

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO

UM MODELO ECONOMÉTRICO PARA PREVISÃO DA INFLAÇÃO

Bruno Kuffer de Alencar
No. de matrícula 0016296-7

Orientador: Fabrício Mello Rodrigues da Silva

Dezembro de 2003

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO

UM MODELO ECONOMETRICO PARA PREVISÃO DA INFLAÇÃO

Bruno Kuffer de Alencar
No. de matrícula 0016296-7

Orientador: Fabrício Mello Rodrigues da Silva

Dezembro de 2003

“Declaro que o presente trabalho é de minha autoria e que não recorri para realiza-lo, a nenhuma forma de ajuda externa, exceto quando autorizado pelo professor tutor”.

“As opiniões expressas neste trabalho são de responsabilidade única e exclusiva do autor”

Gostaria de agradecer ao meu amigo e professor Fabrício Mello, que me ajudou enormemente na elaboração deste trabalho e aprofundou meus conhecimentos estatísticos e econométricos. Sou muito grato a minha família, que me deu ajuda e suporte nestes quatro anos da faculdade. Também agradeço a minha namorada Karina, presente nos momentos mais importantes da minha vida. Por fim, minha homenagem a todos os professores da PUC-Rio que contribuíram na minha formação e com os quais aprendi muito, marcando-me para sempre.

“É um equívoco tentar fundamentar uma teoria apenas em grandezas observáveis... É a teoria que determina o que podemos observar.”

- ALBERT EINSTEIN, citado em Heisenberg (1971), p.63.

Índice

1. Introdução	5
2. Fundamentos teóricos	6
3. Análise individual das variáveis	20
4. Construção do modelo auto-regressivo de defasagens distribuídas (ADL)	28
5. Diagnóstico do modelo	31
6. Conclusão	36
7. Anexo I	37

1. Introdução

A Estatística surge em um contexto de incerteza. Um ramo da Estatística é a inferência, parte metodológica da ciência onde através da coleta, análise e modelagem dos dados, busca-se estimar parâmetros de uma população a partir de uma amostra coletada dela. Muitos são os objetivos da inferência estatística, porém trataremos neste trabalho na parte específica da análise de adequação da modelagem e de suas previsões. Trataremos da construção de um modelo multivariado fundamentado na teoria econômica que seja capaz de prever a taxa de inflação brasileira no curto prazo. O modelo utilizado é o auto-regressivo de defasagens distribuídas, tendo como variáveis estruturais as defasagens da inflação, da taxa de juros básica da economia / Selic, da taxa de câmbio R\$/US\$, do hiato do produto e da oferta de moeda. Tal modelo é de imensa importância para efeito de política monetária no contexto do atual programa de metas inflacionárias seguido pelo Banco Central do Brasil. As previsões são um meio de fornecer informações para uma conseqüente tomada de decisão por parte dos agentes, visto que a economia é movida principalmente pelas expectativas. Este trabalho também permite o cálculo da taxa de juros real ex-ante da economia e possibilita fazer previsões mais elaboradas de componentes da demanda agregada, como o investimento. O hiato do produto será estimado através do tradicional filtro de Hodrick-Prescott, cujas propriedades estudaremos detalhadamente na seção 2.

2. Fundamentos teóricos

A experiência inflacionária no mundo evidenciou a importância de um Banco Central autônomo e que seja capaz de conduzir a política monetária de forma a gerar uma certa estabilidade dos preços. A alteração dos preços relativos dificultam os agentes econômicos na criação de planos de investimento e, em última instância, acaba prejudicando o crescimento econômico. A inflação diminui o salário real das pessoas e com isso seu poder de compra. Em geral, os mais afetados são a população de baixa renda pois não possuem mecanismos de proteção monetária. A inércia inflacionária resulta dos mecanismos de indexação, para a correção monetária dos preços, taxa de câmbio, salários e ativos financeiros, que tendem a propagar a inflação passada para o futuro. O efeito da espiral inflacionária decorre desta indexação que não permite uma quebra estrutural no repasse, necessitando de um plano de estabilização consistente do ponto de vista econômico e jurídico. Antes de iniciarmos a construção do modelo econométrico preditivo, é importante ressaltar a relevância das variáveis escolhidas tendo em vista a teoria econômica.

O Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), medido pelo IBGE, possui periodicidade mensal e é o parâmetro utilizado pelo Banco Central do Brasil em seu regime de metas de inflação. A coleta dos preços é restringida pelas regiões metropolitanas de Belém, Fortaleza, Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo, Curitiba e Porto Alegre, além de Brasília e o município de Goiânia.

A primeira variável do modelo é a inflação passada medida pelo IPCA – mais especificamente o parâmetro auto-regressivo de primeira ordem – tentando assim capturar a inércia inflacionária. A hipótese básica é que devido aos mecanismos de indexação de salários e de preços presentes na economia brasileira, um choque de oferta é instantaneamente repassado para a taxa de inflação, criando assim uma persistência inflacionária. Preços estabelecidos por contratos podem estar indexados a algum índice de preços e, assim, uma inflação no período t fará eles serem reajustados causando uma inflação em $t+1$.

A inércia inflacionária ocorre quando a taxa de inflação reage lentamente às variações na política econômica (em especial na política monetária). O ponto crucial para os responsáveis pela política econômica que visam a redução da inflação é se está presente na economia a inércia inflacionária (como ela faz quando a inflação esperada na curva de oferta agregada reflete a compensação pela inflação no passado, ou o ajuste demorado do salário por causa dos contratos de longo prazo) ou não (como ela não faria se houvesse expectativas racionais e o reajuste muito rápido dos salários e dos preços).

A segunda variável é a taxa de juros básica da economia. É a taxa apurada no Sistema Especial de Liquidação e Custódia (Selic), obtida mediante o cálculo da taxa média ponderada e ajustada das operações de financiamento por um dia, lastreadas em títulos públicos federais e cursadas no referido sistema na forma de operações compromissadas. É uma taxa de juros nominal, que não reflete precisamente o verdadeiro custo de empréstimo.

Há uma distinção entre taxas de juros reais ex-ante e ex-post. A primeira ocorre quando o cálculo é feito com base na inflação esperada e a segunda quando a inflação foi observada, refletindo portanto a taxa de juros real ocorrida.

Através da taxa de juros nominal que podemos chegar na taxa de juros real ex-ante, definida pela seguinte equação de Fischer:

$$i = r + \pi^e + (r \times \pi^e)$$

onde i = taxa de juros nominal
 r = taxa de juros real ex-ante
 π^e = inflação esperada

Esta é a taxa de juros real mais importante para as decisões econômicas pois com base nela que os agentes montam suas estratégias e planos de investimentos.

Convém destacar aqui como uma mudança na expectativa de inflação afeta a taxa de juros nominal. Suponhamos que a economia se encontre em equilíbrio no ponto 1, onde se cruzam as curvas de oferta e demanda por títulos. Se a expectativa de inflação subir, para qualquer preço do título e da taxa de juros, reduz-se o retorno esperado do título vis-à-vis os ativos reais. Isto ocorre porque é provável que uma mudança na expectativa inflacionária altere os retornos esperados dos ativos reais, tais como automóveis e casas, que por conseguinte alteram a demanda por títulos. Então o aumento da expectativa de inflação reduz a demanda por títulos, deslocando a curva de demanda para a esquerda. De forma semelhante, para qualquer preço do título e da taxa de juros, reduz-se o custo real de empréstimo, ocasionando um aumento na oferta por títulos, deslocando a curva de oferta para a direita. O equilíbrio muda do ponto 1 para o ponto 2 (ver Figura 1). O preço do título cai e a taxa de juros sobe devido a relação inversa do preço do título com sua taxa de juros. Neste exemplo, o deslocamento da oferta compensou o da demanda no que diz respeito a quantidade de títulos, porém isto não é condição necessária. Tudo depende da magnitude do deslocamento de cada curva. A conclusão é que quando a expectativa é de inflação crescente, as taxas de juros sobem – o chamado efeito Fisher.

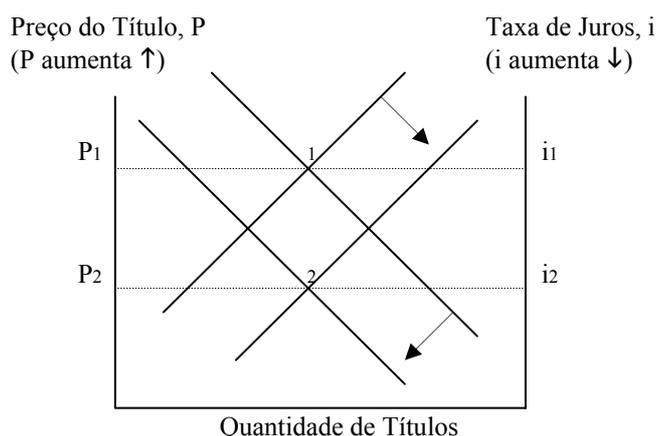


Figura 1 RESPOSTA A MUDANÇA NA EXPECTATIVA DE INFLAÇÃO

(Nota: P e i sobem em direções opostas. P no eixo vertical esquerdo aumenta à medida que subimos o eixo e i no eixo vertical direito aumenta à medida que descemos o eixo.)

No mundo todo, os formuladores de políticas tornaram-se mais conscientes dos custos sociais, políticos e econômicos da inflação, fazendo da estabilidade de preços um dos principais objetivos da política monetária. A estabilidade de preços é desejável porque a

inflação gera incerteza na economia, podendo reduzir o crescimento econômico. São três os instrumentos básicos que o Banco Central pode utilizar na condução da política monetária: operações de mercado aberto, política de desconto e depósito compulsório. Ele fixa um objetivo como por exemplo a estabilidade de preços e utiliza seus instrumentos, metas operacionais (agregados de reservas, taxas de juros de curto prazo) e metas intermediárias (agregados monetários, taxas de juros de curto e longo prazo) para cumpri-lo. O Banco Central pode atingir uma meta ou outra, mas nunca as duas juntas. Caso ele estabeleça como meta a oferta de moeda, haverá flutuações nas taxas de juros e caso ele estabeleça como meta a taxa de juros levará a flutuações na oferta de moeda.

