

insper | IBMEQ
São Paulo

Discricionariedade na Política Monetária Brasileira após o Plano Real: Um teste baseado na Correlação de Longo Prazo entre Inflação e Produto

Eurilton Araújo

Talita Donha

Insper Working Paper

WPE: 116/2008



Copyright Insper. Todos os direitos reservados.

É proibida a reprodução parcial ou integral do conteúdo deste documento por qualquer meio de distribuição, digital ou impresso, sem a expressa autorização do Insper ou de seu autor.

A reprodução para fins didáticos é permitida observando-se a citação completa do documento

**Discrecionariedade na Política Monetária Brasileira após o Plano Real:
Um teste baseado na Correlação de Longo Prazo entre Inflação e Produto**

Eurilton Araújo
&
Talita Donha

Ibmec São Paulo
Rua Quatá 300
04546-042 São Paulo-SP
Telefone: 11-4504-2422
Fax: 11-4504-2350
euriltona@isp.edu.br

Resumo

Esse trabalho procurou testar uma implicação empírica do modelo Barro e Gordon para a Economia Brasileira pós Plano Real com a intenção de avaliar se a Política Monetária Brasileira, após a implantação do Plano Real, foi discrecionária 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 discrecionária durante o período analisado, julho de 1994 a dezembro de 2006. Esta 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.

Palavras-chave: vetor auto-regressivo, política monetária, estabilização.

Abstract

This paper tests an empirical implication of the Barro and Gordon model for the Brazilian Economy after the *Real Plan* aiming at analyzing if the Brazilian Monetary Policy, from July 1994 to December 2006, was discretionary or committed to rules. The test uses alternative measures for 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.

Keywords: vector autoregression, monetary policy, stabilization.

JEL Codes: C 32, E 52, N 16

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. As conseqüências dessa instabilidade foram marcantes e perduram em parte até hoje. Um exemplo é a chamada “Década Perdida” ocorrida nos anos 80, onde o Brasil obteve baixas taxas de crescimento aliadas a altos índices de inflação. Com a estabilização econômica, algumas questões importantes passam a dominar o cenário. Uma delas é o papel das regras na Política Monetária. É plausível ter estabilização mesmo em um ambiente de política discricionária. Para tanto, basta que os choques que atingem a economia sejam pouco persistentes e de baixa magnitude. Contudo, é provável que essa estabilização seja curta. Uma Política Monetária pautada por regras reforça extremamente o processo de estabilização. Desse modo, para o caso brasileiro, é importante entender o papel desempenhado pelo grau de discricionariedade da Política Monetária no período de estabilização, e se a estabilização foi 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. Para o objetivo de redução inflacionária, certas medidas foram necessárias.

O ajuste fiscal teve o intuito de diminuir os desequilíbrios entre arrecadações e gastos públicos. A desindexação da economia, através da adoção da URV¹, resultou na eliminação da memória inflacionária. A adoção de uma Política Monetária restritiva, que aumentou a taxa de juros e os depósitos compulsórios, teve a intenção de estabilizar a oferta e demanda por moeda e incentivar a entrada de investimentos estrangeiros. A adoção de um regime de câmbio nominal fixo, logo após o Plano Real, com o objetivo de manter a taxa de câmbio valorizada artificialmente, dados os investimentos estrangeiros e as altas taxas de juros, foi um fator que contribuiu para a queda da inflação gerando, porém, outras repercussões econômicas. A diminuição das barreiras tarifárias e não tarifárias acarretou uma acelerada abertura econômica e comercial, expondo o país à concorrência direta internacional. Ao mesmo tempo, observou-se uma forte tendência de desestatização da economia.

Algumas conseqüências de tais medidas, agravadas por crises internacionais, levaram ao aumento da dívida interna, ao comprometimento fiscal e ao aumento do déficit externo, alimentando as expectativas de insolvência no longo prazo. O país passou a uma posição de extrema vulnerabilidade nas suas contas externas e junto ao mercado internacional. A resposta obtida foi a fuga acentuada do capital estrangeiro investido. Essa exposição tornou insustentável a manutenção de altas taxas de juros e um regime de câmbio fixo sobre-valorizado.

Em novembro de 1998, com o objetivo de saldar as dívidas dos investidores externos, o país recorreu ao Fundo Monetário Internacional, submetendo-se a obrigações severas. Em janeiro de 1999 o regime de câmbio flutuante foi adotado. Em dois meses a

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

moeda brasileira desvalorizou 40%. Em junho de 1999, com a finalidade de assegurar a transparência na Política Monetária, o governo adotou o regime monetário de metas de inflação, comprometendo-se a publicar, trimestralmente, o Relatório de Inflação com a avaliação do desempenho e as perspectivas da trajetória futura da Política Monetária. O regime em questão se apresentou favorável à manutenção da inflação em patamares baixos, permitindo um aumento do grau de transparência e comprometimento com regras, como elementos importantes na condução da Política Monetária.

