

# DISCRICIONARIEDADE NA POLÍTICA MONETÁRIA BRASILEIRA APÓS O PLANO REAL: UM TESTE BASEADO NA CORRELAÇÃO DE LONGO PRAZO ENTRE INFLAÇÃO E PRODUTO<sup>(\*)</sup> <sup>(\*\*)</sup>

*Eurilton Araújo* <sup>\*\*\*</sup>

*Talita Donha* <sup>\*\*\*\*</sup>

**RESUMO:** Este trabalho procurou testar uma implicação do modelo Barro e Gordon para a economia brasileira pós-Plano Real, com a intenção de obter evidências empíricas que pudessem indicar se a Política Monetária Brasileira, após a implantação do Plano Real, pode ser mais plausivelmente descrita como discricionária ou pautada por regras. O teste foi realizado para alguns pares de *proxies* de atividade econômica e inflação. A evidência empírica encontrada representa um indício contrário à condução de uma política discricionária durante o período analisado, julho de 1994 a dezembro de 2006. Essa conclusão vale tanto para o regime de câmbio fixo quanto para o regime de metas de inflação. Ou seja, a coexistência de política monetária pautada por regras e estabilização é o cenário empiricamente mais plausível para o período analisado, à luz do modelo Barro e Gordon.

**PALAVRAS-CHAVE:** vetor autorregressivo; política monetária; estabilização.

**CLASSIFICAÇÃO JEL:** C32; E52; N16.

\* Artigo recebido em 16/09/2010 e aprovado em 09/09/2011.

\*\* As visões expressas neste artigo são as dos autores e não correspondem necessariamente às visões do Banco Central do Brasil. Gostaríamos, adicionalmente, de agradecer ao editor e ao corpo de revisores anônimos pelos comentários e sugestões.

\*\*\* Doutor em Economia pela Northwestern University, analista do Banco Central do Brasil e professor da FUCAPE Business School. Contato: eurilton@gmail.com.

\*\*\*\* Mestre em Economia pelo INSPER. Contato: talitakad@al.insper.eu.br.

## DISCRETION IN BRAZIL'S MONETARY POLICY AFTER THE IMPLEMENTATION OF THE REAL PLAN: A TEST BASED ON THE LONG RUN CORRELATION BETWEEN INFLATION AND OUTPUT

**ABSTRACT:** This paper tests an empirical implication of the Barro and Gordon model for the Brazilian Economy after the *Real Plan* aiming at finding some empirical evidence that could indicate if the Brazilian Monetary Policy, from July 1994 to December 2006, could be most plausibly described as discretionary or committed to rules. The test uses alternative measures of economic activity and inflation. The empirical evidence does not support discretion as the way monetary policy was conducted in the period studied. This conclusion holds for the fixed exchange rate regime and for the inflation target regime as well. In sum, the joint existence of a rule-based monetary policy and economic stabilization is the most plausible scenario for the analyzed sample, under the Barro and Gordon model.

**KEYWORDS:** vector autoregression; monetary policy; stabilization.

## 1. INTRODUÇÃO

A instabilidade macroeconômica era a norma antes do Plano Real, entendido enquanto conjunto de medidas adotadas no final de Junho de 1994 para reduzir a inflação. Com a estabilização econômica, algumas questões importantes passam a dominar o cenário. Uma delas é o papel das regras na Política Monetária. Desse modo, para o caso brasileiro, é importante entender o papel desempenhado pelo grau de discricionariedade da Política Monetária no período após a estabilização. Assim, este artigo tenta obter alguma evidência empírica sugerindo que a estabilização tenha sido acompanhada pela adoção de uma Política Monetária pautada por regras. Dado que estamos interessados no período pós-Real, definido como o período de tempo após a adoção das medidas em Junho de 1994, vale a pena fazer um breve resumo do impacto do Plano Real na economia brasileira.

O Plano Real foi mais uma tentativa do governo para alcançar a estabilização econômica. O objetivo principal foi reduzir a inflação crônica que persistia por três décadas. Diferentemente das tentativas fracassadas anteriores, o plano obteve êxito no controle da inflação. O programa de estabilização, segundo Baer (2002), estava baseado em um ajuste fiscal e depois em um sistema de indexação que culminaria com uma nova moeda para o Brasil. O ajuste fiscal, além da redução de gastos públicos, contou com aumento de 5% de impostos, a criação de um fundo de emergência, recebendo 15% do total de receitas, para um ajuste imediato até que emendas constitucionais, transferindo responsabilidades aos governos estaduais e municipais fossem aprovadas. O novo sistema de indexação da economia, através da adoção da URV<sup>1</sup>, tinha por objetivo fazer com que uma parcela maior dos preços fosse cotada nessa unidade, que seria estável por construção, uma vez que era atrelada ao dólar. Desse modo, a memória inflacionária em relação ao Cruzeiro Real seria esquecida gradativamente, até que a URV deixasse de ser apenas uma unidade de conta e assumisse todas as funções essenciais de moeda.

Logo após a implantação do Plano Real, a adoção de metas monetárias e o aumento da taxa de juros buscaram estabilizar a oferta e demanda por moeda e incentivar a entrada de investimentos estrangeiros. O câmbio nominal era aproximadamente fixo, pois existia a possibilidade de variação dentro de uma banda. O objetivo dessa política era manter o câmbio o mais estável possível para garantir o valor da nova moeda nascida a partir da URV.

---

<sup>1</sup> Unidade Real de Valor (URV), instituída no Brasil em 1994, serviu como moeda de conta, na implantação do Plano Real, em que era usada como referencial para o Cruzeiro Real, até que fosse emitida, quando passou a ser chamada de Real.

Segundo Giambiagi (2005), apesar do sucesso em combater a inflação, o Plano Real não conseguiu resolver o problema do alto déficit fiscal e o desequilíbrio entre importação e exportação, agravado pela taxa de câmbio valorizada artificialmente. Essa situação foi agravada por crises internacionais, levando a um aumento da dívida interna e do déficit externo, alimentando as expectativas de insolvência em longo prazo. O país passou a uma posição de extrema vulnerabilidade nas suas contas externas e junto ao mercado internacional, ocasionando uma fuga do capital estrangeiro. Essa situação se tornou insustentável após a moratória russa em 1998.

Nesse contexto, taxas de juros elevadas não pareciam capazes de evitar uma desvalorização. Em novembro de 1998, segundo Baer (2002), o Fundo Monetário Internacional (FMI) coordenou um pacote para viabilizar a manutenção do regime cambial brasileiro, reduzir a fuga de capitais e evitar um colapso, semelhante ao da Rússia em 1998, e ao da Ásia em 1997, o qual poderia causar um grande impacto no sistema financeiro internacional. Logo depois, em janeiro de 1999, o regime de câmbio flutuante foi adotado e a moeda brasileira desvalorizou 40% em dois meses. Em junho de 1999, o governo adotou o regime monetário de metas de inflação. Segundo Giambiagi (2005), o regime de metas pode ser encarado como um substituto da “âncora cambial”, tendo por objetivo administrar as expectativas dos agentes em relação à inflação, visando manter a estabilidade de preços alcançada durante o regime anterior à desvalorização do Real.

De fato, estabilidade econômica não implica necessariamente em uma política monetária pautada por regras, embora pareça bastante intuitivo que ambas estejam relacionadas. Desse modo, é importante tentar obter evidências empíricas sobre o grau de discricionariedade na Política Monetária para o período pós-estabilização.

Assim, este artigo tenta entender o papel da Política Monetária pós-estabilização econômica sob a ótica do Modelo Barro e Gordon. A ideia é saber o que o modelo mais básico sobre formulação de política monetária tem a dizer sobre o comportamento desta, após a estabilização econômica. Assim, outras variáveis potencialmente importantes, mas que não são articuladas na estrutura simples do modelo, não foram consideradas na análise empírica. As conclusões deste artigo estão condicionadas à visão de mundo descrita no modelo teórico usado como base para derivar a implicação empiricamente testável sobre a correlação em longo prazo entre inflação e produto. Assim, outros modelos mais sofisticados podem sugerir implicações adicionais ou mesmo opostas às obtidas à luz do arcabouço Barro e Gordon. Logo, as conclusões aqui apresentadas não devem ser interpretadas de modo contundente e representam apenas uma possível descrição sobre o comportamento da Política Monetária no período pós-Plano Real, a qual é plausível à luz do modelo Barro e Gordon.

Com efeito, o objetivo do trabalho é usar uma implicação empírica do modelo Barro e Gordon para, à luz dessa, avaliar como se comportou a política monetária

brasileira após a implantação do Plano Real. Para tanto, um teste baseado na correlação em longo prazo entre inflação e produto foi realizado no intuito de tentar obter alguma evidência capaz de sugerir se a Política Monetária poderia ser mais plausivelmente descrita, no contexto do modelo Barro e Gordon, como sendo discricionária ou guiada por alguma regra.

O período pós-Real é caracterizado por dois regimes. O primeiro, baseado no câmbio nominal fixo e o segundo guiado por metas de inflação. Existe, então, a possibilidade de que graus distintos de discricionariedade possam existir em diferentes regimes, mesmo que ambos estejam associados à estabilidade macroeconômica. Este trabalho procura avaliar se a Política Monetária, sob a ótica do modelo Barro e Gordon, pode ter sido discricionária ou não durante esses dois períodos mencionados acima. O período pré-Real não foi estudado, uma vez que o mesmo é caracterizado por muitas quebras estruturais, que refletem a instabilidade macroeconômica vigente, inviabilizando a metodologia econométrica empregada.

O artigo está organizado em seis seções além da introdução. A segunda seção apresenta uma versão simplificada do modelo Barro e Gordon, e discute uma implicação empiricamente testável sobre a correlação em longo prazo entre produto e inflação. Nessa seção também são explicitadas as limitações impostas pelas hipóteses do modelo e é feita uma breve revisão da literatura, enfatizando alguns artigos empíricos relevantes. A metodologia econométrica proposta por Den Haan (2000) é abordada na terceira seção. A quarta seção é dedicada à construção da base de dados utilizada. Os resultados do trabalho são apresentados e analisados na quinta seção. A sexta seção discute a plausibilidade dos resultados deste trabalho de um ponto de vista mais geral, levando em conta as limitações impostas pela estrutura do modelo, e sugere extensões. Por fim, uma última seção de conclusão procura sumarizar as contribuições do trabalho.