Duas podem ser as estratégias para redução da inflação, com políticas graduais ou com um choque na economia. O choque corta a taxa de crescimento da moeda de maneira brusca provocando uma recessão maciça, porém mais curta. O gradualismo produz menos desemprego, mas também uma redução muito menos rápida na taxa de inflação. Frequentemente os formuladores de política econômica se deparam com este dilema.

Apresentaremos aqui um exemplo de um forte choque na demanda agregada reduzindo visivelmente a taxa de inflação. O Banco Central utiliza em geral operações de mercado aberto como instrumento de política monetária. Suponhamos que ele venda uma quantidade grande de títulos para os agentes da economia. Estes títulos são comprados pagando-se em dinheiro, ou seja, o Banco Central recebe o pagamento e retira assim liquidez da economia. Em outras palavras, essa venda de títulos reduz a oferta de moeda, aumentando portanto a taxa de juros básica da economia (Figura 2).

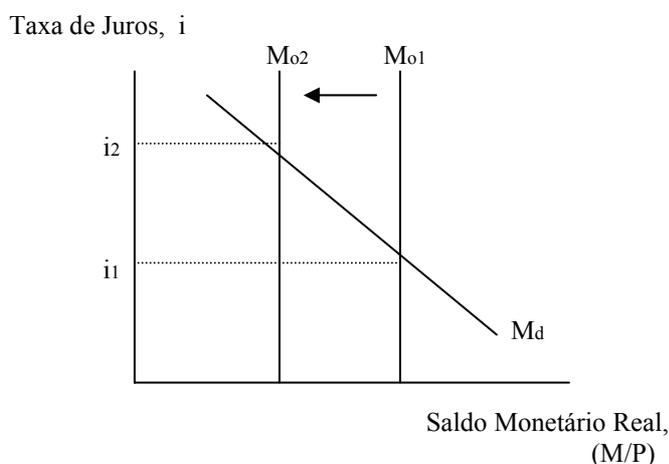


Figura 2 IMPACTO DA REDUÇÃO DA OFERTA DE MOEDA NA TAXA DE JUROS
 M_o : OFERTA DE MOEDA; M_d : DEMANDA POR MOEDA

Esse resultado afeta diretamente a demanda agregada (DA), deslocando-a para baixo e para a esquerda. O aumento da taxa de juros reduz o investimento na economia, tendo um efeito negativo no produto. Esse choque negativo na demanda agregada reduz o nível geral de preços (Figura 3). Qualquer choque positivo na demanda agregada traz pressões inflacionárias da mesma forma que qualquer recessão reduz as pressões por aumento dos preços. A importância da utilização da taxa de juros no modelo preditivo é pela clara correlação existente entre inflação e taxa de juros nominal, o que não quer dizer necessariamente causalidade. Incluímos um anexo neste trabalho com um teste econométrico de causalidade entre as duas variáveis. No período pós-Real, o resultado é que a taxa de juros Selic Granger causa o IPCA.

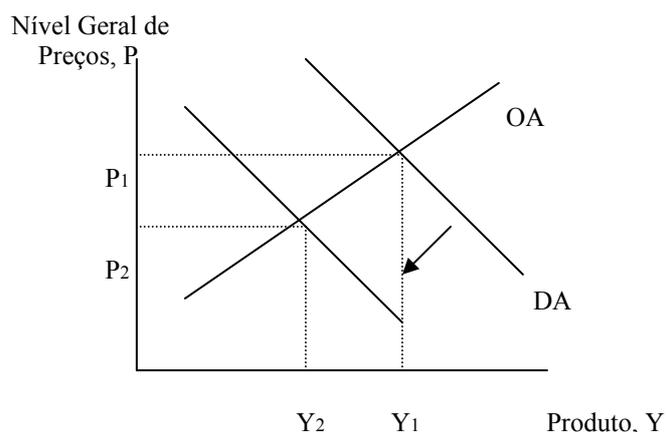


Figura 3 IMPACTO DO CHOQUE NA DEMANDA AGREGADA NOS PREÇOS
OA: OFERTA AGREGADA; DA: DEMANDA AGREGADA

A terceira variável utilizada no modelo é a oferta de moeda da economia, medida pelo Banco Central. Utilizamos o conceito de oferta M1, definida como o papel moeda em poder do público mais os depósitos à vista. Uma breve introdução da Teoria Quantitativa da Moeda pode ajudar a explicar um modelo da determinação do nível de preços. A teoria foi fortemente defendida por dois dos economistas monetaristas mais famosos do século XX, Irving Fisher (1867-1947) e Milton Friedman (nascido em 1912). Na sua forma mais forte, a teoria diz que o nível de preços é proporcional ao estoque monetário. No caso em que a oferta agregada é vertical, um aumento na quantidade de moeda produz, no equilíbrio, um aumento proporcional no nível de preços. Neste caso, percebe-se então a neutralidade da moeda (ver Figura 4).

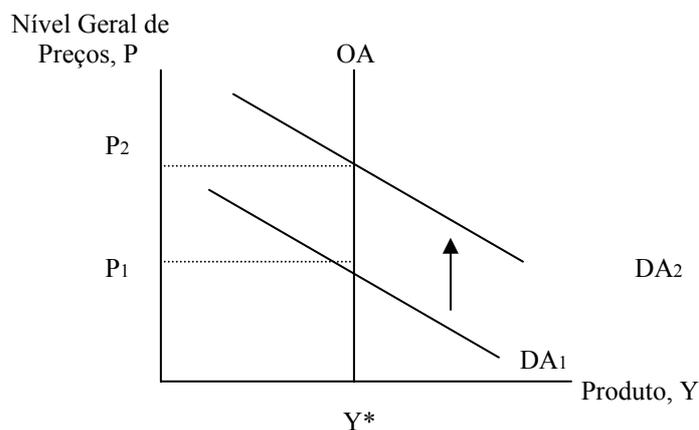


Figura 4 IMPACTO DO AUMENTO DA OFERTA DE MOEDA NO CASO CLÁSSICO
OA: OFERTA AGREGADA; DA: DEMANDA AGREGADA

A neutralidade da moeda decorre do fato de que variações no estoque de moeda causam variações no nível de preços, sem alterar nenhuma variável real como a produção ou o emprego. Disto decorre que a política fiscal não pode afetar o nível de produção, no caso clássico. Fisher escreveu em 1920¹: “As altas e baixas dos preços correspondem, sem dúvida, aos altos e baixos da oferta monetária. No decorrer da história, tem sido assim. Para este fato geral, a evidência é suficiente, mesmo onde lidamos com o índice de números pelo qual fazemos medidas precisas. Sempre que tenha havido uma rápida efusão das minas, seguindo as descobertas de metais preciosos usados para confeccionar moeda, os preços aumentaram com rapidez correspondente. Isto foi observado no século XVI, depois de grandes quantidades de metais preciosos terem sido levadas do Novo Mundo para a Europa, e novamente no século XIX, depois da mineração canadense e californiana dos anos 50, e, ainda mais uma vez, no mesmo século depois da mineração do Alasca, África do Sul e Cripple Creek. Da mesma forma, outras causas além da mineração, como por exemplo o surgimento do papel-moeda, produziram violentas mudanças na quantidade ou na qualidade de moeda; e sempre seguiram este processo violentas variações no nível de preços”. Já Friedman escreveu em 1968²: “Desde que os homens começaram a escrever sistematicamente sobre os problemas econômicos, eles têm devotado especial atenção aos amplos movimentos no nível geral de preços que têm ocorrido intermitentemente. Duas explicações alternativas têm sido comumente oferecidas: uma tem atribuído as variações no preços a variações na quantidade de moeda. Outra tem atribuído as variações nos preços à guerra ou, ainda, à ganância ou a aumentos nos salários a alguma circunstância especial de um período ou lugar específico, considerando qualquer variação proporcional na quantidade de moeda como consequência comum da mesma circulação especial. A primeira explicação tem se referido geralmente à teoria quantitativa da moeda, apesar desta designação estar cônica quanto à variedade de formas de explicação consideradas, os diferentes níveis de sofisticação que têm sido desenvolvidos e o grande número de reivindicações feitas para sua aplicabilidade. A teoria quantitativa na sua forma mais rígida e menos qualificada sustenta a estrita proporcionalidade entre a quantidade do que é considerado moeda e o nível de preços. Quase ninguém tem mantido a teoria nesta forma, apesar de afirmações capazes de serem interpretadas como tais terem sido sempre feitas no ardor do argumento ou por simplicidade expositiva. Virtualmente, cada teórico quantitativo tem reconhecido que as variações na quantidade de moeda que correspondem a variações no volume de comércio ou de produção não têm nenhuma tendência a produzir variações nos preços. Apesar de muitos terem reconhecido também que as variações na disponibilidade da comunidade deter moeda podem ocorrer por uma variedade de razões e podem introduzir disparidades entre as variações na quantidade de moeda por unidade de comércio ou de produção e as variações nos preços. O que os teóricos quantitativos têm mantido em comum é a crença de que estas qualificações são de importância secundária para variações substanciais tanto nos preços como na quantidade de moeda e, como consequência, uma de fato não ocorrerá sem a outra”.

¹ Irving Fisher, *Stabilizing the Dollar* (New York: Macmillan, 1920, pp. 10-11 e 29), citado em Dornbusch e Fischer (1991).

² Milton Friedman, "Money: The Quantity Theory", *The International Encyclopedia of the Social Sciences*, v. X, 1968, pp. 432-447. Citado em Dornbusch e Fischer (1991).

Matematicamente, uma forma simples de perceber a teoria quantitativa estrita é com a equação: $M \times V = P \times Y$

onde: M é o estoque de moeda

V é a velocidade de transações da moeda

P é o preço médio por transação

Y é o produto agregado

Como tanto V como Y podem ser considerados constantes no curto prazo, um aumento de P acarreta um aumento proporcional de M.

