1.663</b>	0.987
<b>8. Back/e</b>	0.971** (72.732)	0.265 (1.519)	0.036 (0.703)	-0.039 (-1.550)	0.184 (0.388)			1.597	1.694	0.987
<b>9. Back/PC</b>	0.972** (72.847)	0.264 (1.531)	0.035 (0.673)	-0.035 (-1.359)		-0.490 (-0.693)		1.596	1.693	0.987
<b>10. Back/F1</b>	0.974** (75.185)	0.242 (1.448)	0.032 (0.608)	-0.027 (-1.160)			0.062 (1.498)	<b>1.586</b>	1.683	0.987
<b>11. Back/e/PC</b>	0.972** (72.566)	0.260 (1.491)	0.035 (0.670)	-0.035 (-1.329)	0.132 (0.277)	-0.425 (-0.621)				
<b>12. Back/e/F1</b>	0.974** (74.823)	0.242 (1.426)	0.032 (0.603)	-0.027 (-1.151)	0.012 (0.023)		0.061 (1.369)	1.599	1.715	0.987

Fonte: Elaboração própria com base em dados da pesquisa

Notas: (1) Os modelos da Regra de Taylor são estimados por mínimos quadrados não lineares (OLS). (2) Estatísticas  $t$  (calculados com erros padrão consistentes para robustos para heterocedasticidade e autocorrelação, erros padrão robustos *Newey-West*).

(3) Denota Rejeição da hipótese nula, \*\*significativo a 1% e \*5% respectivamente.

Na Tabela 3 são apresentados os modelos lineares da regra de Taylor, como pode se ver os resultados dos coeficientes são bastante parecidos apesar da exclusão do termo de suavização da taxa de juros nos modelos. Novamente o modelo selecionado com base no critério AIC e BIC é o modelo 1, evidenciando que o índice de *commodities* e fatores comuns não melhoraram o ajustamento da função de reação do BCB. Os gráficos da Figura C 2, do Apêndice C, mostra o ajustamento ente a Selic estimada e observada destes modelos. Outra observação interessante é que tanto nos modelos lineares ou não lineares o coeficiente  $R^2$  bastante alto. Ademais, como pode ser visto nas Tabelas 2 e 3, os coeficientes das taxas de juros são bastante altos evidenciando autocorrelação das taxas de juros.

#### 4.2 ESTIMATIVAS *OUT-OF-SAMPLE* DA REGRA DE TAYLOR

Apesar do desempenho de previsão *in-sample* de diferentes regras de Taylor *in-sample* seja importante, as desempenho de previsões *out-of-sample* pode ser uma ajuda útil para selecionar o melhor modelo. As previsões fora da amostra (*out-of-sample*) é utilizada para determinar se um dos principais indicadores propostos é potencialmente útil para previsão de uma variável alvo.

Neste trabalho irá utilizar aproximadamente 50% do tamanho da amostra para as previsões fora da amostra, e também utilizará como critério de acurácia dos modelos utilizou-se a raiz do erro quadrado médio (RMSE) e o erro percentual absoluto médio (MAPE). Os resultados das estimativas dos modelos *out-of-sample*, para 1, 2, 3 e 4 passos a frente estão na Tabela 4.

Tabela 4: Previsões fora da amostra (*out-of-sample forecasts*) para  $h = 1, 2, 3$  e 4 Passos a Frente para o Período de 2002:02 à 2015:04

Modelo	1-Passo a Frente		2-Passos a Frente		3-Passos a Frente		4-Passos a Frente	
	RMSE	MAPE	RMSE	MAPE	RMSE	MAPE	RMSE	MAPE
<b>1. Back</b>	0.30085	2.5715	0.54643	4.9093	0.78028	7.0955	1.0020	9.0983
<b>2. Back/e</b>	0.30142	2.5670	0.54925	4.9029	0.78430	7.0951	1.0076	9.0917
<b>3. Back/PC</b>	0.30006	2.5597	0.54948	4.9354	0.78474	7.1433	1.0079	9.1293
<b>4. Back/F1</b>	0.31466	2.6642	0.58613	5.1481	0.83642	7.4429	1.0731	9.4892
<b>5. Back/e/PC</b>	0.30089	2.5577	0.55168	4.9359	0.78796	7.1362	1.0124	9.1196
<b>6. Back/e/F1</b>	0.31481	2.6627	0.58644	5.1474	0.83687	7.4405	1.0737	9.4893