Diante do cenário apresentado acima, o objetivo do trabalho é usar uma implicação empírica do Modelo Barro e Gordon para avaliar como se comportou a Política Monetária Brasileira após a implantação do Plano Real. Para tanto, um teste baseado na correlação de longo prazo entre inflação e produto foi realizado no intuito de analisar se a Política Monetária foi discricionária ou foi guiada por alguma regra. De fato, estabilidade econômica não implica necessariamente em Política Monetária pautada por regras, embora pareça bastante intuitivo que ambas andem juntas. Desse modo, é importante verificar empiricamente se o período de estabilização, após o Plano Real, também foi marcado por uma redução no grau de discricionariedade na Política Monetária. Intuitivamente, espera-se que esse tenha sido o caso para o Regime de Metas. Contudo, isso é menos óbvio para o período de câmbio fixo.

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. Esse trabalho procura avaliar se a Política Monetária foi 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 trabalho está organizado em cinco 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 de longo prazo entre produto e inflação. Nesta seção, também 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 discutidos na quinta seção. 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, mantemos como modelo básico, a ser avaliado empiricamente, o jogo de Política Monetária desenvolvido por Barro e Gordon. As razões para tanto são: 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 procuram justificar a existência de 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 (π_t) e inflação esperada (π_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 AR(1) e busca capturar a persistência do produto potencial. O choque ξ_t , com variância constante, é tal que $E_{t-1}(\xi_t) = 0$ e não existe autocorrelação.

c) Função de preferência do Banqueiro Central.

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

A função de preferência representa os custos associados a 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); onde 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:

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

A equação acima vem diretamente da condição de primeira ordem.

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

$$Y_t = Y_t^n \quad (6)$$

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

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

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

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

Substituindo em (7):

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

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

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

A expressão acima mostra uma relação linear de longo prazo entre π_t e Y_t . Ou seja, $\pi_t = AY_t$ vale como tendência. Qualquer afastamento dessa relação se deve a η_t , e não será sistemático, pois $E_{t-1}(\eta_t) = 0$. Como $A > 0$ isso implica dizer que a correlação de longo prazo entre inflação e produto, num 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 de longo prazo entre inflação e produto é indubitavelmente positiva. Essa implicação pode ser testada estatisticamente. A metodologia usada para operacionalizar o teste desta implicação será discutida na próxima seção. Antes, porém, faremos uma breve revisão da literatura empírica relacionada ao tema deste trabalho.

2.2. Avaliação Empírica: revendo a literatura

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 com contribuições similares em escopo. Dessa forma, nos restringiremos a rever artigos que procuram avaliar empiricamente alguma implicação do modelo Barro e Gordon. Em geral, estes 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 encontram 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 segunda parte da amostra, onde 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 60 e 70. Contudo, esta 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 é Ireland (1999). Neste artigo, usando um modelo muito próximo ao desenvolvido neste trabalho, o autor deriva implicações de curto e longo prazo advindas da análise do equilíbrio discricionário do modelo Barro e Gordon. A implicação de longo prazo seria a existência de uma relação de co-integração entre inflação e desemprego. Todavia, essa implicação é muito forte e é derivada sob hipóteses restritivas acerca do processo que governa a taxa natural de desemprego. Ireland mostra que existe co-integração para os dados americanos para uma amostra de 1960 a 1997 com dados trimestrais. Contudo, as implicações de curto prazo do modelo não foram verificadas na amostra estudada.

Uma extensão de Ireland no que tange à implicação de longo prazo é o trabalho de Bae (2006). Neste artigo, não há a necessidade de supor que inflação e desemprego são não estacionárias e que co-integram. Basta analisar o padrão de correlação de 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. Este 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 deste 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 numa estrutura mais complexa analiticamente.

3. Metodologia Econométrica

Na segunda seção, mostramos que, no modelo Barro e Gordon, a Política Monetária discricionária implica correlação positiva de 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. Um método para tanto 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 (π_t). O primeiro passo consiste em especificar um vetor autoregressivo (VAR), descrevendo a dinâmica entre Y_t e π_t . O VAR pode incluir termos determinísticos (um polinômio descrevendo uma tendência determinística linear ou quadrática).