Os teóricos quantitativos como Irving Fisher, discordam da teoria quantitativa estrita, não acreditando que a curva de oferta seja vertical a curto prazo. Os monetaristas, como Friedman, argumentam que uma queda no estoque de moeda, na prática, primeiro reduz o nível de produção e somente depois tem um efeito sobre os preços. Existe, para eles, uma clara distinção entre os efeitos de curto e longo prazos de variações na moeda. A longo prazo, a moeda é mais ou menos neutra. Mudanças na oferta de moeda não afetam variáveis reais e somente modificam os preços. Mas, a curto prazo, a política monetária pode ter e realmente têm importantes efeitos reais.

A quarta variável utilizada é a taxa de câmbio R\$/US\$. Desde 1999, quando o Banco Central decidiu sair do regime de bandas cambiais para taxas flutuantes, a taxa de câmbio tem apresentado efeito bastante significativo na inflação por causa das desvalorizações do real frente ao dólar americano. Como o Brasil importa bens de outros países cotados em dólares, uma desvalorização do real encarece as importações e com isto aumenta os custos das firmas que os importam, sendo o custo repassado para os preços e impactando a inflação. Ademais, bens comercializáveis ('tradables') não podem ter preços no mercado interno muito diferentes dos preços internacionais, por uma questão de arbitragem. Caso houvesse diferença significativa, seria vantajoso comprar internamente para vender no mercado mundial ou vice-versa, dependendo de qual preço fosse maior. Os agentes econômicos se aproveitam das diferenças e é isto que equilibra os preços. Contudo, isto não ocorre com bens não comercializáveis ('não tradables'). Existem bens ou serviços que não podem ser trocados no mercado internacional, como a energia elétrica, uma entrada de cinema ou um corte de cabelo. Para tais bens ou serviços pode haver diferenças enormes de preços entre os países. Em suma, desvalorizações cambiais encarecem o custo da importação de matérias-primas e bens, que afetando a curva de custo da empresa, instantaneamente alteram o preço dos produtos vendidos internamente, podendo ocasionar efeitos muito grandes na taxa de inflação.

Por fim, a última variável é o hiato da produção física potencial, explicada a seguir.

- **Estimativa da produção potencial, utilizando o filtro Hodrick-Prescott**

Na economia existe uma certa regularidade de expansão e de contração da atividade econômica em torno de sua tendência de crescimento. Isto é o que os economistas chamam de ciclo de negócios. Percebe-se uma relação estrita entre o ciclo de negócios e a inflação, o desemprego e o crescimento econômico. O produto potencial ocorre quando todos os fatores de produção estão totalmente empregados, isto é, não há capacidade ociosa na economia. Constantemente essa tendência está se alterando pois as variáveis na

economia não estão fixas. O tamanho da população se modifica, as empresas alteram seus investimentos e assim sua capacidade produtiva, o estoque de conhecimento aumenta com o passar do tempo e novos bens, serviços e métodos de produção são inventados ou introduzidos. Este aumento nos recursos disponíveis permite uma ampliação da produção, o que resulta em um aumento do nível do produto potencial.

No entanto, ocorre também o caso mais comum onde nem todos os fatores de produção estão empregados. O conceito de pleno emprego é puramente econômico e ele ocorre quando alguém procura um emprego e o encontra num período de tempo pequeno. O produto sempre está flutuando em torno de seu nível tendencial. Em momentos de expansão econômica, aumenta o emprego dos fatores de produção o que implica numa fonte de crescimento do produto. O produto pode estar acima do potencial se as pessoas oferecem mais trabalho e os equipamentos e máquinas são usadas por mais turnos. Em uma contração da economia, o desemprego aumenta e menos bens e serviços são produzidos em relação ao que poderia ser dado sua função tecnológica e seus recursos existentes. O hiato do produto mede a diferença entre o produto real e o produto que a economia poderia produzir em pleno emprego dos fatores de produção existentes. Ou seja, o hiato do produto é o produto observado menos seu produto potencial. Um hiato negativo significa que há capacidade ociosa na economia e muitos recursos deixam de ser empregados. Um hiato positivo significa que há emprego sobrando e uma taxa mais alta que a normal de utilização de equipamentos. Desta forma, o hiato do produto nos fornece um importante indicador de como está a situação da economia e qual deverá ser a política adotada para deslocar o nível da atividade econômica.

Em teoria, o hiato do produto é uma variável essencial na previsão da taxa de inflação. Dados empíricos nos mostram que, em geral, períodos de longa expansão sempre reduzem muito a taxa de desemprego trazendo, portanto, pressões inflacionárias que acabam induzindo políticas econômicas restritivas e contracionistas que desaquecem a economia. Políticas expansionistas da demanda agregada tendem a produzir inflação e, em contrapartida, períodos caracterizados pela baixa demanda agregada tendem a reduzir a taxa de inflação.

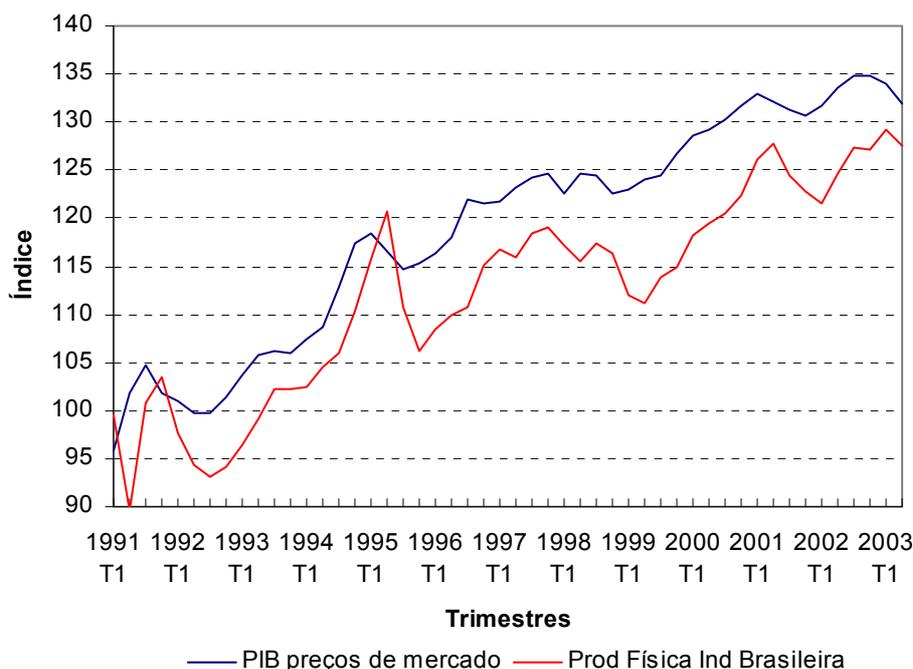
A inflação, assim como o desemprego, são talvez os dois maiores problemas macroeconômicos. O desemprego, além de seu custo social e humano, faz a economia desperdiçar capacidade produtiva. A inflação altera os preços relativos, as decisões de investimento e reduz a renda real das pessoas. Existe portanto um claro dilema entre inflação e desemprego, ilustrado pela curva de Phillips.

Para fins de previsão, o PIB possui o problema da periodicidade pois a série com maior frequência é a trimestral. A produção física industrial brasileira, também calculada pelo IBGE, possui dados mensais. Com o intuito de mostrar as duas séries em um mesmo gráfico, calculamos as médias trimestrais da produção física industrial brasileira e obtivemos enorme semelhança na variação das duas séries (Gráfico 1).

O objetivo é mostrar que se ambas as séries caminham juntas, poderemos utilizar a produção física industrial brasileira como proxy para o PIB e assim calcular o hiato da produção física industrial e utilizarmos no nosso modelo preditivo mensal.

Duas séries podem ser individualmente não-estacionárias, porém elas podem ser co-integradas, isto é, pode haver uma ou mais combinações lineares entre as variáveis que sejam estacionárias. A co-integração implica em uma relação de longo prazo estável entre elas. Antes de se testar a co-integração, é preciso verificar se ambas as séries são integradas.

Gráfico 1 RELAÇÃO ENTRE PRODUTO INTERNO BRUTO A PREÇOS DE MERCADO E A PRODUÇÃO FÍSICA INDUSTRIAL BRASILEIRA. BASE: MÉDIA 1990 = 100.



Para testar a presença de raiz unitária na série, utilizamos o teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF). Ele se baseia na seguinte equação:

$$\nabla Y_t = \alpha_1 + \alpha_2 t + \gamma Y_{t-1} + \beta_1 \nabla Y_{t-1} + \beta_2 \nabla Y_{t-2} + \dots + u_t$$

onde Y_t é a série que se deseja testar estacionariedade

α_1 é uma constante

t é uma tendência determinística

Deve-se incluir tantas defasagens até se produzir resíduos serialmente decorrelacionados. É importante notar que a estatística de teste não segue uma distribuição t de Student e os valores críticos do teste variam de acordo com sua especificação, ou seja, variam de acordo com a inclusão da constante e/ou tendência.

A hipótese nula do teste é presença de raiz unitária e a hipótese alternativa é estacionariedade ou tendência determinística.

Fizemos então o teste ADF com intercepto para testar a presença de raiz unitária nas séries:

- Produto Interno Bruto:

Estatística ADF	-0,992043	1% Valor Crítico	-3,5713
		5% Valor Crítico	-2,9228
		10% Valor Crítico	-2,5990

Se falha em rejeitar a hipótese nula de raiz unitária ao nível de significância de 1% pois o módulo da estatística ADF é menor que o módulo do valor crítico, ou seja, a série é não-estacionária.

- Produção Física Industrial Brasileira

Estatística ADF	-1,874910	1% Valor Crítico	-3,5713
		5% Valor Crítico	-2,9228
		10% Valor Crítico	-2,5990

Novamente se falha em rejeitar a hipótese nula ao nível de 1%, isto é, a série é não-estacionária. Ambas as séries são integradas. Mais ainda, ambas só possuem uma raiz unitária verificado tirando-se as diferenças das séries e fazendo-se de novo o teste ADF.

Dado isto, testamos então a co-integração entre a série do PIB e da Produção Física Industrial Brasileira, como sugerido por Engle e Granger (1987). Estimamos a seguinte regressão estática:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + u_t$$

onde

- a variável dependente (y) é o índice do Produto Interno Bruto a preços de mercado com ajuste sazonal.