Fonte: elaboração própria com base em dados da pesquisa

Notas: todos os modelos foram rodados utilizando os erros padrão robustos *Newey-West* (HACSE)

Nota: O período de estimação inicial 2002:02 - 2011:02, sendo 50 observações reservadas para as projeções fora da amostra.

A Tabela 4 mostra os resultados das previsões *out-of-sample* 1, 2, 3 e 4 passos a frente dos 6 modelos de regra de Taylor<sup>7</sup>. Os resultados evidenciaram os mesmos resultados das estimações *in-sample* no qual evidenciou que a regra de Taylor simples (modelo1) proporciona o melhor resultado de previsão.

Para todos os passos a frente, o modelo 1 é o que tem o menor RMSE em relação a todos os outros modelos. O modelo 2, no qual inclui a taxa de câmbio nominal apresentou um melhor desempenho de MAPE nos horizontes 2,3 e passos a frente. Vale ainda ressaltar que o modelo 5, apresentou um melhor MAPE para o horizonte 1 de previsão.

As previsões *out-of-sample* confirmaram os resultados *in-sample*, mostrando evidências que a inclusão do índice de *commodities* e de fatores comuns destes índices não melhora o ajustamento da função de reação do BCB. As projeções *out-of-sample*, da Selic estimada e observada para  $h=1$ , encontra-se na Figura C 3, do Apêndice C.

<sup>7</sup> Como os coeficientes dos modelos com o termo de suavização da taxa de juros eram parecidos com os modelos lineares, utilizou-se na previsão fora da amostra somente os modelos lineares.

#### 4 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente trabalho buscou através das diversas especificações da regra de Taylor *backward-looking* e previsões *in-sample* e *out-of-sample*, verificar se a inclusão do índice de *commodities* e de uso de fatores comuns melhora o grau de ajuste da função de reação do BCB.

Os resultados *in-sample*, mostrou que o modelo 1 apresentou melhores resultados com base nos critérios de informação de Akaike (AIC) e o critério de informação Bayesiano (BIC), desta maneira descartando a hipótese que os índices de *commodities* melhorariam o grau de ajuste da função de reação do BCB.

Para confirmar os resultados, foram efetuadas projeções *out-of-sample*, no qual os resultados obtidos foram de encontro com os *in-sample*, confirmando que o modelo 1 apresenta uma melhor desempenho de previsão com base nos critérios RMSE e MAPE.

Desta forma conclui-se que apesar de o Brasil ser um país no qual a maior parte de suas exportações é de *commodities* e por isto estar vulnerável a choques externos, verificou-se que a função de reação do BCB não é sensível à inclusão desta variável. Isto pode ser devido à compensação da taxa de câmbio a movimentos dos preços das commodities e a forte correlação da taxa básica de juros.

## PRINCIPAIS REFERÊNCIAS

CARVALHO, Alexandre de; MOURA, Marcelo L. *What Can Taylor Rules Say About Monetary Policy in Latin America?* Insper Working Paper, WPE: 134/2008.

CHEN, Yu-Chin.; ROGOFF, Kenneth.; ROSSI, Barbara. CAN EXCHANGE RATES FORECAST COMMODITY PRICES? NBER. *Working Paper*, 13901. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w13901>>. Acesso 20 mai. 2014

CLARIDA, Richard; GALÍ, Jordi; GERTLER Martk. The science of monetary policy: a new keynesian perspective. *J. Econ. Lit.*, v. XXXVII, p. 1.661-1.707, Dec. 1999.  
\_\_\_\_\_. Monetary policy rules and macroeconomic stability: evidence and some theory. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 115, p. 147-180, 2000.