## **2. MODELO BARRO E GORDON**

Nesta seção discutiremos uma versão do modelo Barro e Gordon, apresentada por Bae (2006), com algumas adaptações. Esse modelo será usado como base para derivar a implicação empírica a ser testada na quinta seção. Como em muitos trabalhos anteriores, manteve-se como modelo básico, a ser avaliado empiricamente, o jogo de Política Monetária desenvolvido por Barro e Gordon. As razões para tanto são as seguintes: esse modelo é o arcabouço canônico para discutir a interação estratégica entre sociedade e Bancos Centrais e a caracterização da solução do jogo é bastante simples, possuindo clara interpretação econômica. Todavia, outras abordagens, como Ruge-Murcia (2003), procuram justificar a existência do viés inflacionário alterando o padrão de simetria da preferência da autoridade monetária no modelo Barro e Gordon padrão.

## 2.1 FORMULAÇÃO TEÓRICA

O modelo possui três elementos básicos: uma curva de oferta de Lucas, uma especificação para evolução do produto potencial e uma função de preferência do Banqueiro Central:

- a) Curva de oferta de Lucas

$$Y_t = Y_t^n - \alpha(\pi_t - \pi_t^e), \alpha < 0 \quad (1)$$

As variáveis envolvidas são: produto ( $Y_t$ ), produto potencial ( $Y_t^n$ ), inflação ( $\pi_t$ ) e inflação esperada ( $\pi_t^e$ ). Se há uma surpresa inflacionária positiva, ou seja,  $\pi_t - \pi_t^e > 0$ ,  $Y_t - Y_t^n$ , chamado hiato do produto, será positivo também, isto é, a economia estará em expansão. Note que, seria possível, como Bae (2006), usar a taxa de desemprego: neste caso, teríamos  $\alpha > 0$ .

- b) Especificação para o Produto Potencial

No modelo o produto potencial é uma variável exógena que evolui de acordo com a seguinte equação:

$$Y_t^n = \lambda Y_{t-1}^n + (1 - \lambda) \bar{Y}^n + \xi_t \quad (2)$$

A estrutura acima é um processo autorregressivo de primeira ordem (AR(1)) e busca capturar a persistência do produto potencial. O choque  $\xi_t$ , com variância constante, é tal que  $E_{t-1}$  e não existe autocorrelação.

- c) Função de preferência do Banqueiro Central.

$$Z_t = a(Y_t - kY_t^n)^2 + b(\pi_t)^2, \text{ em que } a > 0, b > 0 \text{ e } k > 1 \quad (3)$$

A função de preferência representa os custos associados à inflação e hiato do produto fora dos níveis especificados como desejáveis pelo Banco Central, que são: inflação nula e produto igual a  $kY_t^n$ . Como é tradicional em versões simples do modelo Barro e Gordon, o Banco Central procura atingir uma meta de produto ambiciosa e levar a economia a um patamar de produto potencial acima do factível ( $Y_t^n$ ).

O equilíbrio discricionário é a solução do seguinte problema:

$$\underset{\pi_t}{\text{Min}} E_{t-1} Z_t$$

sujeito às restrições (1) e (2); em que  $E_{t-1}$  denota o valor esperado em  $t-1$ .

A condição de primeira ordem é:

$$E_{t-1} \{-2a\alpha[(1-k)y_t^n - \alpha(\pi_t - \pi_t^e)] + 2b\pi_t\} = 0 \quad (4)$$

Usando a hipótese de expectativas racionais, ou seja,  $\pi_t = \pi_t^e$ , temos:

$$\pi_t = \frac{a\alpha}{b}(1-k)E_{t-1}(Y_t^n) \tag{5}$$

A equação acima vem diretamente da condição de primeira ordem.

Voltamos à curva de oferta de Lucas, em (1) temos:

$$Y_t = Y_t^n \tag{6}$$

Usando (2) para calcular  $E_{t-1}(Y_t^n)$  e substituindo o resultado em (5), temos:

$$\pi_t = \frac{a\alpha(1-k)}{b}[\lambda Y_{t-1}^n + (1-\lambda)\bar{Y}^n] \tag{7}$$

Usando (6) e (2), podemos mostrar que:

$$\lambda Y_{t-1}^n + (1-\lambda)\bar{Y}^n = Y_t - \xi_t \tag{8}$$

Substituindo em (7):

$$\pi_t = \frac{a\alpha(1-k)}{b}[Y_t - \xi_t] \tag{9}$$

Definimos a constante A como  $A = \frac{a\alpha}{b}(1-k)$ . Note que como  $k > 1$  e  $a < 0$ , temos  $A > 0$ .

Definimos o ruído  $\eta_t = -A\xi_t$ . Note que  $E_{t-1}(\eta_t) = 0$ , pois  $(E_{t-1}(\xi_t)) = 0$  por hipótese. Desse modo, podemos reescrever (9) como:

$$\pi_t = AY_t + \eta_t, \text{ em que } E_{t-1}(\eta_t) = 0 \text{ e } A > 0.$$

A expressão acima mostra uma relação linear em longo prazo entre  $\pi_t$  e  $Y_t$ . Ou seja,  $\pi_t = AY_t$  vale como tendência. Qualquer afastamento dessa relação se deve a  $\eta_t$ , e não será sistemático, pois  $E_{t-1}(\eta_t) = 0$ . Como  $A > 0$ , isso implica dizer que a correlação em longo prazo entre inflação e produto, em um equilíbrio discricionário, é inequivocamente positiva.

Em resumo, o modelo Barro e Gordon, supondo que a condução da Política Monetária seja feita de forma discricionária, gera a seguinte implicação: a correlação em longo prazo entre inflação e produto é indubitavelmente positiva. Essa implicação pode ser testada estatisticamente. A metodologia usada para operacionalizar o teste dessa implicação será discutida na próxima seção. Antes, porém, discutiremos as limitações do modelo Barro e Gordon e algumas implicações de suas hipóteses para a parte empírica deste trabalho. Na sequência, faremos uma breve revisão da literatura empírica relacionada com o tema deste trabalho.

## 2.2 LIMITAÇÕES E IMPLICAÇÕES

A adoção, como referencial teórico, do modelo Barro e Gordon possui implicações para a subsequente análise empírica. Primeiro, o modelo não considera variáveis relacionadas com o setor externo da economia, especialmente o comportamento da taxa de câmbio. O efeito da transmissão de choques externos para a economia brasileira também não pode ser analisado sob a ótica do modelo.

O modelo também pressupõe expectativas racionais. Assim, qualquer tipo de consideração sobre aprendizado da sociedade e do Banco Central logo após a estabilização não poderia fazer parte desta análise. Em resumo, existe implicitamente a hipótese de que os agentes econômicos não precisam de tempo para de fato se ambientar a uma nova realidade, em que um novo conjunto de informação precisaria ser usado para a formação de expectativas. O papel do aprendizado dos agentes após um processo de mudança institucional é discutido em Hutchison e Walsh (1998) com relação à experiência da Nova Zelândia ao adotar o Regime de Metas de Inflação.

Uma limitação do modelo teórico que merece destaque é o fato de que a curva de oferta, descrita em (1), não apresenta um choque de oferta de modo explícito. Todavia, o choque de oferta é incorporado ao modelo na especificação para o produto potencial. Contudo, continuamos mantendo a hipótese tradicional de que esse choque possui média zero. É preciso, porém, justificar essa hipótese e mostrar que a relação em longo prazo entre inflação e produto ( $\pi_t = AY_t$ ), a qual fundamenta a análise empírica, é válida a despeito dessa hipótese.

O primeiro passo é relacionar o choque de oferta a variáveis econômicas observadas. Blanchard e Galí (2007) propõem um modelo no qual a função de produção usada depende de um insumo não produzido, com oferta exógena. Temos, então, a função de produção  $Y = M^\alpha N^{1-\alpha}$ , em que  $M$  é o insumo não produzido e  $N$  é trabalho. Blanchard e Galí (2007) mostram que o choque de oferta, nesse caso, é uma variável mensurável. Com efeito, o choque de oferta corresponde a variações nos preços do insumo não produzido, denotadas por  $\Delta v$ . De fato, na página 53 do artigo de Blanchard e Galí (2007), a equação (28) mostra uma curva de Phillips Novo-Keynesiana com um choque de oferta explícito. Em sua aplicação empírica, os referidos autores utilizam a variação do índice de preços ao produtor relativamente ao deflator do PIB.

O segundo passo consiste em notar que variações de preços de insumo, as quais correspondem a choques de oferta observados em economias estáveis, são variáveis estacionárias, ou seja, oscilam sem nenhum comportamento explosivo em torno de uma média bem estabelecida. É possível empregar testes para identificar a presença de raiz unitária para a variável usada originalmente em Blanchard e Galí (2007). Dada a estabilidade da inflação americana a partir de meados dos anos 1980, após

a desinflação de Volcker, esses testes geralmente indicam que  $\Delta v$  é uma variável estacionária. Adicionalmente, Divino e Mazali (2010) estimam a curva de Phillips proposta em Blanchard e Galí (2007) para o Brasil, utilizando a oscilação da taxa de câmbio como variável observada para  $\Delta v$ . Com efeito, Divino e Mazali (2010) mostram, na Tabela 1 de seu artigo, que a escolha feita para  $\Delta v$  é uma variável estacionária para uma amostra que começa em 1999.

Desse modo, a evidência empírica de que  $\Delta v$  pode ser considerada uma variável estacionária, nos permite então escrevê-la como  $\Delta v = m + \xi_t$ , sendo a média de  $\xi_t$  zero e  $m \neq 0$ . Na equação (2) para o produto potencial, a média não nula do choque  $\Delta v$ , denotada por  $m$ , fica incorporada ao termo constante  $(1-\lambda)\bar{Y}^n$ . Em suma, como as variáveis usadas para medir  $\Delta v$  são estacionárias, sua média fica incorporada ao termo constante da equação para o produto potencial, fazendo com que possamos supor que  $\xi_t$  seja um choque de oferta com média nula, sem prejudicar a implicação em longo prazo derivada a partir do modelo. Por fim, também mantemos a hipótese de que  $\xi_t$  é um ruído branco, isto é, não possui estrutura de autocorrelação. Mesmo que o processo  $\xi_t$  fosse descrito por um modelo da família de processos autorregressivos com médias móveis (ARMA), a implicação em longo prazo continua válida uma vez que a média de  $\xi_t$  é nula, ocasionando um erro  $\eta_t$  em média nulo. Se  $\xi_t$  fosse um processo autocorrelacionado, o erro  $\eta_t$  também apresentaria uma estrutura de autocorrelação. A presença dessa estrutura de autocorrelação traz consequências apenas em curto prazo, com desvios mais persistentes da relação entre inflação e produto de seu valor em longo prazo. Todavia, em longo prazo, a relação  $\pi_t = AY_t$  continuaria válida, pois  $\eta_t$  possui média zero.