- a variável independente (x) é a média trimestral do índice da Produção Física Industrial Brasileira dessazonalizada.

Deve-se calcular o resíduo desta equação:

$$\hat{u}_t = y_t - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 x_t$$

Nele se realiza o seguinte teste ADF:

$$\nabla Y_t = \alpha_1 + \alpha_2 t + \gamma Y_{t-1} + \beta_1 \nabla Y_{t-1} + \beta_2 \nabla Y_{t-2} + \dots + u_t$$

onde

- Y é o resíduo da regressão estática anterior.

Por se tratar do resíduo da equação, o ADF deve ser feito sem se incluir a constante nem a tendência, logo a hipótese nula é a presença da raiz unitária *versus* a hipótese alternativa de estacionariedade com média zero. ($\alpha_1 = \alpha_2 = 0$)

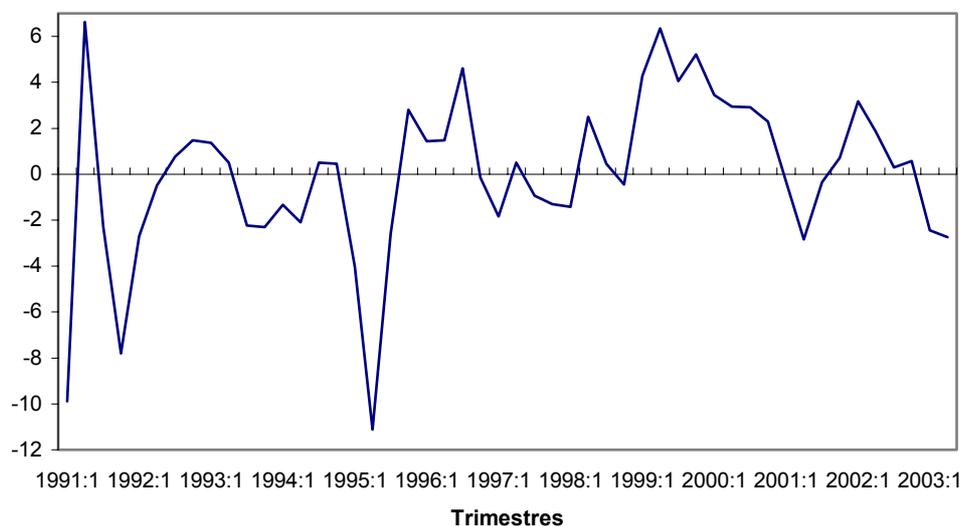
Obtivemos o seguinte resultado:

Estadística ADF	-3,962183	1% Valor Crítico	-2,6110
		5% Valor Crítico	-1,9476
		10% Valor Crítico	-1,6194

Como o módulo da estatística ADF é maior que o módulo do número crítico, se rejeita a hipótese nula de presença de raiz unitária ao nível de significância de 1%.

O teste ADF é de baixa potência, ou seja, há baixa probabilidade de se rejeitar a hipótese nula quando ela é falsa, então é provável que a série realmente não tenha raiz unitária. Isso nos diz que os resíduos são de fato estacionários e portanto as séries são co-integradas.

Gráfico 2 RESÍDUOS DA REGRESSÃO ESTÁTICA



Este resultado autoriza-nos a calcular o hiato da produção e utilizar a série como proxy para o hiato do produto. Existem diversas maneiras de se estimar o produto potencial, como sugerido em Da Silva (1999) utilizando o método da função de produção. Decidimos utilizar a filtragem de Hodrick-Prescott como estimativa para a produção potencial. Hodrick-Prescott é um filtro linear e bilateral que computa uma série alisada x de y minimizando a variância de y em torno de x , sujeito a um custo que restringe a segunda diferença de x .

O filtro HP escolhe x_t para minimizar:

$$\sum_{t=-1}^T (y_t - x_t)^2 + \lambda \sum_{t=1}^T [(x_t - x_{t-1}) - (x_{t-1} - x_{t-2})]^2$$

O parâmetro λ controla o alisamento da série x_t . Quanto maior o parâmetro λ , mais alisada será a série x_t . Se $\lambda \rightarrow \infty$, x_t se aproxima de uma tendência linear. Como

sugerido por Hodrick e Prescott (1997), os seguintes valores podem ser usados para λ : 100 para dados anuais, 1.600 para dados trimestrais e 14.400 para dados mensais.

Para ilustrar as características do filtro Hodrick-Prescott, deduzimos a seguir a sua solução matricial para quatro observações.

Suponha a seguinte série original $y = (y_{-1}, y_0, y_1, y_2)$
série filtrada $x = (x_{-1}, x_0, x_1, x_2)$

Minimizando a função objetivo:

$$f(x) = \sum_{t=-1}^1 (y_t - x_t)^2 + \lambda \sum_{t=1}^1 (x_t - 2x_{t-1} + x_{t-2})^2$$

$$\frac{\partial f}{\partial x_{-1}} = -2(y_{-1} - x_{-1}) + 2\lambda(x_1 - 2x_0 + x_{-1}) = 0$$

$$\frac{\partial f}{\partial x_0} = -2(y_0 - x_0) + \lambda(-8x_1 + 10x_0 - 4x_{-1} + 2x_2) = 0$$

$$\frac{\partial f}{\partial x_1} = -2(y_1 - x_1) + \lambda(-8x_0 + 10x_1 + 2x_{-1} - 4x_2) = 0$$

$$\frac{\partial f}{\partial x_2} = -2(y_2 - x_2) + 2\lambda(x_2 - 2x_1 + x_0) = 0$$

Equações “normais”:

$$\begin{aligned} y_{-1} &= (1 + \lambda)x_{-1} - 2\lambda x_0 + \lambda x_1 \\ y_0 &= (1 + 5\lambda)x_0 - 2\lambda x_{-1} - 4\lambda x_1 + \lambda x_2 \\ y_1 &= (1 + 5\lambda)x_1 - 4\lambda x_0 + \lambda x_{-1} - 2\lambda x_2 \\ y_2 &= (1 + \lambda)x_2 - 2\lambda x_1 + \lambda x_0 \end{aligned}$$

Ou pode ser expresso como:

$$\begin{bmatrix} y_{-1} \\ y_0 \\ y_1 \\ y_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} (1 + \lambda) & -2\lambda & \lambda & 0 \\ -2\lambda & (1 + 5\lambda) & -4\lambda & \lambda \\ \lambda & -4\lambda & (1 + 5\lambda) & -2\lambda \\ 0 & \lambda & -2\lambda & (1 + \lambda) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{-1} \\ x_0 \\ x_1 \\ x_2 \end{bmatrix}$$

Calculando a inversa da matriz dos λ , chegamos a seguinte solução:

$$\begin{bmatrix} x_{-1} \\ x_0 \\ x_1 \\ x_2 \end{bmatrix} = \frac{1}{20\lambda^2 + 12\lambda + 1} \begin{bmatrix} 14\lambda^2 + 11\lambda + 1 & 2\lambda(4\lambda + 1) & \lambda(2\lambda - 1) & -4\lambda^2 \\ 2\lambda(4\lambda + 1) & 6\lambda^2 + 7\lambda + 1 & 4\lambda(1 + \lambda) & \lambda(2\lambda - 1) \\ \lambda(2\lambda - 1) & 4\lambda(1 + \lambda) & 6\lambda^2 + 7\lambda + 1 & 2\lambda(4\lambda + 1) \\ -4\lambda^2 & \lambda(2\lambda - 1) & 2\lambda(4\lambda + 1) & 14\lambda^2 + 11\lambda + 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{-1} \\ y_0 \\ y_1 \\ y_2 \end{bmatrix}$$

A solução da forma genérica se dá resolvendo a seguinte minimização:

$$f(x) = \sum_{t=-1}^T (y_t - x_t)^2 + \lambda \sum_{t=1}^T (x_t - 2x_{t-1} + x_{t-2})^2$$

$$f(x) = [(y_{-1} - x_{-1})^2 + (y_0 - x_0)^2 + (y_1 - x_1)^2 + \dots + (y_T - x_T)^2] + \lambda [(x_1 - 2x_0 + x_{-1})^2 + (x_2 - 2x_1 + x_0)^2 + \dots]$$

$$\frac{\partial f}{\partial x_{-1}} = -2(y_{-1} - x_{-1}) + 2\lambda(x_1 - 2x_0 + x_{-1}) = 0$$

$$\frac{\partial f}{\partial x_0} = -2(y_0 - x_0) + \lambda(-8x_1 + 10x_0 - 4x_{-1} + 2x_2) = 0$$

$$\frac{\partial f}{\partial x_1} = -2(y_1 - x_1) + 2\lambda(x_1 - 2x_0 + x_{-1}) - 4\lambda(x_2 - 2x_1 + x_0) + 2\lambda(x_3 - 2x_2 + x_1) = 0$$

·
·
·

$$\frac{\partial f}{\partial x_n} = -2(y_n - x_n) - \lambda[(x_n - 2x_{n-1} + x_{n-2}) - 2(x_{n+1} - 2x_n + x_{n-1}) + (x_{n+2} - 2x_{n+1} + x_n)] = 0$$

Resolvendo:

$$y_n - x_n - \lambda(x_n - 2x_{n-1} + x_{n-2} - 2x_{n+1} + 4x_n - 2x_{n-1} + x_{n+2} - 2x_{n+1} + x_n) = 0$$

$$y_n - (1 + 6\lambda)x_n + 4\lambda x_{n-1} - \lambda x_{n-2} + 4\lambda x_{n+1} - \lambda x_{n+2} = 0$$