CUKIERMAN, Alex; MUSCATELLI, Anton. Nonlinear Taylor Rules and Asymmetric Preferences in Central Banking: Evidence from the United Kingdom and the United States. *The B.E. Journal of Macroeconomics*, v. 8, n. 1, 2008.

DOLADO, J.J., MARIA-DOLORES, R., NAVERIA, M. Are monetary-policy reaction functions asymmetric? The role of nonlinearity in the Phillips curve. *European Economic Review* 49, 485–503, 2005.

ENDERS, W. *Applied econometric time series*. New York: John Wiley & Sons, 1995.

FRAGA, Armínio; GOLDFAJN Ilan, MINELLA André. 2003. Inflation Targeting in Emerging Market Economies. NBER, 2003. Working Paper Series, n.10019. Disponível em: <http://www.nber.org/papers/w10019.pdf>. Acesso em 10 jun. 2015.

FAVERO, C. A.; GIAVAZZI, F. *Why are Brazil's interests rates so high?* Università Bocconi, Innocenzo Gasparini Institute for Economic Research, 2002 (Working Paper, n. 224).

HOLLAND, Márcio. Monetary and exchange rate policies in Brazil after inflation targeting. In: Encontro de Economia da Região Sul, VIII., 2005, Porto Alegre. Anais...Porto Alegre: ANPEC-SUL, 2005.

QIN, Ting; ENDERS, Walter. In-sample and out-of-sample properties of linear and nonlinear Taylor rules. *Journal of Macroeconomics* 30, p.428-443, 2008.

MINELLA, A.; FREITAS, P. S.; GOLDFAJN, I.; MUINHOS, M. K. Inflation Targeting in Brazil: Constructing Credibility under Exchange Rate Volatility. Banco Central do Brasil, *Working Paper Series*, Brasília, DF, n. 77, p.1-38, 2003.

MENDONÇA, Jorge C. de; SACHSIDA, Adolfo.; MEDRANO, Luis A. T. UM MODELO ECONOMÉTRICO PARA PREVISÃO DE IMPOSTOS NO BRASIL. *Economia Aplicada*, v. 17, n. 2, p. 295-329, 2013.

MAKRIDAKIS, Spyros.; WHEELWRIGHT Steven. C.; and HYNDMAN Rob C. Forecasting: *Methods and Applications*. 3rd. ed. New York: John Wiley and Sons, 1998.

MODENESI, André. CONVENÇÃO E RIGIDEZ NA POLÍTICA MONETÁRIA: UMA ESTIMATIVA DA FUNÇÃO DE REAÇÃO DO BCB – 2000-2007. IPEA, Texto para discussão No.1351, Ago., 2008.

SOARES, João J. S; BARBOSA, Fernando H. Regra de Taylor no Brasil: 1999-2005. In: Encontro Nacional de Economia, XXXIV., 2006, Salvador. Anais...Salvador: ANPEC, 2006, p. 1-19.

SOUZA, Rodrigo G. Análise da dinâmica entre preços das *commodities* e inflação no Brasil utilizando fatores comuns e previsões fora da amostra para o período de 2003:02 à 2014:02. ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 42., 2014, Natal. Anais... Natal: ANPEC, 2014. p. 1-20.

\_\_\_\_\_. Uma análise da formação da taxa básica de juros selic na economia brasileira: uma estimativa da função de reação do bcb período 2000-2008. Semana do Economista, XXIV., 2009, Maringá. Anais...Maringá: Semana do Economista (UEM), 2009, p.1-19.

TAYLOR, J. Discretion versus policy rules in practice. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 39, p. 195-214, 1993.

WOODFORD, M. Optimal monetary policy inertia. *Manchester School* 67, 1-35, 1999.