Assim, os custos da escolha do modelo Barro e Gordon estão relacionados com os limites impostos pelas hipóteses do mesmo e que restringem a análise empírica a duas variáveis (inflação e atividade econômica) e que não permitem considerar outros efeitos que estariam atuando na economia brasileira no período pós-estabilização. A adoção de um modelo mais complexo com vários choques, possibilitando maior inclusão de variáveis e de efeitos na análise pode, entretanto, dificultar extremamente a obtenção analítica de uma implicação robusta que permitisse a distinção de um regime discricionário em comparação a um regime de comprometimento. Sem um resultado analítico, qualquer implicação fica dependendo de configurações específicas para os parâmetros do modelo usado como referencial teórico.

A vantagem é que o modelo possui uma previsão bem clara sobre a relação em longo prazo entre inflação e produto. Todavia, a maneira como essa implicação será usada para a obtenção de alguma evidência sobre o modo mais plausível de se entender a política monetária precisa ser esclarecida. Efetivamente, temos que a política discricionária implica em uma correlação positiva em longo prazo entre inflação e produto. Contudo, essa não é uma condição necessária e suficiente. Em tese, a possibilidade de

uma correlação negativa em longo prazo abriria as portas para várias possibilidades. Todavia, de modo dicotômico, dois tipos de equilíbrios, o discricionário e o baseado em comprometimento, são considerados quando o modelo é tradicionalmente analisado. Desse modo, nesse contexto dicotômico, a possibilidade de rejeição de uma correlação em longo prazo positiva é indício de que o equilíbrio seria o de comprometimento a regras. Dessa feita, ao considerar apenas duas possibilidades polares de comportamento para o Banco Central, é possível usar um teste sobre o sinal da correlação em longo prazo entre inflação e produto para obter evidências sobre a natureza da política monetária, à luz dos dois equilíbrios tradicionalmente estudados para o modelo.

### 2.3 LITERATURA EMPÍRICA

A revisão apresentada não será extensiva, ou seja, não se trata de discutir a imensa literatura teórica e empírica sobre o modelo Barro e Gordon e seus desdobramentos, mas apenas de relacionar o presente trabalho a contribuições similares em escopo. Dessa forma, nos restringiremos a rever artigos que procuram avaliar empiricamente alguma implicação do modelo Barro e Gordon. Em geral, esses artigos concentram-se na análise de dados americanos, usando metodologias econométricas diversas.

Christiano e Fitzgerald (2003) usam análise espectral para avaliar empiricamente as implicações do modelo Barro e Gordon para a correlação entre taxa de desemprego e inflação em várias bandas de frequência. A metodologia econométrica do artigo permite obter implicações adicionais sobre o padrão de *leads* e *lags* entre desemprego e inflação. Todavia, para comparar os resultados qualitativamente com os deste trabalho, nos restringiremos à implicação relativa a correlações associadas às baixas e altas frequências. Os autores encontraram correlação negativa entre componentes de baixa frequência de inflação e desemprego entre 1900 e 1960 e positiva entre 1961 e 1997, usando dados anuais. A correlação entre componentes de alta frequência é sempre negativa. Esse padrão respalda a visão de que no início do período havia alguma noção de comprometimento por parte da autoridade monetária, e que isso teria mudado para a segunda parte da amostra, em que predominaria algo próximo ao equilíbrio discricionário.

Os resultados para dados mensais e trimestrais mostram correlação negativa entre as componentes de alta frequência, porém positivas para as baixas frequências. Esse resultado, usando dados a partir de 1961, mostra que a experiência americana teria sido caracterizada por políticas discricionárias, especialmente nas décadas de 1960 e 1970. Contudo, essa visão é questionada por Orphanides (2001 e 2003), que aponta para a baixa qualidade dos dados usados em tempo real na tomada de decisão por parte da autoridade monetária e do impacto disso na dinâmica das taxas de juros e inflação americanas.

Outro artigo importante encontra-se em Ireland (1999). Nesse artigo, usando um modelo muito próximo ao desenvolvido neste trabalho, o autor deriva implicações em curto e longo prazo advindas da análise do equilíbrio discricionário do modelo Barro e Gordon. A implicação em longo prazo seria a existência de uma relação de cointegração entre inflação e desemprego. Todavia, essa implicação é muito forte e deriva a partir de hipóteses restritivas acerca do processo que governa a taxa natural de desemprego. Ireland mostra que existe cointegração nos dados americanos para uma amostra de 1960 a 1997 com dados trimestrais. Contudo, as implicações em curto prazo do modelo não foram verificadas na amostra estudada.

Uma extensão de Ireland no que tange à implicação em longo prazo é o trabalho de Bae (2006). Nesse artigo, não há a necessidade de supor que inflação e desemprego são não estacionárias e que se cointegram. Basta analisar o padrão de correlação em longo prazo, usando a metodologia econométrica em Den Haan (2000), na qual não é necessário nenhum tipo de padrão garantindo que as séries estudadas sejam todas estacionárias, ou que todas apresentem raiz unitária. Esse trabalho é bastante similar metodologicamente ao artigo de Bae (2006), buscando avaliar a implicação do modelo Barro e Gordon para os dados brasileiros no período posterior a estabilização conseguida após o Plano Real.

Por fim, Ruge-Murcia (2003) discute uma alternativa baseada em preferências assimétricas. Os resultados empíricos desse artigo rejeitam o padrão tradicional de preferência quadrática em Barro e Gordon. Mesmo assim, por sua simplicidade e elegância, o modelo Barro e Gordon é sempre a primeira alternativa como *benchmark* em discussões sobre Política Monetária, daí a importância de primeiro testá-lo em várias dimensões antes de investir em uma estrutura analiticamente mais complexa.

### 3. METODOLOGIA ECONOMÉTRICA

Na segunda seção, mostramos que, no modelo Barro e Gordon, a Política Monetária discricionária implica em correlação positiva em longo prazo entre inflação e produto. Para testar essa implicação, é preciso uma metodologia que permita computar correlações em diferentes horizontes de tempo, pois assim podemos distinguir o curto prazo do longo prazo. Para tanto, um método foi desenvolvido por Den Haan (2000). Nos parágrafos a seguir, apresentaremos uma descrição sucinta do método.

Considere o vetor  $X_t$ , contendo uma medida de atividade econômica ( $Y_t$ ) e uma medida de inflação ( $\pi_t$ ). O primeiro passo consiste em especificar um vetor autor-regressivo (VAR), descrevendo a dinâmica entre  $Y_t$  e  $\pi_t$ . O VAR pode incluir termos determinísticos (um polinômio descrevendo uma tendência determinística linear ou quadrática).

Desse modo, temos:

$$X_t = \gamma_1 + \gamma_2 t + \gamma_3 t^2 + \sum_{i=1}^L A_i X_{t-i} + U_t$$

em que  $L$  é o número de defasagens incluído na especificação e  $g(t) = \gamma_1 + \gamma_2 t + \gamma_3 t^2$  é um termo determinístico que busca capturar um comportamento de tendência. O termo  $U_t$  representa um vetor de ruídos brancos, em que  $E(U_t) = 0$ ,  $E(U_t U_t^T) = \Omega$  e  $E(U_t U_s^T) = 0$  para  $s \neq t$ .

A metodologia de Den Haan computa a correlação entre os erros de previsão, para  $Y_t$  e  $\pi_t$ ,  $H$  períodos à frente. Logo, se  $H$  for um número baixo, estaremos calculando uma correlação em curto prazo. Caso o valor de  $H$  seja alto, estaremos computando uma correlação em longo prazo. Contudo, não há definição precisa sobre o valor de  $H$  a partir do qual o longo prazo é caracterizado. Com efeito, isso depende fortemente do tamanho da amostra.

Especificamente temos:

$$e_{t+H|t}^y = Y_{t+H} - E_t(Y_{t+H})$$

$$e_{t+H|t}^\pi = \pi_{t+H} - E_t(\pi_{t+H})$$

$e_{t+H|t}^y$  e  $e_{t+H|t}^\pi$  são os erros de previsão para o horizonte de  $H$  períodos, dado o conjunto de informação na data  $t$  para  $Y_{t+H}$  e  $\pi_{t+H}$ .

É possível, dado um valor de  $H$ , computar esses erros para cada data  $t$  da amostra, obtendo-se, portanto, uma série temporal para esses erros de previsão. A correlação associada ao horizonte  $H$  é dada por:

$$\text{corr}(H) = \frac{\text{cov}(e_{t+H|t}^y, e_{t+H|t}^\pi | t)}{DP(e_{t+H|t}^y | t) DP(e_{t+H|t}^\pi | t)}$$

em que  $DP(e_{t+H|t}^y | t)$  é o operador covariância;  $DP(e_{t+H|t}^y | t)$  e  $DP(e_{t+H|t}^\pi | t)$  denotam os desvios-padrão das respectivas variáveis.

Dado o VAR especificado e a equação acima, é possível computar intervalos de confiança para  $\text{corr}(H)$ , usando simulação (*bootstrap*). Com isso, é possível avaliar a hipótese estatística de que  $\text{corr}(H)$  tenha um dado sinal. Isso é o que precisamos para testar a implicação do modelo Barro e Gordon derivada da seção anterior. Uma grande vantagem desse método é que as variáveis em  $X_t$  não precisam ser estacionárias.

Se as séries forem estacionárias,  $\text{corr}(H)$  convergirá para a correlação não condicional das variáveis em  $X_t$  quando  $H$  tender a infinito. Mesmo se alguma das séries em  $X_t$  for  $I(1)$ , o Apêndice B, em Den Haan (2000), mostra que, nesse caso,  $\text{corr}(H)$

pode também ser estimada consistentemente, embora ela talvez não convirja para a correlação não condicional. Esse resultado depende da correta especificação do VAR. Para tanto, usam-se critérios de informação para determinar o número de defasagens  $L$ , bem como a tendência determinística mais adequada.