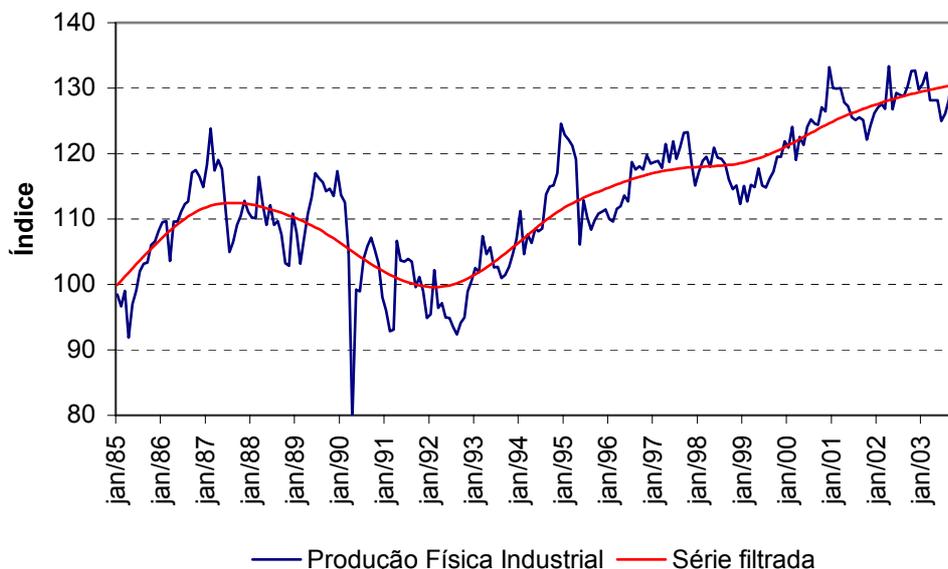
Isto pode ser escrito como:

$$\begin{pmatrix} y_{-1} \\ y_0 \\ y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ \vdots \\ y_{n-2} \\ y_{n-1} \\ y_n \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1+\lambda & -2\lambda & \lambda & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ -2\lambda & 1+5\lambda & -4\lambda & \lambda & 0 & 0 & 0 & 0 & \cdot & 0 \\ \lambda & -4\lambda & 1+6\lambda & -4\lambda & \lambda & 0 & 0 & 0 & \cdot & 0 \\ 0 & \lambda & -4\lambda & 1+6\lambda & -4\lambda & \lambda & 0 & 0 & \cdot & 0 \\ 0 & 0 & \lambda & -4\lambda & 1+6\lambda & -4\lambda & \lambda & 0 & \cdot & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \lambda & -4\lambda & \ddots & -4\lambda & \lambda & \vdots & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \lambda & -4\lambda & 1+6\lambda & -4\lambda & \lambda & \cdot \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \lambda & -4\lambda & 1+6\lambda & -4\lambda & \lambda \\ \cdot & \dots & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \lambda & -4\lambda & 1+5\lambda & -2\lambda \\ 0 & \cdot & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \lambda & -2\lambda & 1+\lambda \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{-1} \\ x_0 \\ x_1 \\ x_2 \\ \vdots \\ \vdots \\ x_{n-2} \\ x_{n-1} \\ x_n \end{pmatrix}$$

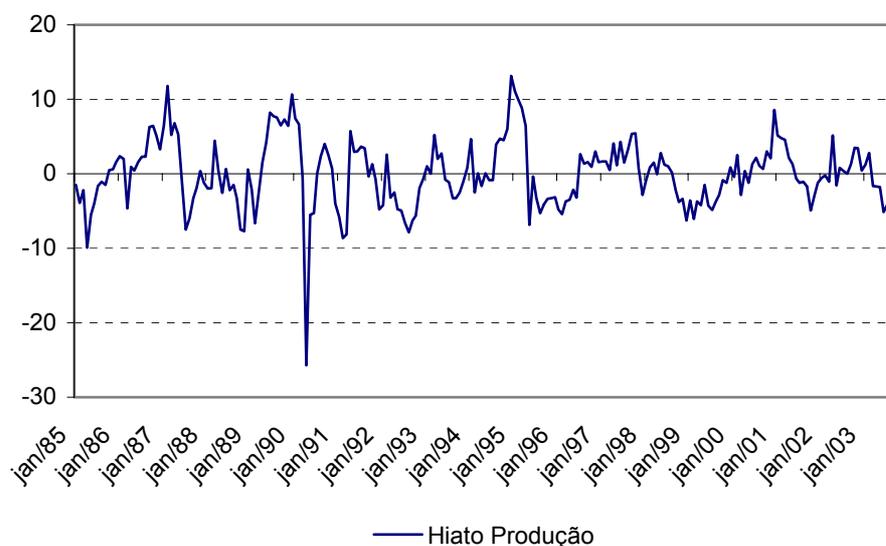
A matriz que pré-multiplica o vetor x é uma matriz esparsa. Também é inversível pois seu determinante é diferente de zero. Não há um padrão para a inversa da matriz dos λ , logo a resolução deste sistema resulta na série alisada x pelo filtro Hodrick-Prescott.

Assim, filtramos a série da Produção Física Industrial Brasileira para encontrar a produção potencial.

Gráfico 3 PRODUÇÃO FÍSICA INDUSTRIAL versus PRODUÇÃO POTENCIAL
BASE: MÉDIA 1991=100.



O hiato da produção física industrial brasileira é simplesmente a produção observada menos a potencial.

Gráfico 4 HIATO DA PRODUÇÃO FÍSICA INDUSTRIAL BRASILEIRA

A série do hiato da produção mostra um pouco da história econômica brasileira. A década de 80 foi a chamada “década perdida”, influenciada por altas taxas de inflação e estagnação. Grande parte da queda da atividade econômica mundial neste período foi decorrente das altas taxas de juros americanas. Foi um processo de abertura lenta e gradual na política brasileira. A pior recessão desta década foi no período 1981-83 (vide tabela).

Várias foram as tentativas de planos de estabilização, como o Plano Cruzado, Bresser, Verão, Collor I, Collor II e finalmente o Plano Real. Nenhum deles tiveram um sucesso sustentado no combate a inflação, exceto o Real. Tais planos não possuíam mecanismos de controle efetivo do processo inflacionário. O que ocorria era uma queda pequena da inflação no curto prazo, com um aumento tremendo nos meses seguintes. Um motivo que dificultou a implementação dos planos de estabilização foi a inércia inflacionária, sempre presente na economia brasileira contemporânea. No gráfico 4 podemos observar um outlier em março de 1990, que foi o mês em que o Fernando Collor assumiu a presidência e instituiu seu plano de estabilização, incluindo o confisco, congelamento de preços e salários, demissões em massa de funcionários e o fechamento de empresas públicas, trazendo assim uma queda acentuada do produto. O processo de abertura da economia na década de 90 somado ao Plano Real, proporcionou a volta do crescimento econômico, porém a taxas bem modestas quando comparadas ao período do “Milagre Econômico” (1968-73), onde a economia crescia em média 11,1% ao ano.

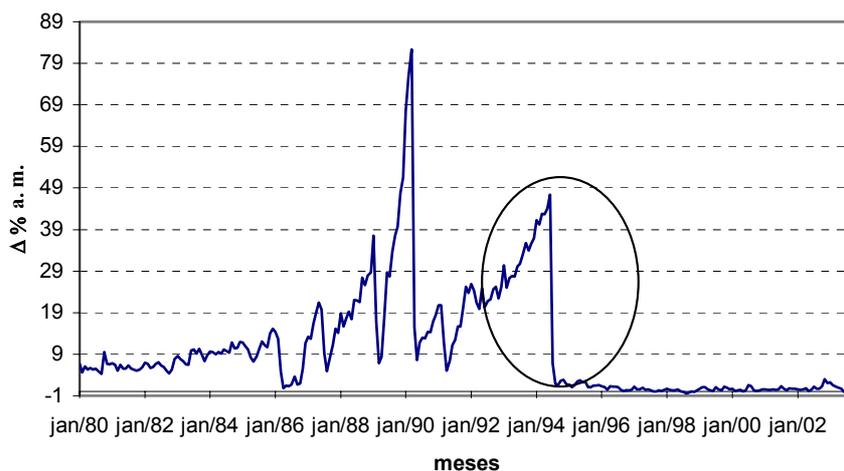
Variações reais anuais do PIB (%)											
1968	1969	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979
9,8	9,5	10,4	11,34	11,94	13,97	8,15	5,17	10,26	4,93	4,97	6,76
1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991
9,2	-4,25	0,83	-2,93	5,4	7,85	7,49	3,53	-0,06	3,16	-4,35	1,03
1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	
-0,54	4,92	5,85	4,22	2,66	3,27	0,13	0,79	4,36	1,42	1,52	

Fonte: IBGE

3. Análise individual das variáveis

Tendo em vista a relevância econômica de todas as variáveis que serão testadas no modelo, começaremos sua exposição. A amostra utilizada foi o período pós Plano Real, pois antes de agosto de 1994 existe uma clara quebra estrutural na série.

Gráfico 5 SÉRIE HISTÓRICA DO IPCA, JAN/1985 ATÉ OUT/2003.



Como o intuito é realizar previsões para os próximos meses do IPCA, um modelo ADL que utiliza alguma variável na primeira defasagem, a priori, só consegue realizar previsões em um instante do tempo à frente. Um meio de contornar isto é utilizando modelos ARIMA para prever cada variável separadamente.