GOODHART, C. Central bankers and uncertainty. *Bank of England Quarterly Bulletin* 39, 102-115, 1999.

## APÊNDICE A- DESCRIÇÃO E ESTATÍSTICA DESCRITIVA DOS DADOS

**Tabela A.1 – Descrição dos dados**

Variáveis	Descrições	Transformação	Sigla	Fonte
Taxa SELIC	Taxa SELIC Anualizada	Nível	selic	BCB (4189*)
Produção Industrial	Produção industrial - indústria geral - quantum - índice dessaz. (média 2012 = 100)	Nível e na primeira diferença	Ind e dind	IBGE
Taxa de Câmbio Nominal	Taxa de câmbio-livre, relação (R\$/U\$) venda, média do período mensal	Nível e Primeira diferença	dcambio	BCB (3698*)
Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA)	Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo em 12 meses	Nível e primeira diferença	IPCA e dipca	IBGE
Desvio da Meta	Diferença entre o IPCA e a meta estipulada pela autoridade monetária	Nível	desvmeta	IBGE e BCB
Hiato do Produto	Diferença entre a produção industrial e sua tendência estimada pelo filtro Hodrick Prescott.	Nível e primeira diferença	hiatopro	IBGE e BCB
Fator Comum	Análise Fatorial, no qual os fatores foram obtidos através da análise de componentes principais	Taxa de crescimento	F1 (componente 1) e F2 (componente 2)	Elaboração própria a partir dos dados do FMI
Preços de todas as <i>Commodities</i>	Índice de preços de todas as <i>commodities</i> , 2005 = 100, inclui tanto índice de preços combustível e não-combustível	Diferença do logaritmo	DLPALLNF	FMI
Preços não combustível	Índice de Preços não-combustível, 2005 = 100, inclui alimentos e bebidas e índice de preços industrial.	Diferença do logaritmo	DLPNFUEL	FMI
Preços de alimento e Bebidas	Índice de Preços de Alimentos e Bebidas de 2005 = 100, inclui índice de preços de Alimentos e Bebidas.	Diferença do logaritmo	DLPFANDB	FMI
Preços de Bebidas	Índice de Preços Bebidas, 2005 = 100, inclui café, chá e cacau	Diferença do logaritmo	DLPBEVE	FMI
Preços de insumos industriais	Índice de Preços de insumos industriais de 2005 = 100, inclui índice de preços de matérias primas agrícolas e índice de preços de metais.	Diferença do logaritmo	DLPINDU	FMI
Preços de matérias primas Agrícolas	Índice de matérias primas agrícolas, 2005=100, inclui índice de preços da madeira, algodão, lã, borracha, e couro cru.	Diferença do logaritmo	DLPRAWM	FMI
Preços de metais	Índice de Preços Metais, 2005 = 100, inclui índice de preços de cobre, alumínio, minério de ferro, estanho, níquel, zinco, chumbo e urânio.	Diferença do logaritmo	DLMETA	FMI
Preços Energia	Índice de combustível (energia), 2005 = 100, inclui índice de preços de óleo cru (petróleo), gás natural e carvão	Diferença do logaritmo	DLPNRG	FMI
Preços Petróleo	Índice de preços Petróleo bruto (petróleo), 2005 = 100, média simples dos três preços à vista; Datação Brent, West Texas Intermediate, e Dubai	Diferença do logaritmo	DLPOILAPSP	FMI