#### 4. BASE DE DADOS

Este trabalho leva em consideração duas variáveis, a primeira consiste em uma medida de atividade econômica, a segunda é uma medida de inflação. Essas são as variáveis endógenas do modelo Barro e Gordon, conforme a formulação teórica apresentada na segunda seção. Várias são as *proxies* possíveis para as variáveis em questão. Para atividade econômica: índice de produção industrial (IPI) e produto interno bruto (PIB); e para inflação: índice nacional de preços ao consumidor amplo (IPCA) e índice geral de preços do mercado (IGPM).

O IPI, mesmo que restrito a apenas um setor, é construído a partir de uma metodologia bem estabelecida e, em geral, outras *proxies* correlacionariam a ele. Diante de tal justificativa, ainda cabe o contra-argumento de que tal variável é muito limitada e que setores como serviços são muito importantes para economias modernas. Dessa forma, é interessante utilizar outra *proxy* mais abrangente com a intenção de checar a robustez dos resultados: o PIB.

O mesmo argumento vale para a inflação baseada no IPCA, escolhida como variável, uma vez que o regime de metas se baseia atualmente nesse índice. Contudo, é interessante avaliar um índice mais geral de preços. Portanto, empregamos alternativamente o IGPM.

A Tabela 1 resume a construção da base de dados, cujas variáveis estão em frequência mensal, de julho de 1994 a dezembro de 2006.

**Tabela 1 – Descrição das variáveis para construção do banco de dados**

Variável	Fonte	Período	Periodicidade
IPI	IPEADATA	07/1994 a 12/2006	Mensal
PIB Nominal	BACEN	07/1994 a 12/2006	Mensal
IPCA	IPEADATA	07/1994 a 12/2006	Mensal
IGPM	IPEADATA	07/1994 a 12/2006	Mensal

Os dados acima foram transformados da seguinte maneira: as taxas de inflação foram computadas como primeira diferença dos índices de preços em escala logarítmica. As variáveis relacionadas com a atividade econômica foram transformadas para escala logarítmica, depois foram construídas as séries de PIB real, baseadas em IPCA e IGPM. Finalmente, o padrão sazonal de todas as séries foi removido pelo método X-12<sup>2</sup>. Os testes usuais para detectar a presença de raiz unitária não foram realizados uma vez que a metodologia econométrica, descrita na terceira seção, independe da ordem de integração das variáveis.

Os gráficos das variáveis são apresentados no Apêndice 1. O Gráfico 1 mostra a série temporal do índice de produção industrial. O Gráfico 2 traz as séries de PIB real. Finalmente, as taxas de inflação se encontram no Gráfico 3. Todos os gráficos se referem à amostra completa.

Conforme mencionado anteriormente, a intenção do estudo é avaliar se a estabilização econômica implicou na adoção de regras e não em ações discricionárias pelo Banco Central. Institucionalmente, após o Plano Real, existiram dois regimes. O primeiro, com a economia funcionando com o câmbio fixo e o segundo, associado à implantação do regime de metas. Empiricamente, existe a possibilidade de que estabilização e discricionariade possam existir em regimes diferentes. Desse modo, apesar da amostra ser relativamente pequena para o regime de câmbio fixo, esse regime foi avaliado separadamente.

Assim, o estudo é feito em três amostras distintas. A primeira que compreende o período de julho de 1994 a dezembro de 2006. A segunda consiste em uma subamostra associada ao regime de câmbio fixo, de julho de 1994 a junho de 1999. E a terceira, uma subamostra relacionada com o período após a adoção do regime de metas de inflação, que corresponde de julho de 1999 a dezembro de 2006.

Estatísticas descritivas para essas variáveis são apresentadas nas Tabelas 2, 3 e 4.

---

<sup>2</sup> Basicamente, o método X-12 é uma metodologia estatística, desenvolvida pelo *U.S. BUREAU OF THE CENSUS*, que permite decompor uma série de tempo em termos de sua tendência, ciclo, sazonalidade e componente irregular.

**Tabela 2 – Amostra completa (07/1994 a 12/2006)**

Estatística	IPI	PIB (IPCA)	PIB (IGPM)	Inflação (IPCA)	Inflação (IGPM)
Média	4,5764	4,0193	6,1789	0,0074	0,0110
Desvio-padrão	0,0916	0,1193	0,0567	0,0079	0,0287

**Tabela 3 – Amostra câmbio fixo (07/1994 a 06/1999)**

Estatística	IPI	PIB (IPCA)	PIB (IGPM)	Inflação (IPCA)	Inflação (IGPM)
Média	4,4942	3,9027	6,1881	0,0095	0,0147
Desvio-padrão	0,0356	0,0676	0,0736	0,0107	0,0438

**Tabela 4 – Amostra regime de metas (07/1999 a 12/2006)**

Estatística	IPI	PIB (IPCA)	PIB (IGPM)	Inflação (IPCA)	Inflação (IGPM)
Média	4,6318	4,0979	6,1727	0,0060	0,0085
Desvio-padrão	0,0746	0,0734	0,0410	0,0049	0,0096

As Tabelas 3 e 4 permitem comparar, ainda que de modo exploratório, o desempenho macroeconômico entre os regimes de câmbio fixo e o de metas de inflação. Em termos de média, as *proxies* de atividade econômica diferem muito pouco. A média da produção industrial cresceu 3,06%, a média do PIB real deflacionado pelo IGPM foi acrescida de 5%. O PIB real deflacionado pelo IGPM teve sua média decrescida de 0,2%. O índice de produção industrial e o PIB real, deflacionados pelo IPCA, ficaram mais voláteis no regime de metas. O contrário se verifica para o PIB real deflacionado pelo IGPM.

As taxas de inflação foram substancialmente reduzidas, em média, para o período de metas. A redução foi de 36,8% para a taxa baseada no IPCA, e de 42,17% para a taxa associada ao IGPM. As taxas de inflação ficaram muito menos voláteis após a adoção do regime de metas.

Em suma, o regime de metas está associado a drásticas reduções na média e na volatilidade da inflação. Em média, o nível de atividade econômica não mudou entre os regimes. Não há regularidade para a volatilidade da atividade econômica que seja uniforme para as três *proxies* estudadas.

## 5. RESULTADOS

A partir do modelo Barro e Gordon apresentado na segunda seção, podemos construir um teste baseado na correlação em longo prazo entre atividade econômica e inflação, para avaliar se a Política Monetária foi ou não discricionária no período de análise. No caso do Banco Central ter adotado uma política discricionária, a correlação em longo prazo entre as variáveis mencionadas é indubitavelmente positiva. Dessa forma, podemos especificar as seguintes hipóteses sobre a correlação em longo prazo entre atividade econômica e inflação:

$$H_0 : corr_{LP}(y, \pi) \leq 0$$

$$H_a : corr_{LP}(y, \pi) > 0$$

De fato se rejeitamos  $H_0$ , chegamos à conclusão que a Política Monetária foi discricionária. No contexto de nossa metodologia econométrica, a rejeição de  $H_0$  está associada a correlações em longo prazo dentro de intervalos de confiança formados por limites superiores e inferiores estritamente positivos.

Antes de analisar os padrões de correlação em longo prazo para as variáveis estudadas, discutiremos as características dos VARs estimados. A especificação do VAR para os pares de *proxies* de atividade econômica e inflação foi feita automaticamente, utilizando o critério de Akaike (AIC) conforme Den Haan (2000) e Bae (2006). A escolha é feita de modo que o VAR possa demonstrar termos determinísticos como constante e tendências linear e quadrática, além de um número máximo de defasagens igual a 6. As características de cada VAR bivariado são apresentadas na Tabela 5.

As correlações em longo prazo para os pares de atividade econômica e inflação se encontram no Apêndice 2, em que os gráficos mostram a correlação entre as variáveis para diferentes horizontes, conforme discutido na terceira seção. Duas medidas de correlação são apresentadas. A primeira é a média obtida por simulação, baseada em 1.000 replicações, a partir dos VARs especificados para cada par de variáveis. A segunda medida é a correlação para diferentes horizontes, calculada usando as séries reais para as diferentes amostras. Cada gráfico mostra uma banda de confiança de 90%. Cabe notar que as correlações convergem rapidamente, após um número relativamente baixo de períodos, para um dado valor estável em longo prazo. A análise e discussão dos resultados são feitas a seguir, para cada par de *proxies* de atividade econômica e inflação, nos três subperíodos considerados.

**Tabela 5 – Características de VARs estimados**

Variáveis	Período da Amostra	Tendência Linear	Tendência Quadrática	Número de Lags	AIC
PIB (IGP)	07/1994 a 12/2006	Sim	Não	5	-17.7126
PIB (IGP)	07/1994 a 06/1999	Não	Sim	3	-17.3006
PIB (IGP)	07/1999 a 12/2006	Não	Sim	3	-18.709
PIB (IPC)	07/1994 a 12/2006	Sim	Não	3	-18.8837
PIB (IPC)	07/1994 a 06/1999	Não	Sim	2	-18.6774
PIB (IPC)	07/1999 a 12/2006	Não	Sim	1	-19.4477
PROD (IGP)	07/1994 a 12/2006	Sim	Não	1	-17.9687
PROD (IGP)	07/1994 a 06/1999	Não	Não	1	-17.1979
PROD (IGP)	07/1999 a 12/2006	Sim	Não	2	-18.7973
PROD (IPC)	07/1994 a 12/2006	Não	Sim	1	-19.0257
PROD (IPC)	07/1994 a 06/1999	Não	Sim	3	-18.7696
PROD (IPC)	07/1999 a 12/2006	Não	Sim	1	-19.6198

Ao empregar IPI e inflação baseadas no IPCA, conforme mostra o Gráfico 4 (Apêndice 2), o limite superior da banda é positivo e o limite inferior é negativo independentemente da amostra. Logo, não temos evidência para rejeitar  $H_0$ , o que implica em pouca evidência suportando um regime discricionário para a Política Monetária. Contudo, os valores pontuais para a correlação em longo prazo diferem um pouco de acordo com a amostra usada. Para a amostra completa e no período do regime de metas, a correlação é positiva e próxima ao zero, contudo ela torna-se negativa no período de câmbio fixo.