Desse modo, temos:

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

onde L é o número de defasagens incluída na especificação e $g(t) = \gamma_1 + \gamma_2 + \gamma_3 t^2$ é um termo determinístico que busca capturar um comportamento de tendência. O termo U_t representa um vetor de ruídos brancos, onde $E(U_t) = 0$, $E(U_t U_t^T) = \Omega$ 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 π_t , H períodos à frente. Logo, se H for um número baixo, estaremos calculando uma correlação de curto prazo. Caso o valor de H seja alto, estaremos computando uma correlação de longo prazo. Contudo, não há definição precisa sobre o valor de H a partir do qual o longo-prazo é caracterizado. Com efeito, isto 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 π_{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:

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

onde $\text{cov}(e_{t+H}^y | t, e_{t+H}^\pi | t)$ é o operador covariância; $DP(e_{t+H}^y | t)$ e $DP(e_{t+H}^\pi | t)$ 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. Isto é o que precisamos para testar a implicação do modelo Barro e Gordon derivada na 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, neste 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, usa-se critérios de informação para determinar L , números de defasagens, bem como a tendência determinística mais adequada.

4. Base de Dados

O trabalho leva em consideração duas variáveis, a primeira consiste em uma medida de atividade econômica, a segunda é uma medida de inflação. Estas 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 PIB; para inflação, IPCA e IGPM.

O índice de produção industrial, mesmo que restrito a apenas um setor, é construído a partir de uma metodologia bem estabelecida e, em geral, outras *proxies* correlacionariam com o índice de produção industrial. 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 e, portanto empregamos alternativamente o IGPM.

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

INSERIR TABELA 1

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 à 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-12². Os testes usuais para detectar a presença de raiz unitária não foram realizados uma vez que a

² 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.

metodologia econométrica, descrita na terceira seção, independe da ordem de integração das variáveis.

Os gráficos das variáveis são apresentados no apêndice 1. A figura 1 mostra a série temporal do índice de produção industrial. A figura 2 traz os gráficos das séries de PIB real. Finalmente, as taxas de inflação se encontram na figura 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 sob câmbio fixo e o segundo, associado à implantação do regime de metas. Empiricamente existe a possibilidade de que estabilização e discricionabilidade possam existir em regimes diferentes, desse modo, apesar da amostra ser relativamente pequena para o regime de câmbio fixo, tentou-se estudá-lo 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 sub-amostra associada ao regime de câmbio fixo, julho de 1994 a junho de 1999. E a terceira, uma sub-amostra relacionada ao período após a adoção do regime de metas de inflação, que corresponde a julho de 1999 a dezembro de 2006.

Estatísticas descritivas para essas variáveis são apresentadas nas próximas tabelas.

INSERIR TABELAS 2, 3 E 4

As tabelas 3 e 4 nos 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 de 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 de

longo prazo entre as variáveis mencionadas é indubitavelmente positiva. Dessa forma, podemos especificar as seguintes hipóteses sobre a correlação de 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 a conclusão que a Política Monetária foi discricionária. No contexto de nossa metodologia econométrica, a rejeição de H_0 está associada a correlações de longo prazo dentro de intervalos de confiança formado por limites superiores e inferiores estritamente positivos.

Antes de analisar os padrões de correlação de 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 AIC conforme Den Haan (2000) e Bae (2006). A escolha é feita de modo que o VAR possa ter 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 estão discutidas na Tabela 5.

INSERIR TABELA 5

As correlações de longo prazo para os pares de atividade econômica e inflação se encontram no apêndice 2, onde 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, 1000 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 de longo-prazo. A análise e discussão dos resultados são feitas a seguir, para cada par de *proxies* de atividade econômica e inflação, nos três sub-períodos considerados.

Ao empregar IPI e inflação baseada no IPCA, conforme mostra a Figura I, 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 pouca evidência suportando um regime discricionário para a Política Monetária. Contudo, os valores pontuais para a correlação de 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 a zero, contudo ela torna-se negativa no período de câmbio fixo.

Empregando IPI e inflação baseada no IGPM, conforme mostra a Figura II, continuamos a observar a banda superior positiva e a banda inferior negativa e, portanto, ocorre o mesmo que ocorreu na Figura I, o padrão de correlações de 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 de longo prazo são negativas para a amostra completa, bem como no regime de metas, contudo, estes valores são positivos e no caso da correlação usando os dados da amostra, muito próximo a zero.

A Figura III 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 de 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 PIB mensal nominal.

Por fim, a Figura IV 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 de 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.