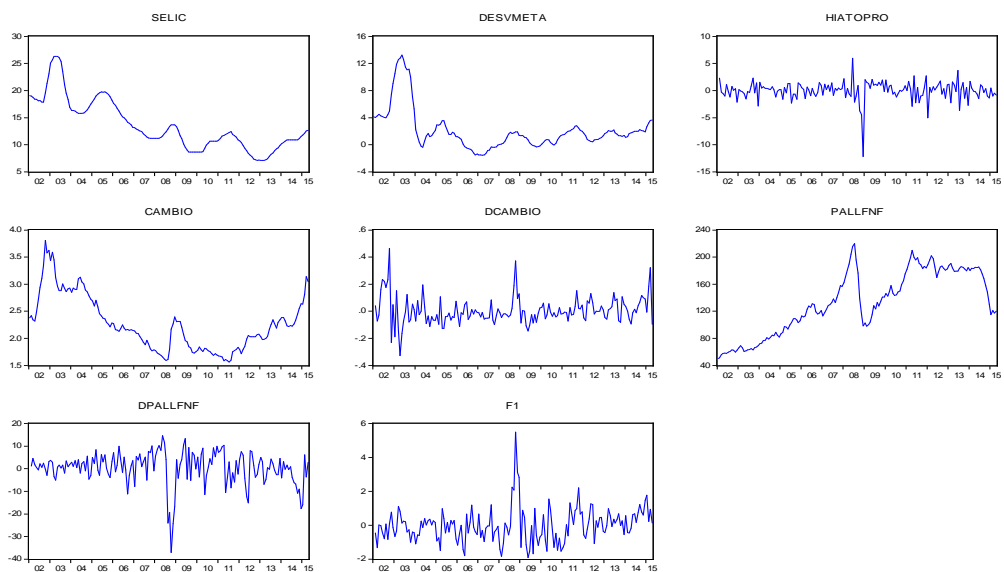
Nota: \*Refere-se ao número das séries no site do Banco Central do Brasil (BCB).



**Tabela A.2 – Estatística descritiva dos Índices de *Commodities* – Média, desvio padrão e matriz de correlação para o período de 2002:02 à 2015:04**

Média e desvio Padrão	
0,005554	0,042351
0,004014	0,031881
0,003845	0,033039
0,004295	0,039766
0,005713	0,051676
0,004145	0,031381
0,006727	0,072749
0,006926	0,084374
0,002673	0,030564