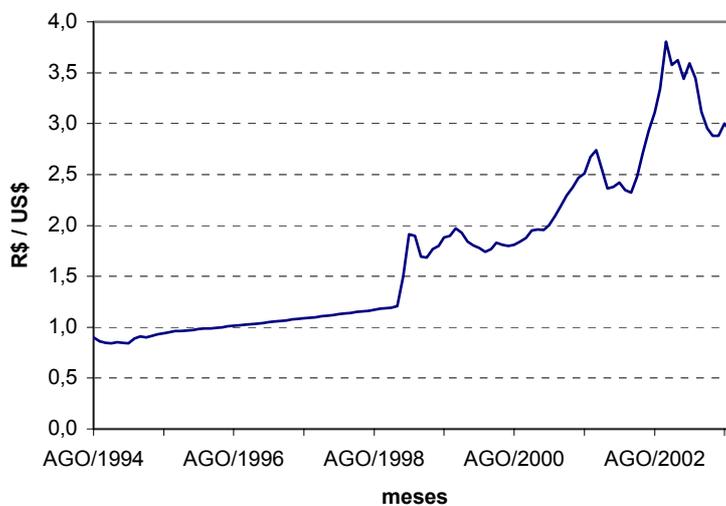
Faremos um estudo isolado de cada variável para depois construirmos finalmente o modelo ADL. Todos os testes estão sendo analisados, como por exemplo de heterocedasticidade, normalidade e o teste Q de Ljung e Box. Não os detalharemos na modelagem ARIMA pois não é o escopo deste trabalho. A previsão destas variáveis é apenas um instrumental para prevermos o IPCA mais meses à frente.

i) Taxa de câmbio R\$/US\$

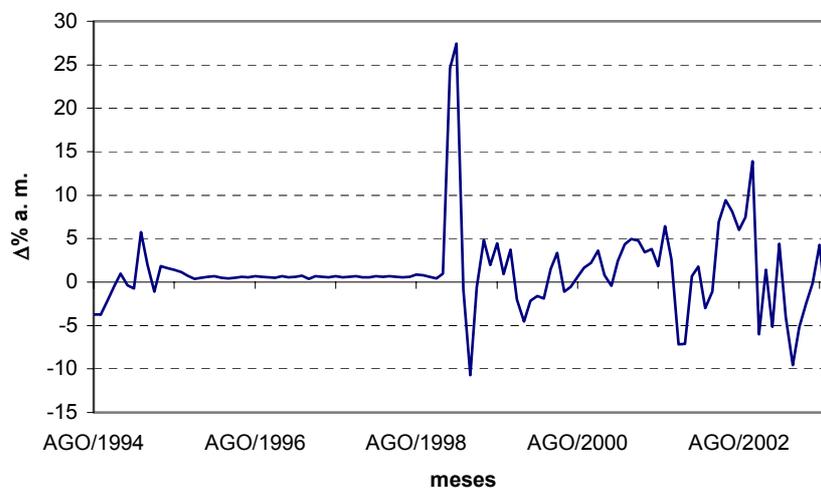
O gráfico 6 nos mostra o comportamento não estacionário da série. O teste ADF com intercepto confirma isto.

Estatística ADF	-0,982515	1% Valor Crítico	-3,4928
		5% Valor Crítico	-2,8887
		10% Valor Crítico	-2,5811

Falha-se em rejeitar a hipótese nula de presença de raiz unitária.

Gráfico 6 TAXA DE CÂMBIO LIVRE - DÓLAR AMERICANO (VENDA) - MÉDIA DO PERÍODO

Para eliminar a não-estacionariedade, utilizamos a variação percentual da taxa de câmbio. O gráfico 7 mostra que a série, em variações percentuais, é estacionária.

Gráfico 7 VARIAÇÃO PERCENTUAL DA TAXA DE CÂMBIO LIVRE

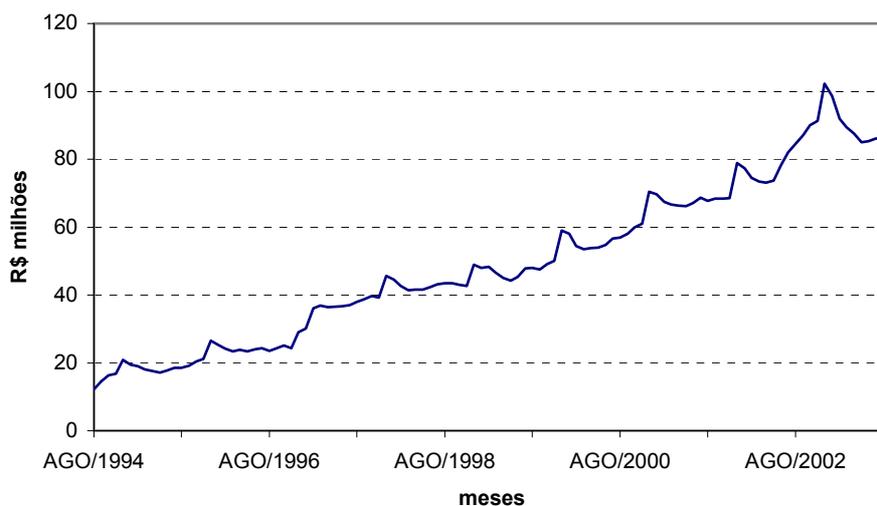
O salto verificado na série se deve ao fato da mudança do regime cambial em janeiro de 1999.

Estadística ADF	-4,509504	1% Valor Crítico	-3,4928
		5% Valor Crítico	-2,8887
		10% Valor Crítico	-2,5811

Rejeita-se a hipótese nula de raiz unitária. Com base na Função de Autocorrelação e Função de Autocorrelação Parcial (FAC e FACP) e nos critérios de Akaike e Schwarz, o modelo mais adequado para previsão da primeira diferença da taxa de câmbio é um ARMA(1,1). Algumas dummies foram incluídas para retirar o efeito dos outliers da série.

ii) Oferta de moeda

Gráfico 8 MEIOS DE PAGAMENTO - M1 - MÉDIA NOS DIAS ÚTEIS (R\$)



Teste ADF com intercepto:

Estatística ADF	-0,173914	1% Valor Crítico	-3,4934
		5% Valor Crítico	-2,8889
		10% Valor Crítico	-2,5812

Trabalhamos com a primeira diferença da oferta de moeda para tornar a série estacionária (Gráfico 10). Pela FAC, a sazonalidade é visível em lag 12 e, podemos aceitar a não presença de raiz unitária.

Gráfico 9 FAC DA OFERTA DE MOEDA EM VARIAÇÃO PERCENTUAL

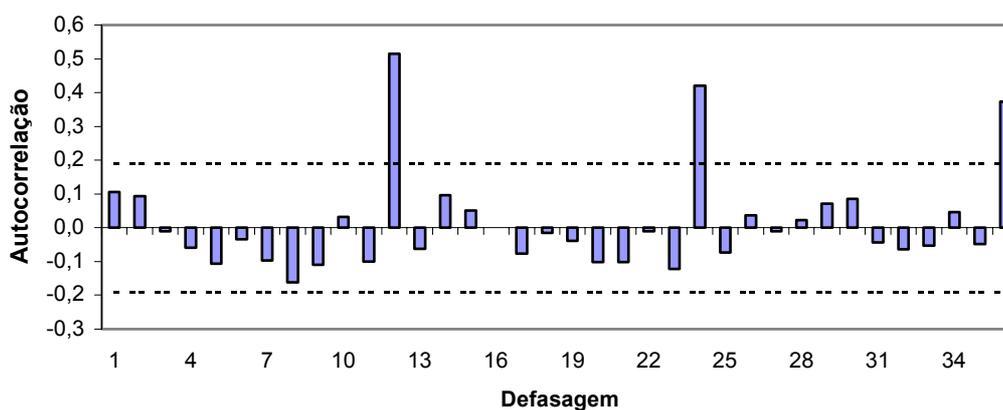
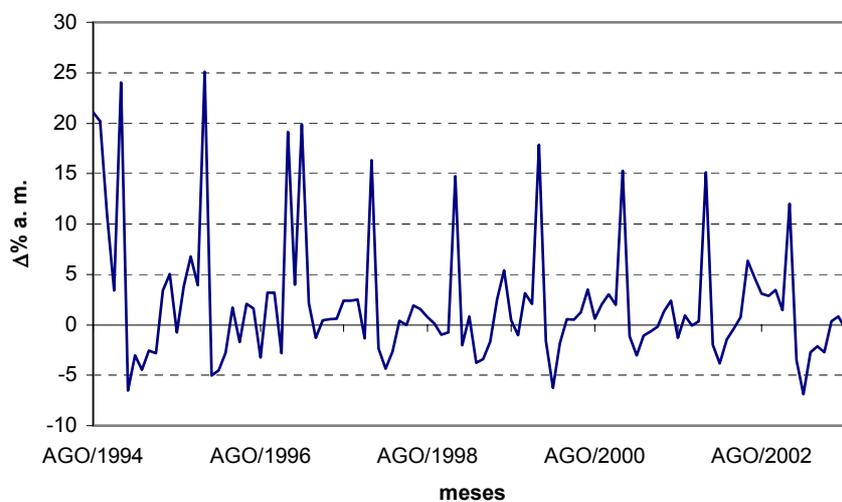


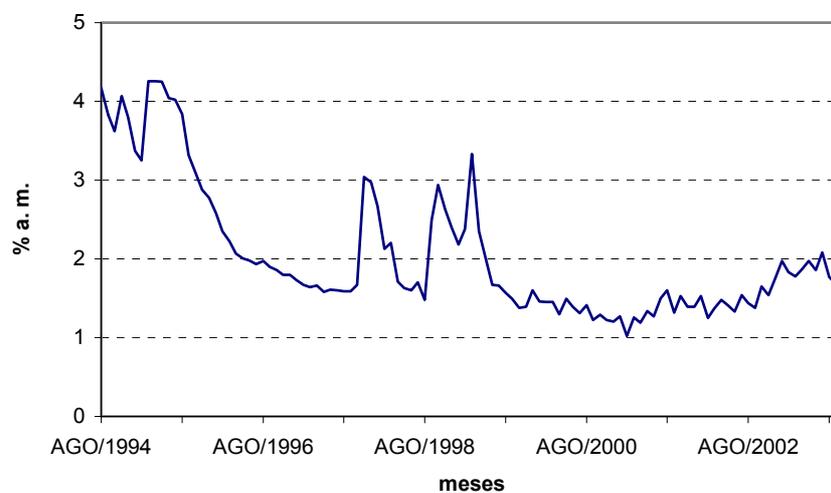
Gráfico 10 VARIAÇÃO PERCENTUAL DOS MEIOS DE PAGAMENTO - M1

Estatística ADF	-7,134610	1% Valor Crítico	-3,4934
		5% Valor Crítico	-2,8889
		10% Valor Crítico	-2,5812

Rejeita-se fortemente a presença de raiz unitária.