Empregando IPI e inflação baseada no IGPM, conforme mostra o Gráfico 5 (Apêndice 2), continuamos a observar a banda superior positiva e a banda inferior negativa. Portanto, ocorre o mesmo que ocorreu no Gráfico 4. O padrão de correlações em longo prazo é tal que não podemos rejeitar  $H_0$ . Novamente, a evidência empírica a favor de um regime discricionário é baixa. As estimativas pontuais para as correlações em longo prazo são negativas para a amostra completa, bem como no regime de metas; contudo, esses valores são positivos e no caso da correlação usando os dados da amostra, muito próximos ao zero.

O Gráfico 6 (Apêndice 2) mostra os resultados para o par PIB IPCA e inflação baseada em IPCA. Para a amostra inteira e para o período de câmbio fixo, temos novamente banda superior positiva e banda inferior negativa, com correlações em

longo prazo pontuais negativas e de magnitudes semelhantes. Para o regime de metas, estranhamente, a banda inferior ficou muito próxima de zero, existindo evidência que nos permite rejeitar  $H_0$ . Ou seja, esse par de *proxies* sugere que a Política Monetária pode ter sido discricionária mesmo no regime de metas. O resultado parece pouco plausível e pode ser uma decorrência da construção da *proxy* de produto, uma vez que o IPCA pode não ser o índice mais apropriado para deflacionar o PIB mensal nominal.

Por fim, o Gráfico 7 (Apêndice 2) mostra o padrão de correlação associado ao par PIB IGPM e inflação IGPM. No caso da amostra inteira, as duas bandas são negativas. Para as amostras associadas ao período de câmbio fixo e regime de metas, os gráficos apresentam o mesmo padrão observado anteriormente de banda superior positiva e banda inferior negativa, com valores pontuais de correlação em longo prazo próximos a zero. Novamente, para todas as amostras, não podemos rejeitar  $H_0$ ; logo não há evidência forte a favor de discricionabilidade na Política Monetária.

Das 12 configurações consideradas, apenas uma mostrou alguma evidência de que a Política Monetária era conduzida de forma discricionária (caso das *proxies* PIB IPCA e inflação IPCA para o período do regime de metas). Quando consideramos a amostra inteira (período pós-Plano Real), existe evidência de que o processo de estabilização foi acompanhado por uma Política Monetária não discricionária, que seguiu algum tipo de regra. Essa evidência também existe para o período de câmbio fixo. Assim, provavelmente, regras diferentes devem ter sido seguidas para o regime de câmbio fixo e o de metas. Independentemente disso, o ponto é que a autoridade monetária parece ter se pautado por uma conduta baseada em regras desde o começo da estabilização, à luz do modelo Barro e Gordon.

## 6. DISCUSSÃO DOS RESULTADOS E EXTENSÕES

Os resultados obtidos estão condicionados ao modelo adotado como referencial teórico. Sendo assim, as evidências da plausibilidade de uma correlação em longo prazo negativa entre inflação e produto podem ter sido geradas por outros fatores, quando a análise é feita de modo mais geral, sem as restrições inerentes ao modelo. Com efeito, à luz do arcabouço Barro e Gordon, com a dicotomia entre equilíbrio discricionário e equilíbrio com comprometimento, os resultados indicam uma Política Monetária com comprometimento.

Como o efeito da transmissão de choques externos para a economia brasileira não pôde ser analisado sob a ótica do modelo, os efeitos das crises cambiais de 1999 e 2002 não podem ser explicitamente avaliados. Intuitivamente, a depreciação cambial

elevada levou a uma alta da inflação, trazendo simultaneamente uma elevada queda no produto. Assim, essas crises, dada à magnitude dos choques, poderiam causar uma correlação negativa entre produto e inflação. De fato, isto é bem plausível. Todavia, o que interessa no teste é a correlação em longo prazo e não a correlação incondicional ou a correlação em frequências altas. O efeito da crise, com certeza, tem impacto na correlação em frequências altas. Para frequências baixas, em longo prazo, esses efeitos tendem a ser menores. Desse modo, a correlação plausível negativa em longo prazo não é gerada pelos momentos de crise, caracterizados por choques de tamanho elevados.

Adicionalmente, um ponto importante é que os resultados dependem da especificação do vetor autorregressivo (VAR). Novamente, a especificação bivariada é baseada nas variáveis envolvidas no equilíbrio do modelo Barro e Gordon. A introdução de variáveis adicionais precisa de uma clara justificativa a partir de um modelo teórico para fazer parte da especificação empírica. Com efeito, o uso de juros, câmbio ou hiato estariam ligados a uma interpretação baseada nos modelos Novo-Keynesianos. Contudo, as implicações analíticas que permitam avaliar graus distintos de discricionariedade em versões complexas desses modelos, com abertura da economia e com um conjunto de ingredientes característicos de economias emergentes, são difíceis de serem obtidas. É possível recorrer a simulações. Mesmo assim, qualquer padrão capaz de diferenciar equilíbrios dependeria dos parâmetros calibrados.

No mais, a especificação do VAR não é *ad hoc*, o objetivo aqui não é entender as relações estatísticas entre as variáveis macroeconômicas, sem a necessidade de se mencionar um referencial teórico. A especificação do VAR, ao contrário, é feita à luz do modelo Barro e Gordon, pois é no contexto desse modelo que é possível derivar uma implicação empírica possível de discernir entre os dois tipos de equilíbrio.

Apesar da dificuldade em se obter implicações analíticas que permitam diferenciar equilíbrios alternativos de termos de política monetária em modelos mais complexos, é interessante como extensão deste trabalho, mesmo que via simulação, saber o que um modelo Novo-Keynesiano de uma pequena Economia Aberta tem a dizer sobre a correlação entre as principais variáveis do modelo. Adicionalmente, é preciso saber se existem diferenças entre uma política monetária discricionária e uma com comprometimento. É preciso, também, analisar a robustez dessas implicações no que tange à calibração dos parâmetros do modelo. Assim, com base nisso, é possível especificar um VAR com variáveis adicionais e incorporar muito mais riqueza na análise empírica. No mais, os resultados poderiam ser comparados aos

apresentados neste estudo, fornecendo uma ideia do ganho em termos de resultados quando o referencial teórico é um modelo mais complexo em relação ao *benchmark* Barro e Gordon.

Uma ideia para testar, ainda que indiretamente, a presença de comprometimento em modelos mais sofisticados, é pensar que comprometimento aumenta credibilidade, o que faz com que a taxa de sacrifício associada a episódios de inflação elevada decaia. Assim, se o regime de metas corresponde ao equilíbrio com comprometimento, comparativamente a períodos anteriores a esse regime, uma taxa de sacrifício menor para os surtos inflacionários seria esperada. Desse modo, a taxa de sacrifício empírica poderia ser comparada à gerada pelo modelo simulado para os dois casos de equilíbrio com comprometimento e discricionário em um experimento de episódio inflacionário similar aos identificados nos dados<sup>3</sup>.

---

<sup>3</sup> Os autores agradecem a um revisor anônimo a sugestão desta estratégia, que poderá ser usada em pesquisas futuras.

## 7. CONCLUSÃO

Este trabalho procurou testar uma implicação empírica do modelo Barro e Gordon na economia brasileira pós-Plano Real. Tal implicação empírica nos permite obter evidências, no contexto do modelo usado como referencial teórico, que possam indicar se a Política Monetária, no período analisado, foi discricionária ou se foi pautada por regras. A rejeição da hipótese nula de que a correlação em longo prazo entre inflação e produto foi zero ou negativa representaria evidência a favor de uma política discricionária. O teste foi realizado para alguns pares de *proxies* para atividade econômica e inflação.

No geral, a evidência empírica aponta para a não rejeição da hipótese nula, o que representa um indício contrário à condução de uma política discricionária durante o período analisado. Ou seja, a coexistência de política monetária pautada por regras e estabilização é um cenário empiricamente plausível. De fato, essa conclusão vale tanto para o regime de câmbio fixo quanto para o regime de metas de inflação.

Essa evidência corrobora com a noção intuitiva de que estabilização acompanhada da adoção de regras de política reforça o próprio processo de estabilização, tendendo a torná-lo algo estável e duradouro. Assim, regras diferentes devem ter sido seguidas para o regime de câmbio fixo e o de metas. Independentemente disso, o ponto é que a autoridade monetária parece ter se pautado por uma conduta baseada em regras desde o começo da estabilização. Esse resultado é condicionado às hipóteses do modelo Barro e Gordon. Ou seja, à luz desse modelo, existe evidência de que o comportamento do produto e da inflação pode ser compatível com o equilíbrio associado ao comprometimento.

Todavia, nos 12 pares de *proxies* analisados para produção e inflação, esse resultado não foi unânime. Empiricamente, encontramos evidências de ações discricionárias para um único par de *proxies*: PIB IPCA e inflação IPCA no período do regime de metas. Tal evidência é no mínimo curiosa, porém caso a Política Monetária tenha sido de fato discricionária isso confirma que estabilidade econômica não implica Política Monetária pautada por regras, e que é possível existir estabilidade e discricionariedade em diferentes regimes. Mesmo assim, tal resultado pode ser apenas consequência do deflacionamento de uma série nominal por um índice de preço pouco apropriado, gerando um padrão de correlação em longo prazo pouco representativo.

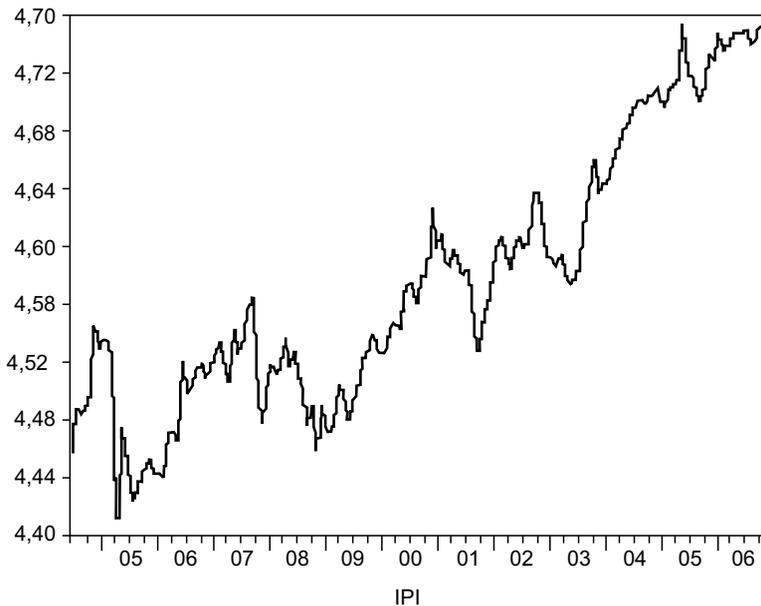
As conclusões aqui apresentadas não devem ser interpretadas de modo contundente e representam apenas uma possível descrição sobre o comportamento da Política Monetária no período pós-Plano Real, a qual é plausível à luz do modelo Barro e Gordon. Modelos mais complexos podem oferecer outras implicações que podem até contradizer os resultados aqui apresentados.