**Figura A.1 - Gráfico das séries para o Período 2002:02 a 2015:04**



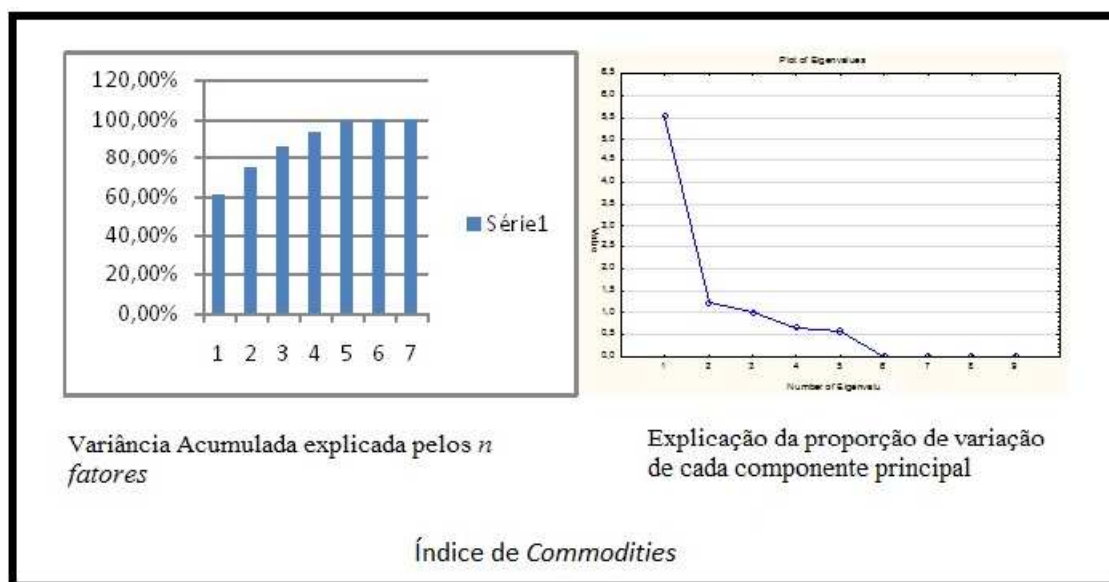
## APÊNDICE B – PRINCIPAIS RESULTADOS DA ANÁLISE FATORIAL

**Tabela B.1 - Autovalores e percentual da variância explicada de cada componente**

Número de componentes	Autovalores			
	Autovalores	% da variância explicada	Autovalores Acumulados	% da variância acumulada
1	5.530563	61.45070	5.530563	61.45070
2	1.217302	13.52557	6.747864	74.97627
3	0.999253	11.10281	7.747117	86.07908
4	0.665183	7.39092	8.412300	93.47000
5	0.575623	6.39581	8.987923	99.86581
6	0.006288	0.06986	8.994211	99.93567
7	0.004736	0.05262	8.998946	99.98829

Fonte: elaboração própria com base em dados da pesquisa.