O modelo estimado é um SARIMA (0,1,0) x (1,0,0)₁₂

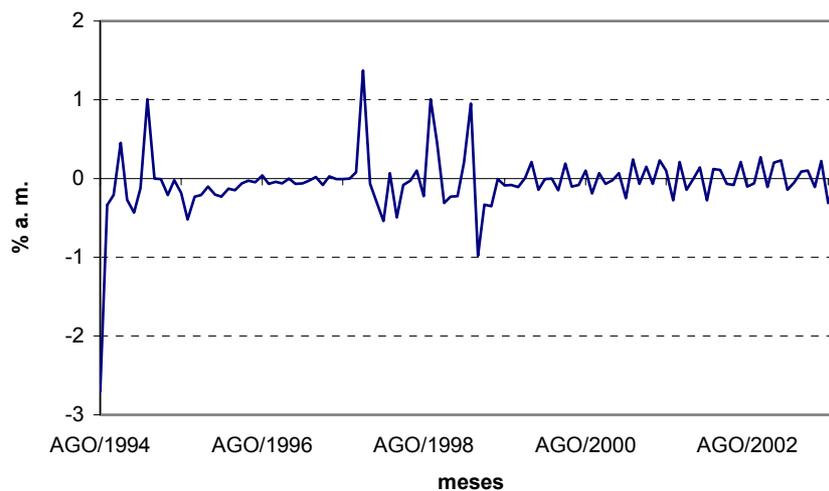
iii) Selic

Gráfico 11 SELIC ACUMULADA NO MÊS (% a. m.)

Estatística ADF	-2,481065	1% Valor Crítico	-3,4928
		5% Valor Crítico	-2,8887
		10% Valor Crítico	-2,5811

Falha-se em rejeitar a hipótese de presença de raiz unitária. Logo, diferenciando a série temos:

Gráfico 12 PRIMEIRA DIFERENÇA DA SELIC ACUMULADA NO MÊS (% a. m.)



Estatística ADF	-4,894028	1% Valor Crítico	-3,4928
		5% Valor Crítico	-2,8887
		10% Valor Crítico	-2,5811

A série diferenciada não possui raiz unitária, ou seja, a Selic é I(1).

Gráfico 13 FAC DA PRIMEIRA DIFERENÇA DA SELIC

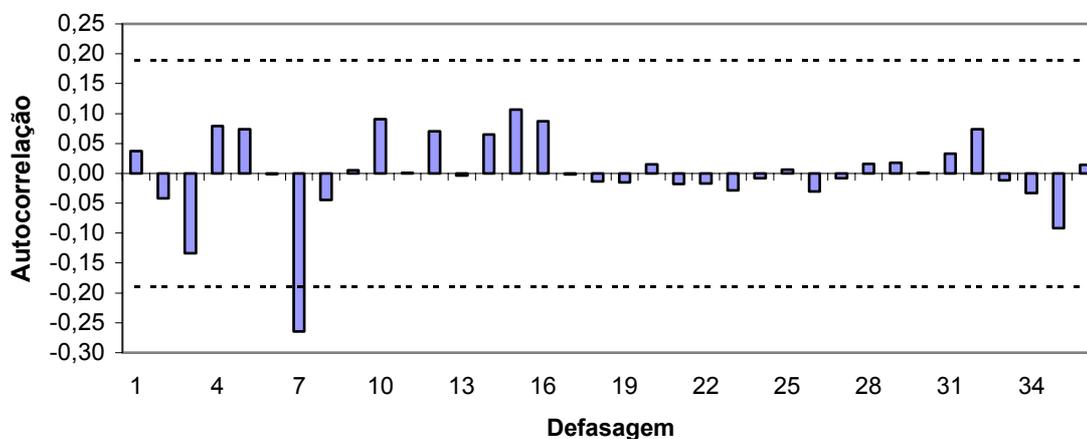
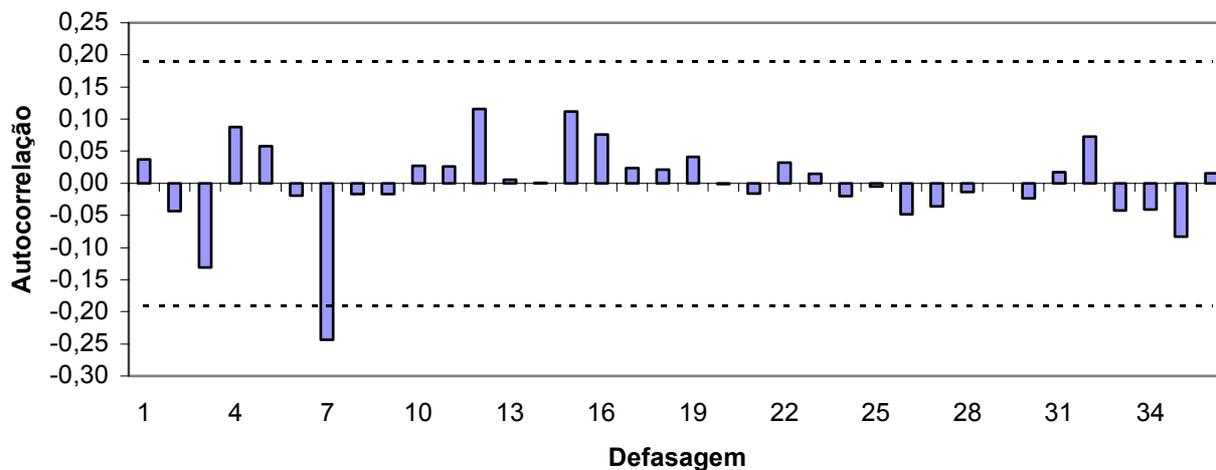
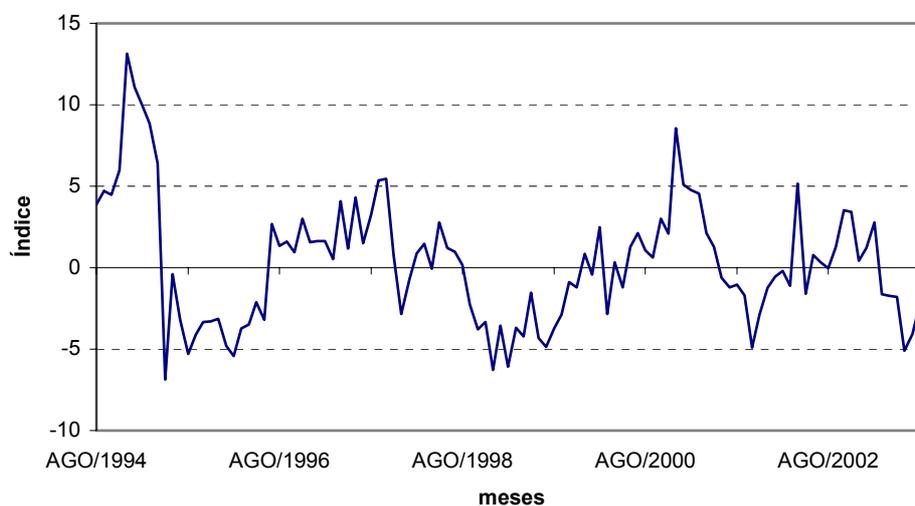


Gráfico 14 FACP DA PRIMEIRA DIFERENÇA DA SELIC

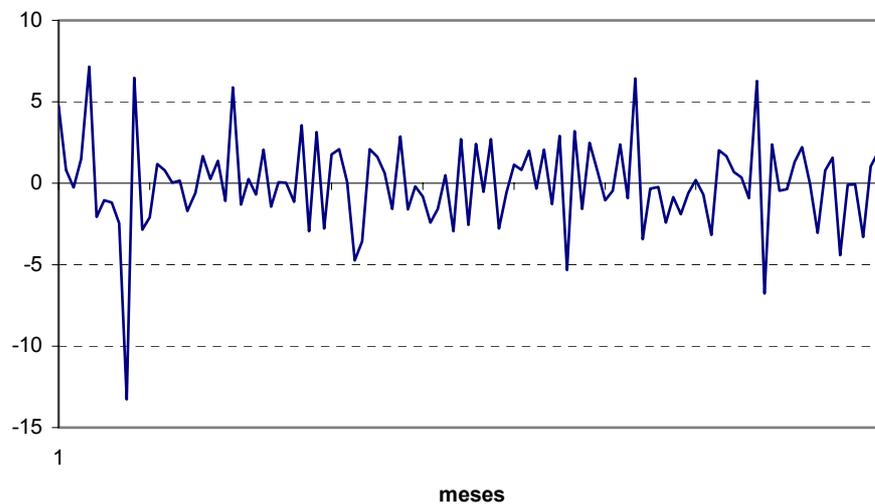
Com base na FAC e FACP e critérios de seleção, o modelo estimado é um ARMA(7,7).

iv) Hiato da produção física industrial brasileira

Gráfico 15 HIATO DA PRODUÇÃO FÍSICA INDUSTRIAL BRASILEIRA

Estatística ADF	-3.101628	1% Valor Crítico	-3,4917
		5% Valor Crítico	-2,8882
		10% Valor Crítico	-2,5808

Ao nível de significância de 5%, se falhar em rejeitar a hipótese nula de raiz unitária.

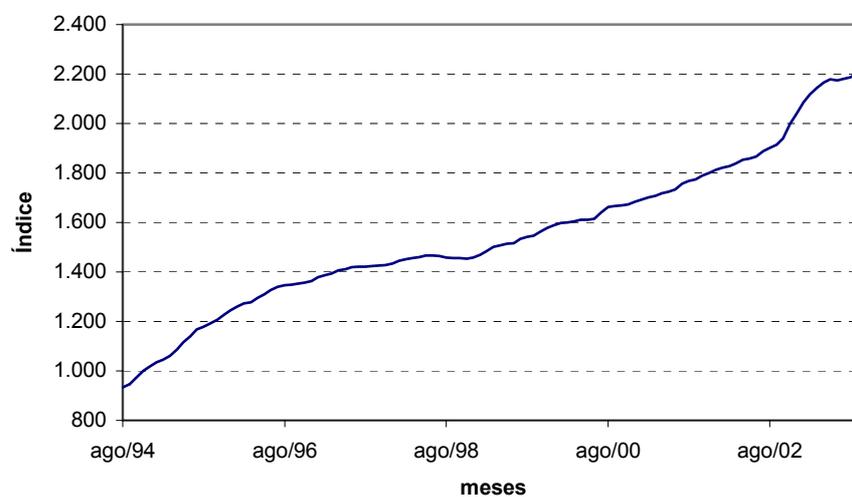
Gráfico 16 PRIMEIRA DIFERENÇA DO HIATO

Estadística ADF	-5,509381	1% Valor Crítico	-3,4934
		5% Valor Crítico	-2,8889
		10% Valor Crítico	-2,5812

Rejeita-se a presença de raiz unitária na série do hiato diferenciada.