6. Conclusão

Esse trabalho procurou testar uma implicação empírica do modelo Barro e Gordon para a Economia Brasileira pós Plano Real. Tal implicação empírica nos permite avaliar se a Política Monetária, no período analisado, foi discricionária ou se foi pautada por regras. A rejeição da hipótese nula de que a correlação de 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, esta conclusão vale tanto para o regime de câmbio fixo quanto para o regime de metas de inflação.

Essa evidência corrobora a noção intuitiva de que estabilização acompanhada pela 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.

Todavia, esse resultado não foi unânime para os 12 pares de *proxies* para produção e inflação analisados. Empiricamente, encontramos evidências para 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 discricionariade 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 de longo prazo pouco representativo.

Por fim, como extensão desse 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, uma análise no espírito deste trabalho poderia ser executada, usando uma descrição um pouco mais complexa e realista do ambiente macroeconômico.

TABELAS

Tabela 1: Descrição das variáveis para construção do banco de dados.

| Variável | Fonte | Período | Periodicidade |
|----------------------------|----------|-------------------|---------------|
| Índice Produção Industrial | 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 |

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 |

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 |

Apêndice 1

Figura 1: Índice de Produção Industrial

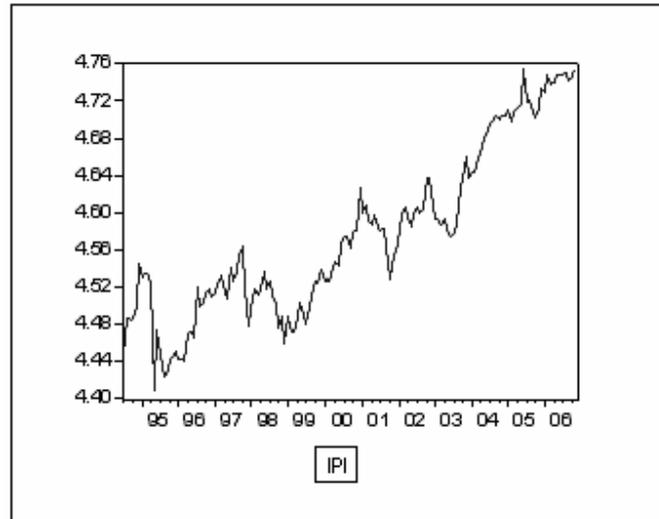


Figura 2: PIBs Reais.

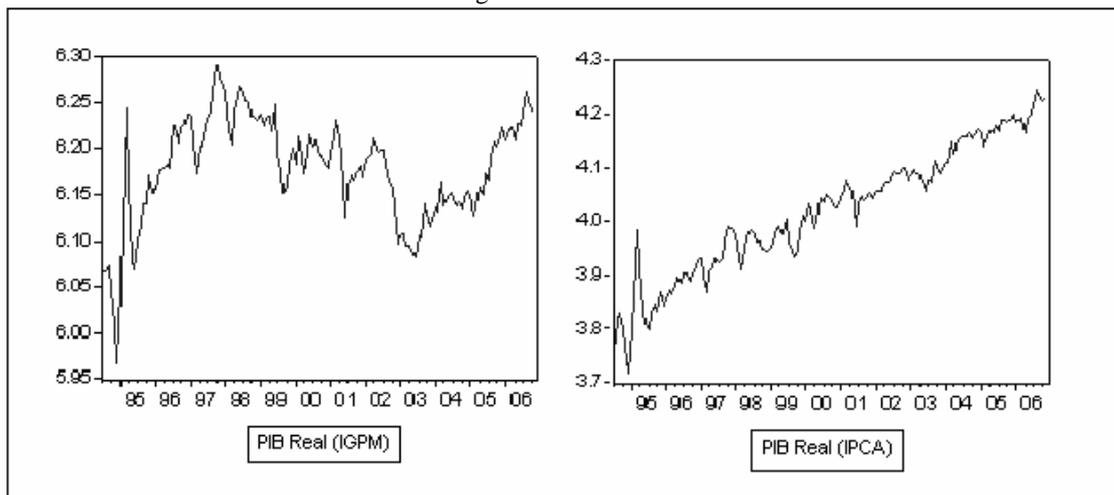
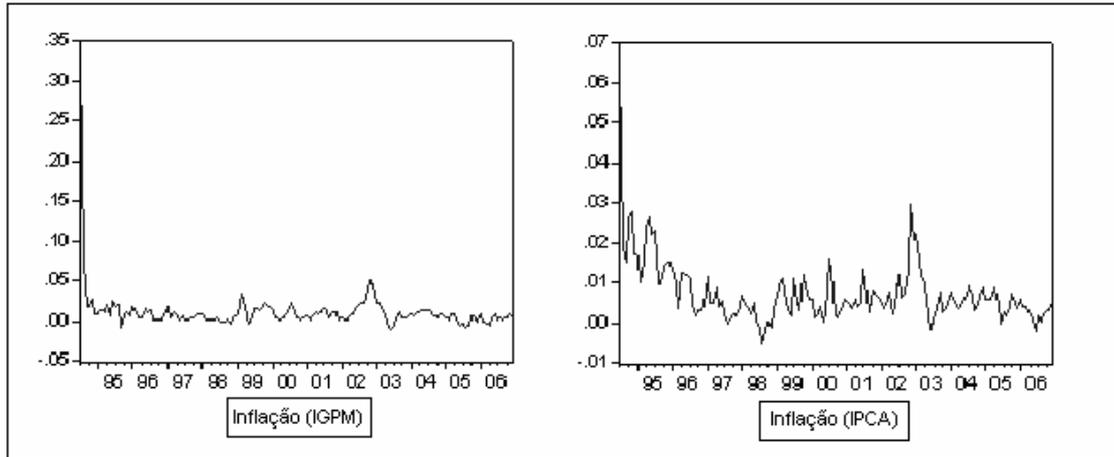