Por fim, como extensão deste trabalho, seria interessante avaliar especificações mais sofisticadas, como as estudados pela literatura associada aos modelos “Novos-Keynesianos”, tentando identificar implicações empíricas testáveis associadas a equilíbrios com políticas discricionárias. Desse modo, poderia ser executada uma análise no espírito deste trabalho usando uma descrição um pouco mais complexa e realista do ambiente macroeconômico. Um grande desafio, entretanto, é obter implicações que sejam robustas a calibrações específicas desses modelos que possam, em princípio, ser derivadas analiticamente.

Uma ideia seria calcular as taxas de sacrifícios em episódios inflacionários para identificar períodos nos quais a taxa de sacrifício tenha decaído significativamente, comparando posteriormente estes valores aos gerados pelo modelo mais sofisticado, simulado tanto para o caso de equilíbrio discricionário quanto para o caso de comprometimento.

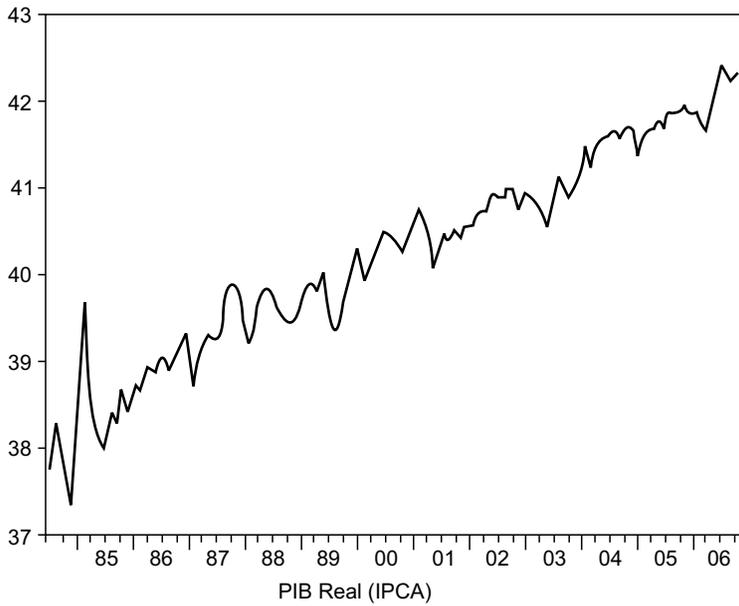
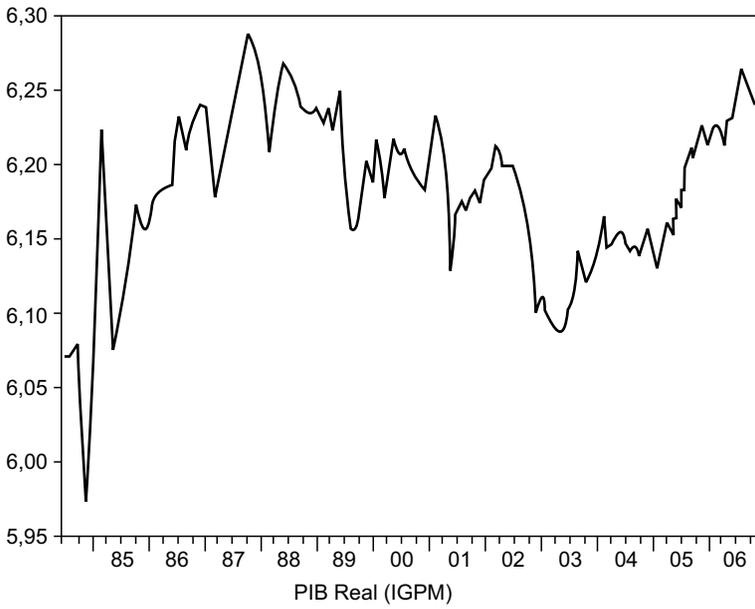
## APÊNDICE 1

**Gráfico 1 – Índice de produção industrial (IPI)**

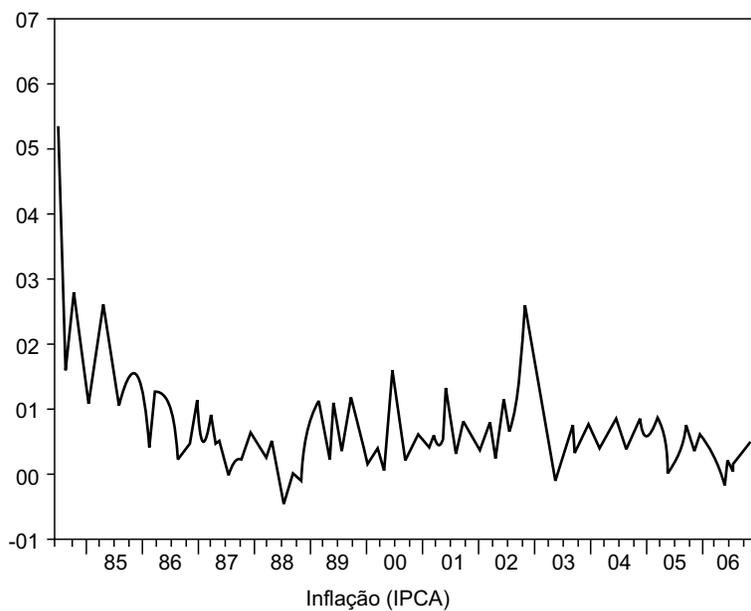
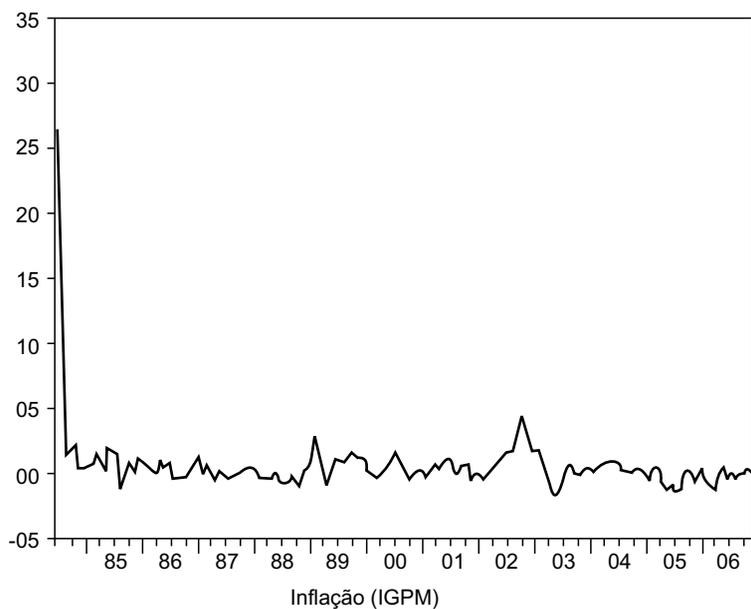


Fonte: Elaboração própria com base em dados do IPEADATA e BACEN.

**Gráfico 2 – PIBs reais**



Fonte: Elaboração própria com base em dados do IPEADATA e BACEN.

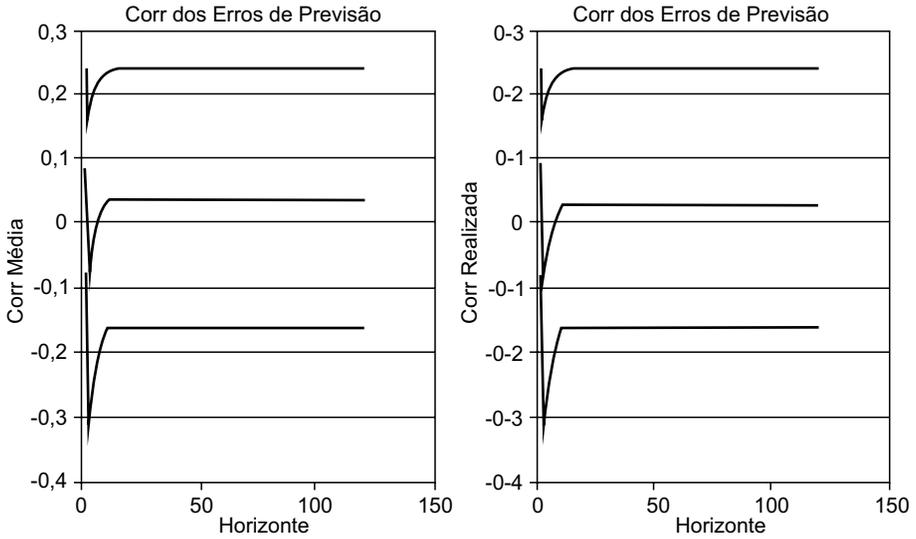
**Gráfico 3 – Taxas de inflação**

Fonte: Elaboração própria com base em dados do IPEADATA e BACEN.