**Figura B.1 – Variância acumulada e proporção da variância para  $n$  Fatores**

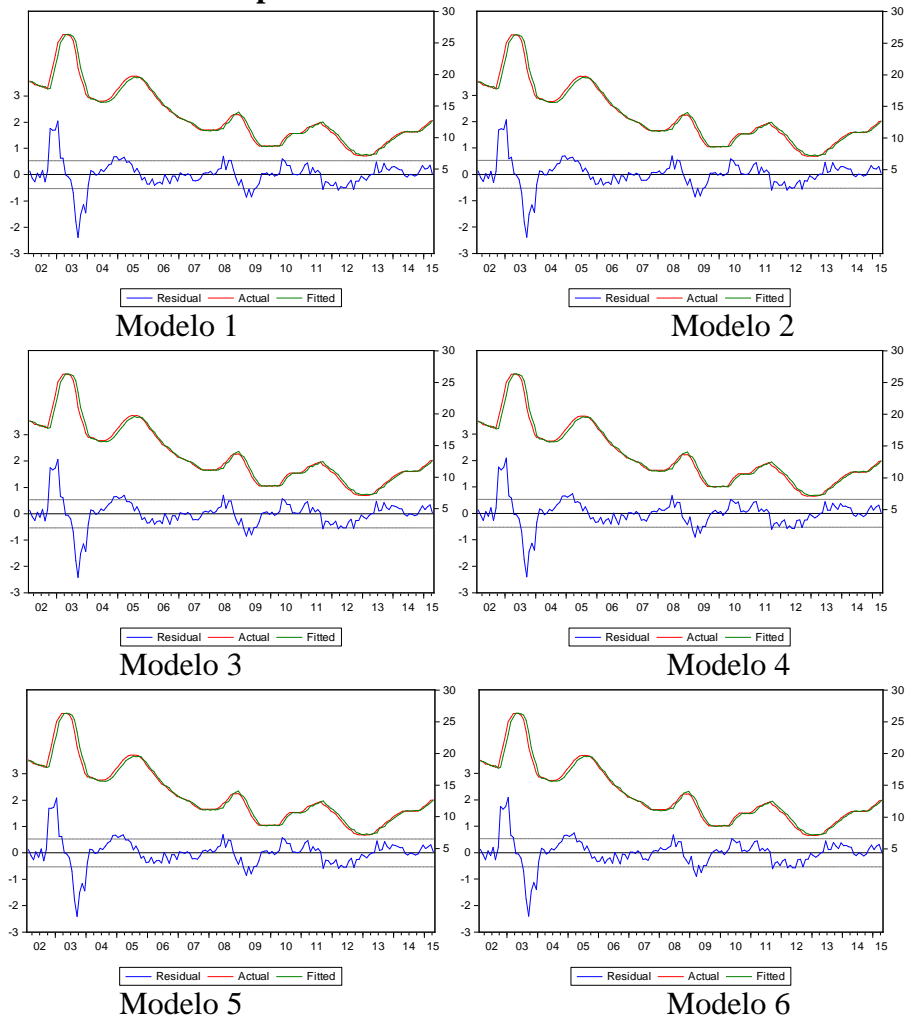


**Figura B.3 – Correlação entre as variáveis explicativas e os  $n$  fatores escolhidos**

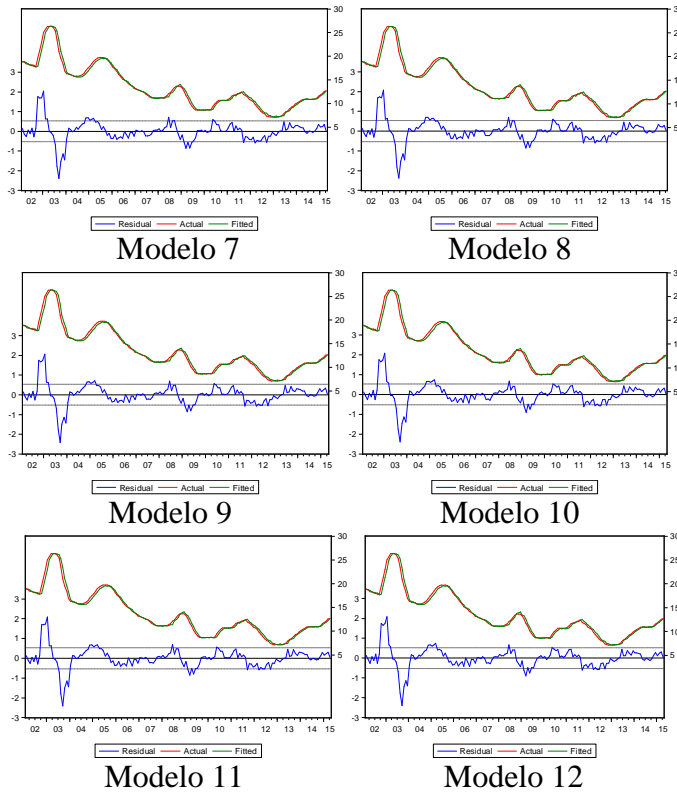
Variable	Communalities (regra de Taylor in regra de Taylor 1) Extraction: Principal components Rotation: Unrotated							
	From 1 Factor	From 2 Factors	From 3 Factors	From 4 Factors	From 5 Factors	From 6 Factors	From 7 Factors	Multiple R-Square
dlnpbeve	0,309951	0,469189	0,489973	0,932987	0,999995	0,999996	0,999998	0,9898
dlnpfandb	0,665919	0,942981	0,961838	0,991556	0,999855	0,999897	0,999938	0,9998
dlnpfood	0,633335	0,890420	0,906210	0,982510	0,999828	0,999862	0,999907	0,9998
dlnpindu	0,749862	0,810015	0,989060	0,989149	0,998409	0,998959	0,999624	0,9978
dlnpmeta	0,651521	0,698871	0,875431	0,887978	0,997636	0,998727	0,999982	0,9904
dlnpnfuel	0,935438	0,950156	0,989755	0,997709	0,998164	0,998832	0,999501	0,9983
dlnpnrg	0,579679	0,749970	0,994728	0,995572	0,997138	0,999020	1,000000	0,9891
dlnpoilapsp	0,562964	0,740675	0,994377	0,995317	0,997197	0,999083	1,000000	0,9888
dlnprawm	0,441894	0,495588	0,545744	0,639522	0,999701	0,999833	0,999997	0,9378

## APÊNDICE C- MODELOS DE PREVISÃO

Figura C.1 – Gráfico da Selic estimada e observada dos modelos *in-sample* não lineares, para o período de 2002:02 à 2015:04



**Figura C.2 – Gráfico da Selic estimada e observada dos modelos *in-sample* lineares, para o período de 2002:02 à 2015:04**



**Figura C.3 - Resumo das previsões 1 Step Forecast Estática para Modelos Lineares**