Figura 3: Taxas de Inflação.



Apêndice 2

Figura I: IPI e Inflação IPCA

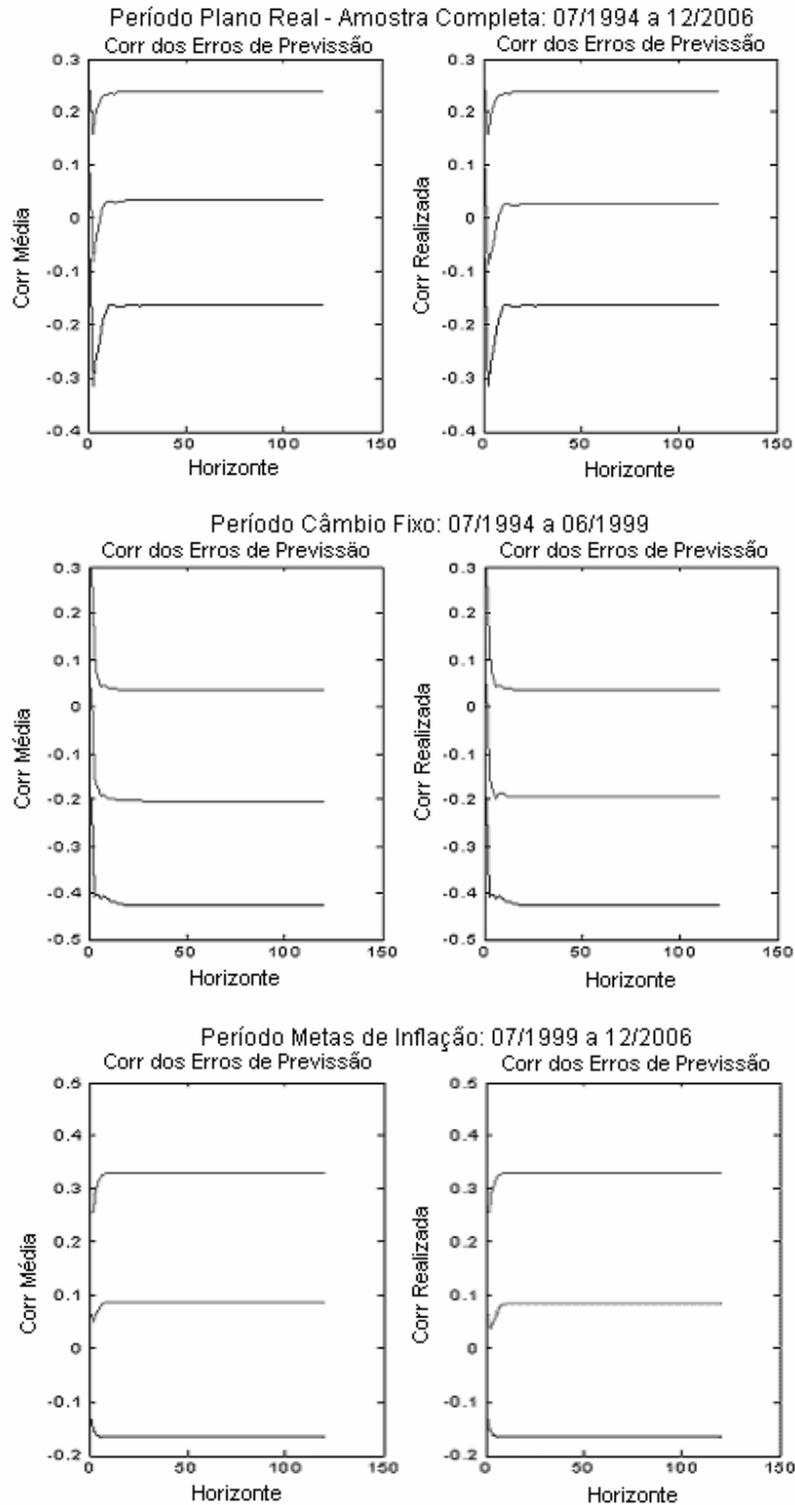