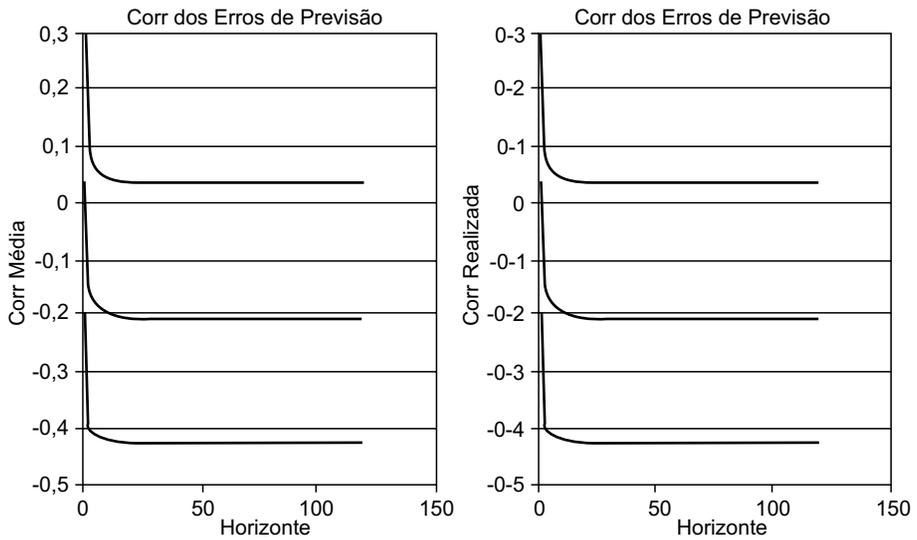
**APÊNDICE 2**

**Gráfico 4 – IPI e Inflação IPCA**

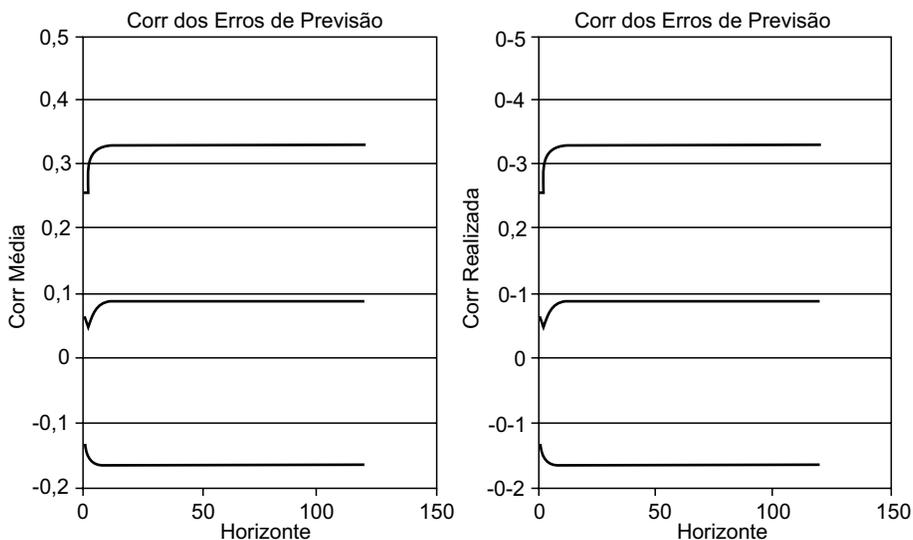
Período Plano real - amostra completa: 07/1994 a 12/2006



Período Câmbio Fixo: 07/1994 a 06/1999



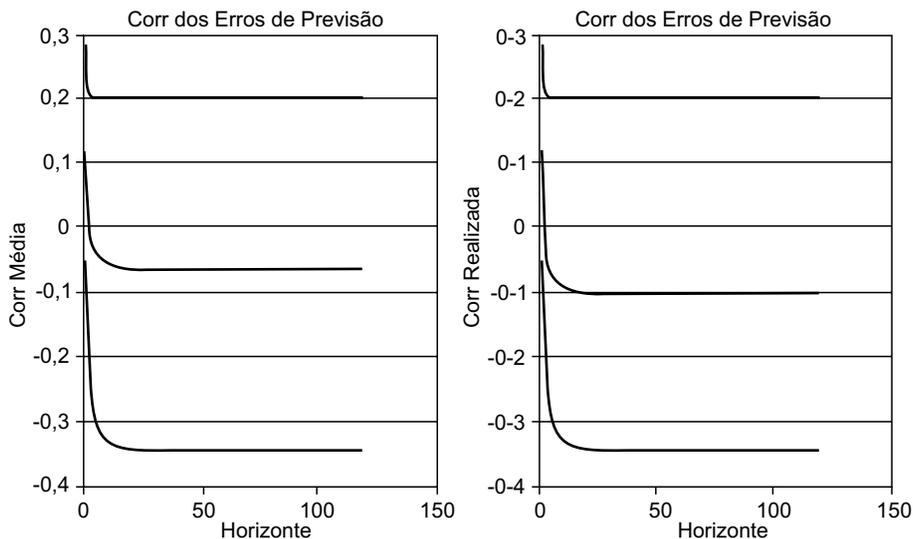
Período Meta de Inflação: 07/1999 a 12/2006



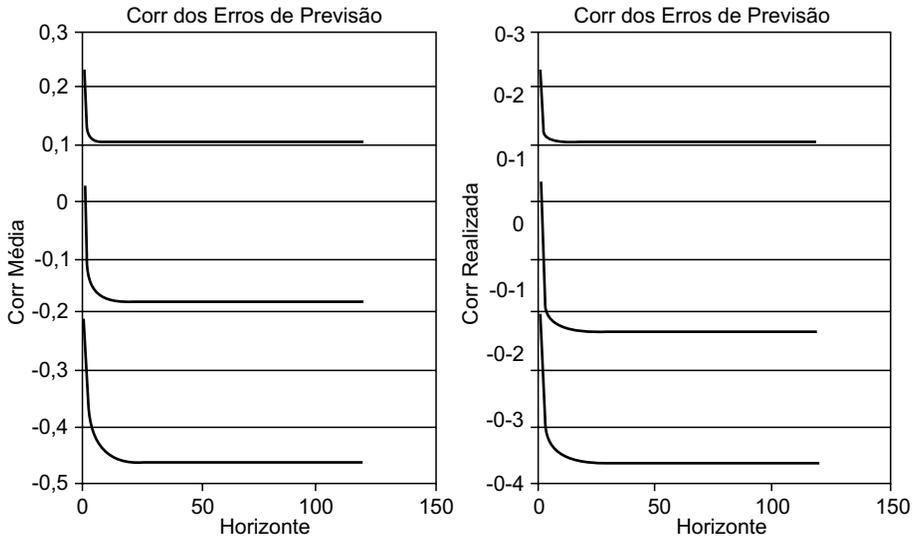
Fonte: Elaboração própria com base na estimação dos modelos econométricos descritos na seção 3.

**Gráfico 5 – IPI e Inflação IGPM**

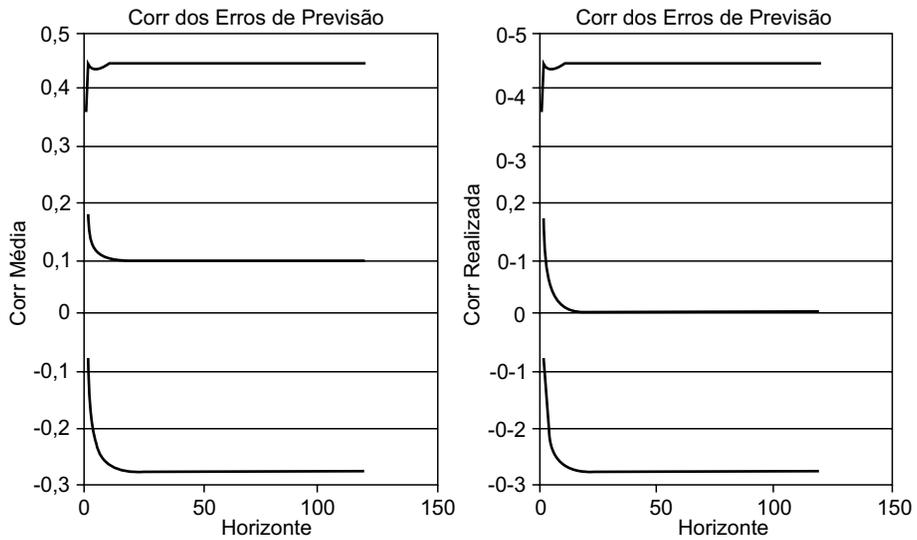
Período Plano real - amostra completa: 07/1994 a 12/2006



Período Câmbio Fixo: 07/1994 a 06/1999



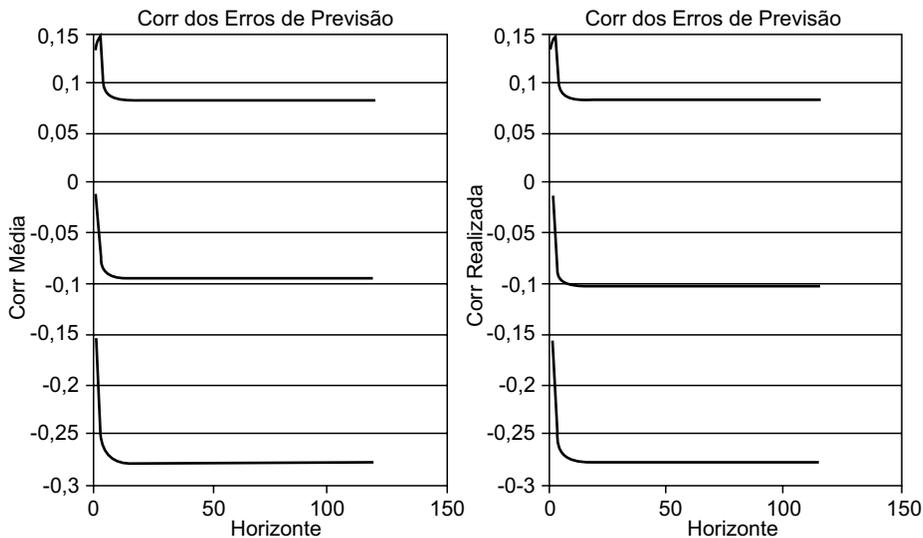
Período Metas de Inflação: 07/1999 a 12/2006



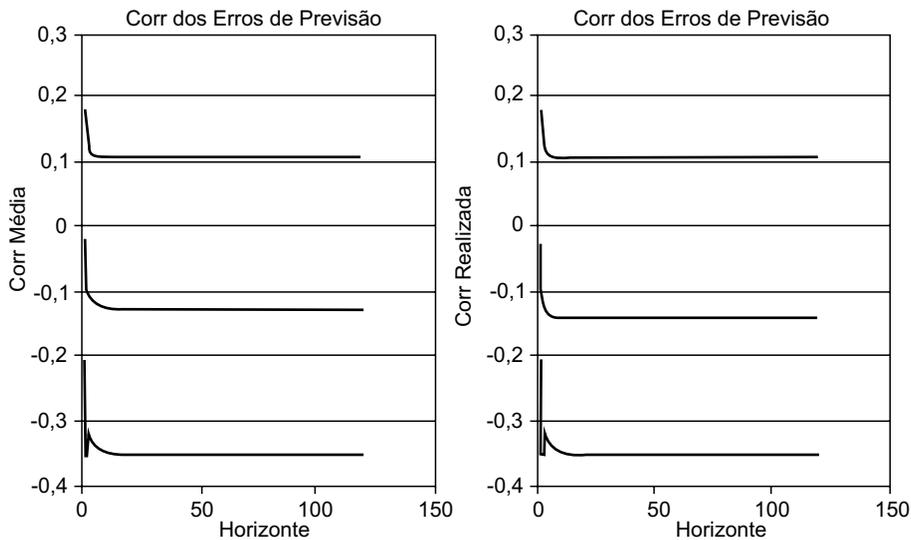
Fonte: Elaboração própria com base na estimação dos modelos econométricos descritos na seção 3.