Figura II: IPI e Inflação IGPM

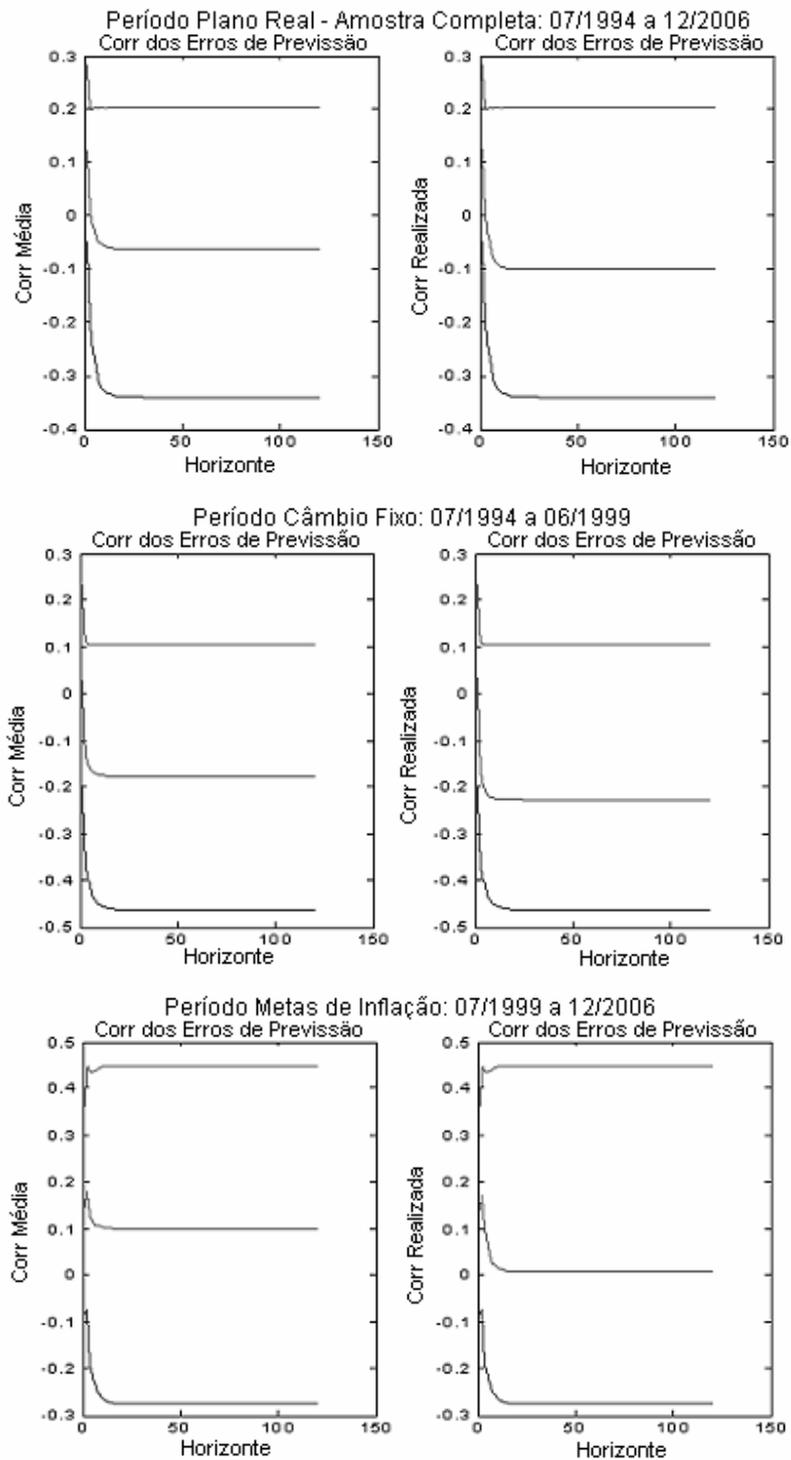


Figura III: PIB IPCA e Inflação IPCA

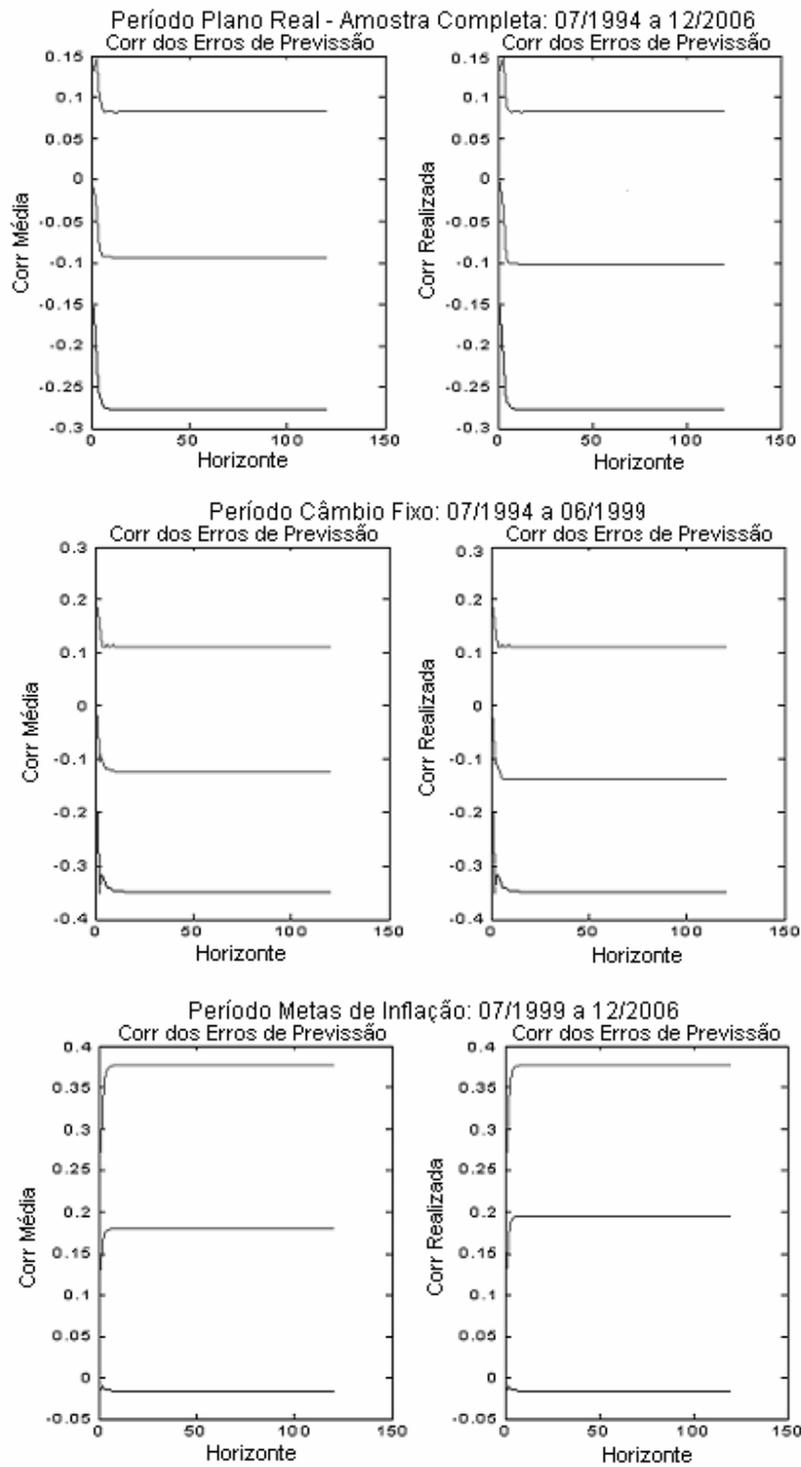
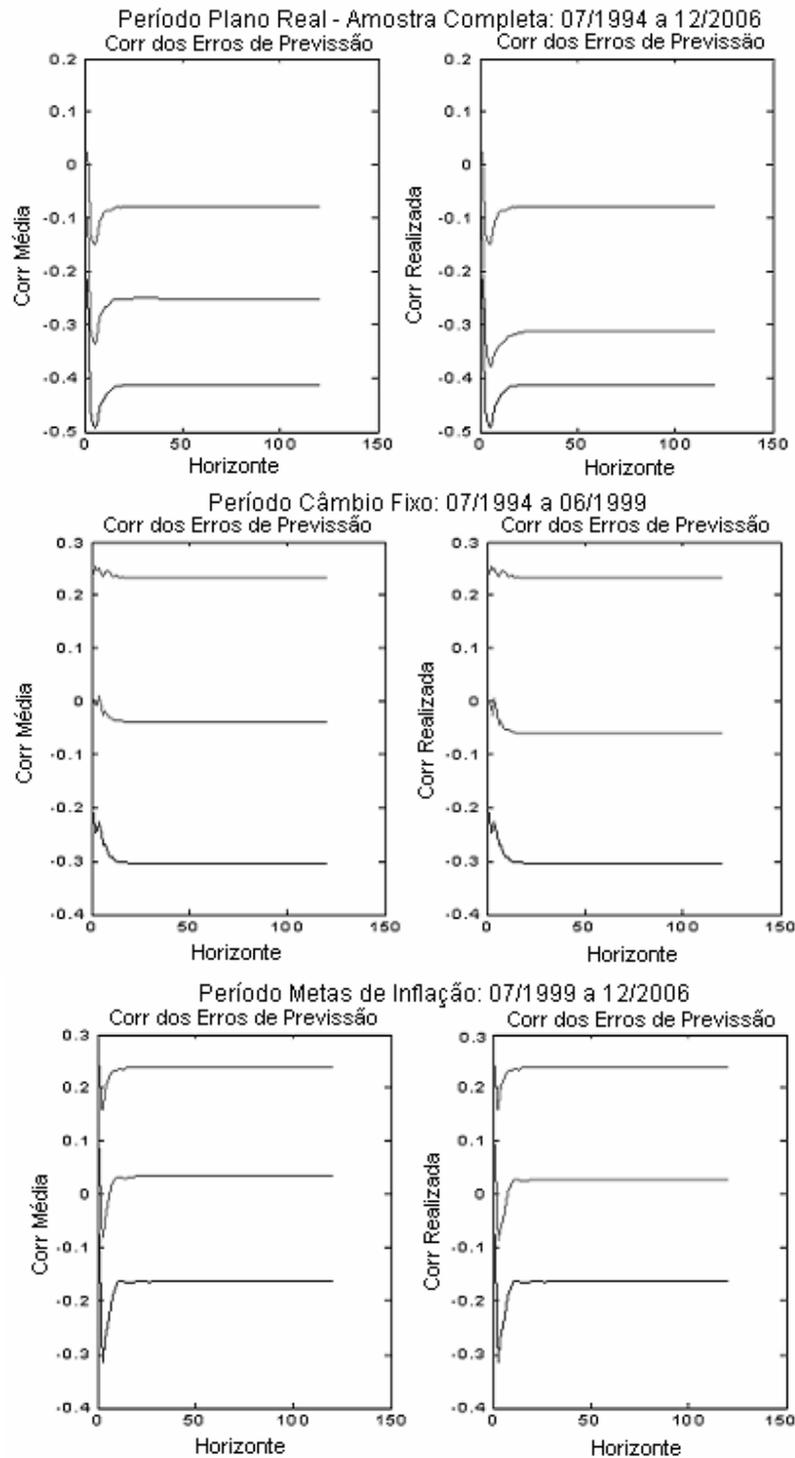