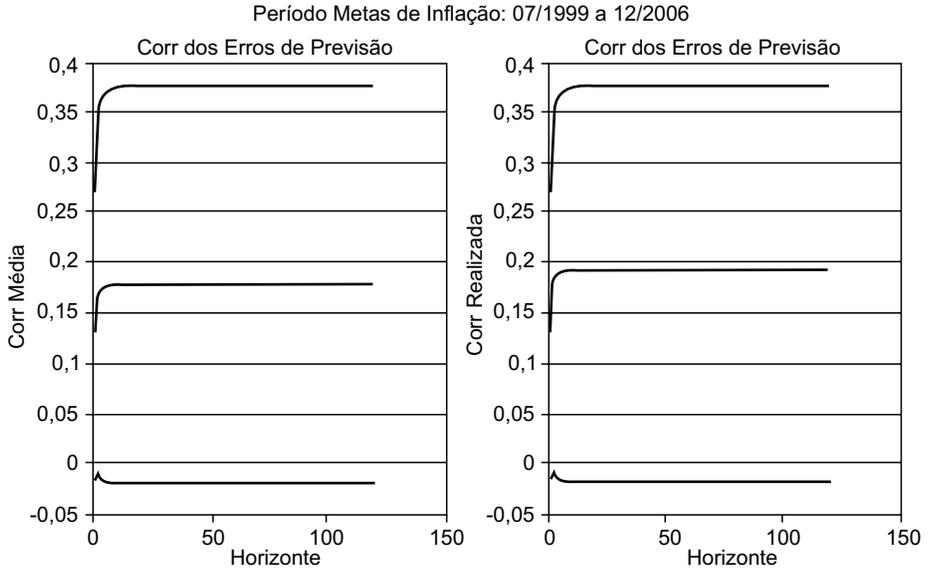
**Gráfico 6 – PIB IPCA e Inflação IPCA**

Período Plano Real - Amostra Completa: 07/1994 a 12/2006



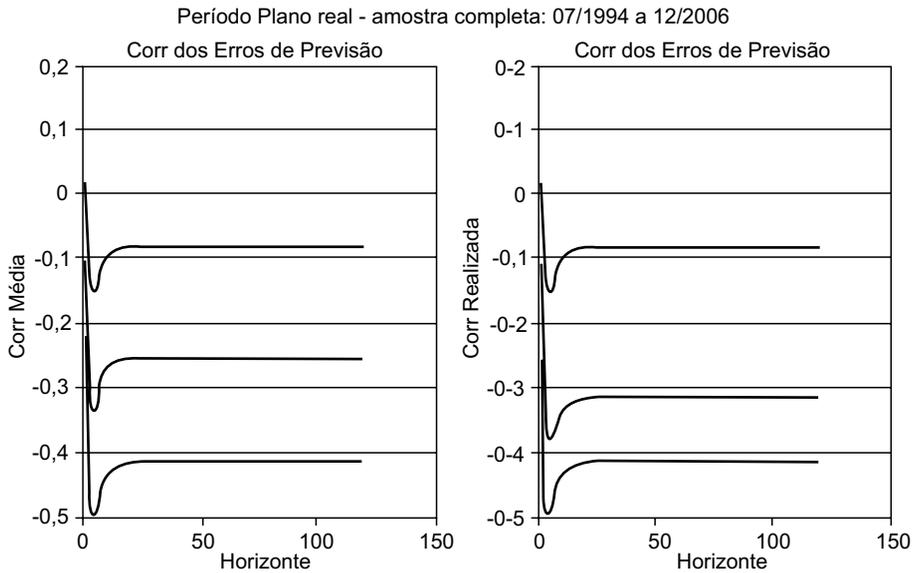
Período Câmbio Fixo: 07/1994 a 06/1999

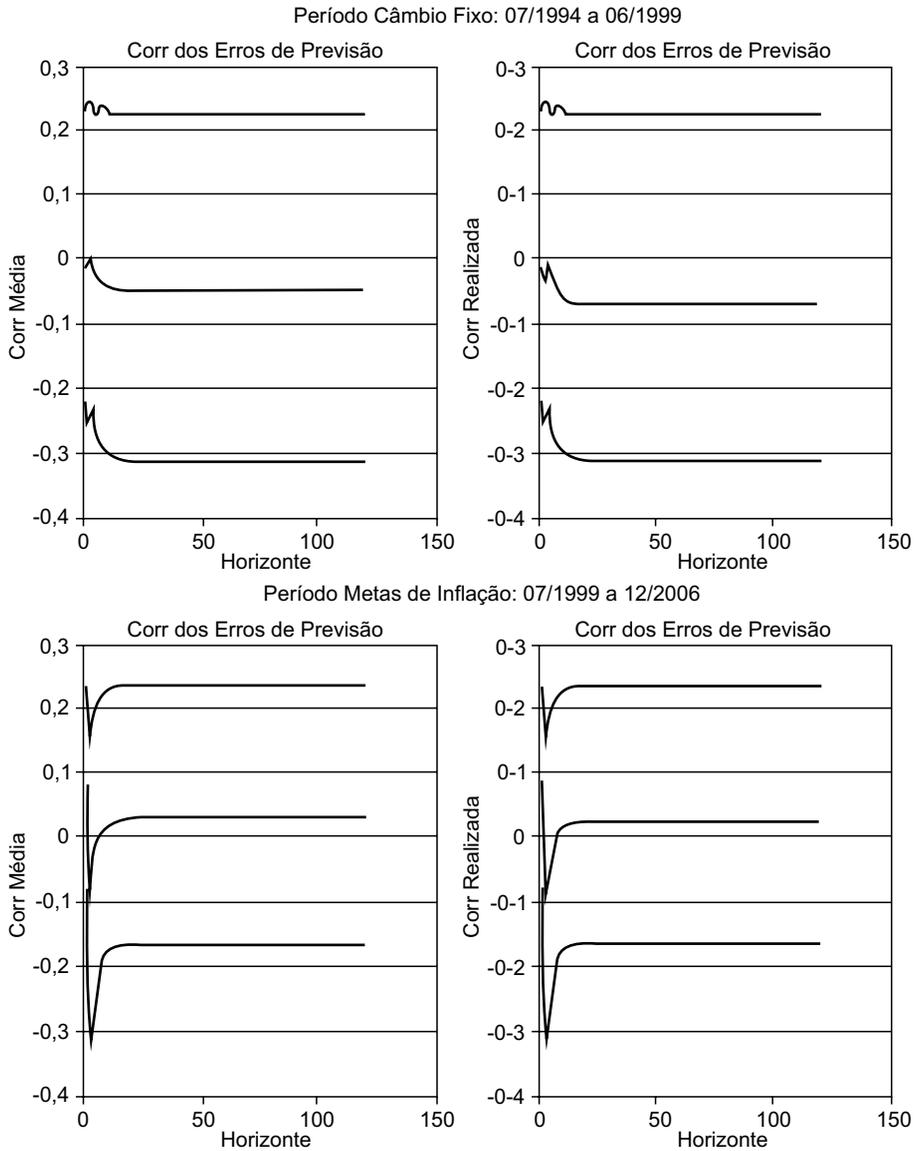




Fonte: Elaboração própria com base na estimação dos modelos econométricos descritos na seção 3.

**Gráfico 7 – PIB IGPM e Inflação IGPM**





Fonte: Elaboração própria com base na estimação dos modelos econométricos descritos na seção 3.

**REFERÊNCIAS**

- BAE, J. Long-Run Relationship and Structural Change between Inflation and Unemployment. *Working Paper*, Yeungnam University, June, 2006.
- BAER, W. *A Economia Brasileira*. 2ª ed. São Paulo: Nobel, 2002.
- BLANCHARD, O.; GALÍ, J. Real Wage Rigidities and the New Keynesian Model, *Journal of Money, Credit and Banking*, n. 29, v. 1, 2007, p. 35-65.
- CHRISTIANO, L. J.; FITZGERALD, T. J. Inflation and monetary policy in the twentieth century. *Economic Perspective*, Federal Reserve Bank of Chicago, 2003.
- DEN HAAN, W. J. The comovement between output and prices. *Journal of Monetary Economics*, n. 46, v. 1, 2000, p. 3-30.
- DIVINO, J. A.; MAZALI, A. A. Real Wage Rigidities and the New Phillips curve: the Brazilian case. *Revista Brasileira de Economia*, n. 64, n. 3, 2010, p. 291-306.
- GIAMBIAGI, F. “Estabilização, reformas e desequilíbrios macroeconômicos: os anos FHC (1995-2002)”. In: GIAMBIAGI, F. (ed.). *Economia Brasileira Contemporânea (1945-2004)*. Rio de Janeiro: Campus, 2005, p. 166-195.
- HUTCHISON, M. M. e WALSH, C. E. The Output-Inflation Tradeoff and Central Bank Reform: Evidence from New Zealand. *The Economic Journal*, n. 108, 1998, p. 703-725.
- IRELAND, P. N. Does the time-consistency problem explain the behavior of inflation in the United States? *Journal of Monetary Economics*, n. 44, v. 2, 1999, p. 279-292.
- ORPHANIDES, A. Monetary Policy Rule Based on Real-Time Data. *American Economic Review*, n. 9, v. 4, September, 2001, p. 964-985.
- ORPHANIDES, A. Monetary Policy evaluation with noisy information. *Journal of Monetary Economics*, n. 50, v. 3, 2003, p. 605-631.
- RUGE-MURCIA, F. J. Does the Barro–Gordon model explain the behavior of US inflation? A reexamination of the empirical evidence. *Journal of Monetary Economics*, n. 50, v. 6, 2003, p. 1.375-1.390.