Figura IV: PIB IGPM e Inflação IGPM



Bibliografia

Bae, Jinho (2006). "Long-Run Relationship and Structural Change between Inflation and Unemployment". Working Paper: Yeungnam University, June 2006.

Christiano, Lawrence J. and Fitzgerald, Terry J. (2003). "Inflation and monetary policy in the twentieth century", *Economic Perspectives*, Federal Reserve Bank of Chicago

Den Haan, Wouter J. (2000). "The comovement between output and prices", *Journal of Monetary Economics*, v.46, n. 1. pp. 3-30.

Ireland, Peter N. (1999). "Does the time-consistency problem explain the behavior of inflation in the United States?", *Journal of Monetary Economics* v.44, n.2,pp. 279–292.

Orphanides, Athanasios (2001). "Monetary Policy Rule Based on Real-Time Data". *American Economic Review*, September 2001, v. 9, n. 4, pp. 964-985

Orphanides, Athanasios (2003). "Monetary Policy evaluation with noisy information". *Journal of Monetary Economics*, v.50, n.3 pp. 605-631

Ruge-Murcia, Francisco J. (2002). "Does the Barro–Gordon model explain the behavior of US inflation? A reexamination of the empirical evidence". *Journal of Monetary Economics*, v. 50, n.6, pp. 1375-1390, March 2002