O modelo estimado é um AR(1).

v) IPCA

Gráfico 17 NÚMERO ÍNDICE DO IPCA

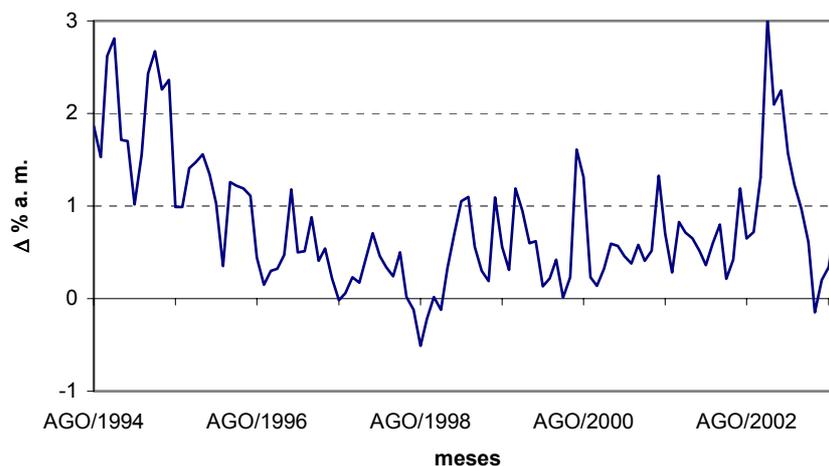
Certamente é uma série não estacionária, assim como a maioria dos números índices brasileiros.

Estatística ADF	0,209963	1% Valor Crítico	-3,4928
		5% Valor Crítico	-2,8887
		10% Valor Crítico	-2,5811

A variação percentual da série já é estacionária, como mostra o teste ADF abaixo.

Estatística ADF	-3,761584	1% Valor Crítico	-3,4911
		5% Valor Crítico	-2,8879
		10% Valor Crítico	-2,5807

Gráfico 18 VARIACÃO PERCENTUAL DO IPCA (a. m.)



Por ser a variável endógena do modelo ADL, não há necessidade de utilizar modelagem ARIMA no IPCA, visto que ela pode ser prevista tantos passos à frente quanto necessários, dado que as variáveis exógenas foram previstas por modelos ARIMA.

4. Construção do modelo auto-regressivo de defasagens distribuídas (ADL)

O modelo **ADL** estimado foi o seguinte:

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 X_{1,t-1} + \phi_3 X_{2,t-1} + \phi_4 X_{3,t-1} + \phi_5 X_{4,t-2} + \gamma_1 D_1 + \gamma_2 D_2 + \gamma_3 D_3 + \gamma_4 D_4 + \gamma_5 D_5 + \gamma_6 D_6 + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \theta_3 \varepsilon_{t-10}$$

onde:

Y é a variação percentual do IPCA

X_1 é a variação percentual da taxa de câmbio R\$/US\$

X_2 é a variação percentual da oferta de moeda

X_3 é a primeira diferença da taxa de juros Selic

X_4 é a primeira diferença do hiato do produto

D_1 é uma dummy em abril de 1995

D_2 é uma dummy em março de 1996

D_3 é uma dummy em abril de 1996

D_4 é uma dummy em julho de 2000

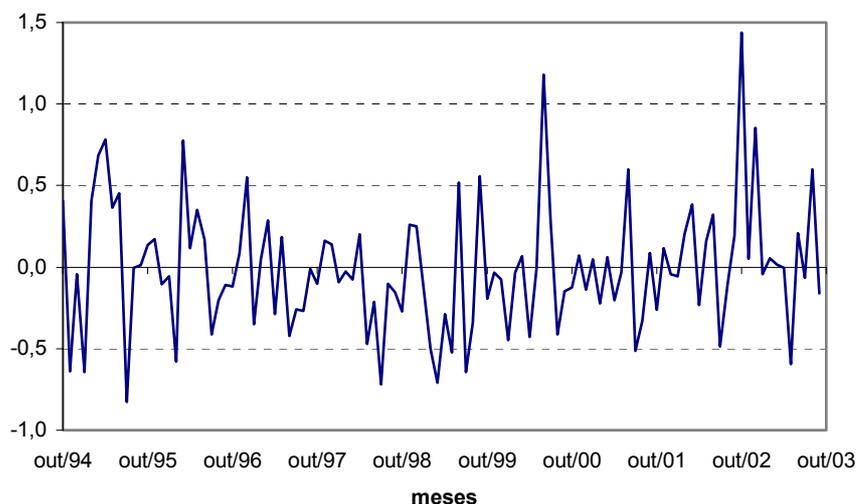
D_5 é uma dummy em setembro de 2000

D_6 é uma dummy em novembro de 2002

$\varepsilon \sim N(0,1)$

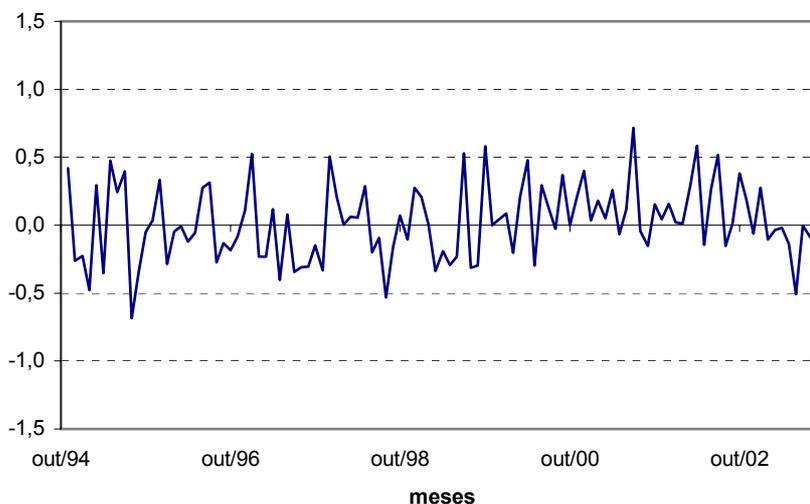
A inclusão das dummies foi com o intuito de neutralizar os outliers, que podem ser observados nos resíduos da regressão (Gráfico 19).

Gráfico 19 RESÍDUOS DA REGRESSÃO SEM DUMMIES



Como podemos notar no gráfico 20, os outliers são controlados com a inclusão das dummies.

Gráfico 20 RESÍDUOS DA REGRESSÃO COM DUMMIES



Os coeficientes estimados foram os seguintes:

$$Y_t = 0,832960Y_{t-1} + 0,023684X_{1,t-1} + 0,016919X_{2,t-1} - 0,028348X_{3,t-1} - \\ - 0,017435X_{4,t-2} + 1,759833D_1 - 0,771102D_2 + 0,999674D_3 + 1,388799D_4 - \\ - 1,183507D_5 + 1,682336D_6 + \varepsilon_t - 0,594651\varepsilon_{t-1} - 0,319098\varepsilon_{t-2} + 0,243164\varepsilon_{t-10}$$

Método: Mínimos Quadrados Ordinários
 Amostra (Ajustada): 1994:10 2003:10
 Número de observações: 108 após ajuste

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística t	P-valor
IPCA(-1)	0,832960	0,017937	46,4378	0,0000
US(-1)	0,023684	0,002989	7,9243	0,0000
M1(-1)	0,016919	0,004174	4,0537	0,0001
SELIC(-1)	-0,288348	0,101444	-2,8424	0,0055
HIATO(-2)	-0,017435	0,009030	-1,9308	0,0565
DUMMY1	1,759833	0,272432	6,4597	0,0000
DUMMY2	-0,771102	0,303770	-2,5384	0,0128
DUMMY3	0,999674	0,289919	3,4481	0,0008
DUMMY4	1,388799	0,261018	5,3207	0,0000
DUMMY5	-1,183507	0,238176	-4,9691	0,0000
DUMMY6	1,682336	0,228569	7,3603	0,0000
MA(1)	-0,594651	0,101298	-5,8703	0,0000
MA(2)	-0,319098	0,103078	-3,0957	0,0026
MA(10)	0,243164	0,004493	54,1190	0,0000
R2	0,832121	Média da var dependente		0,765822
R2 ajustado	0,808903	Desvio padrão da var dep		0,678925
Erro padrão da regressão	0,296790	Critério Akaike		0,528836
Soma dos quadrados dos resíduos	8,279902	Critério Schwarz		0,876520
Log likelihood	-14,557160	Estatística F		35,840420
Estatística Durbin-Watson	1,976027	P-valor da estatística F		0,000000

Olhando o resultado da regressão, rejeita-se a hipótese nula de não significância das variáveis ao nível de 5%. Mais precisamente, o hiato defasado tem um p-valor um pouco maior que 5%, porém nada que nos de motivos para retirá-lo do modelo. A estatística F também nos diz que todas as variáveis conjuntamente são estatisticamente significantes. A primeira vista o resultado é excelente, pois está perfeitamente de acordo com a teoria econômica anteriormente exposta. A variável com maior impacto na inflação hoje é a inflação passada, mostrando o efeito da inércia inflacionária. O aumento da taxa de câmbio R\$/US\$ aumenta a inflação, o mesmo ocorrendo com a oferta de moeda. A taxa de juros Selic tem sinal negativo, o que diz que um aumento da taxa de juros no passado reduz a inflação hoje. Os coeficientes do hiato, da oferta de moeda e da taxa de câmbio são pouco significativos, apesar das variáveis não serem, causado certamente pela significância de outras variáveis que inibem a importância destas. O termo MA não tem significado econômico, apenas nos mostra que a inflação hoje também depende de choques aleatórios de meses anteriores que não são possíveis modelar com variáveis observáveis.

5. Diagnóstico do modelo

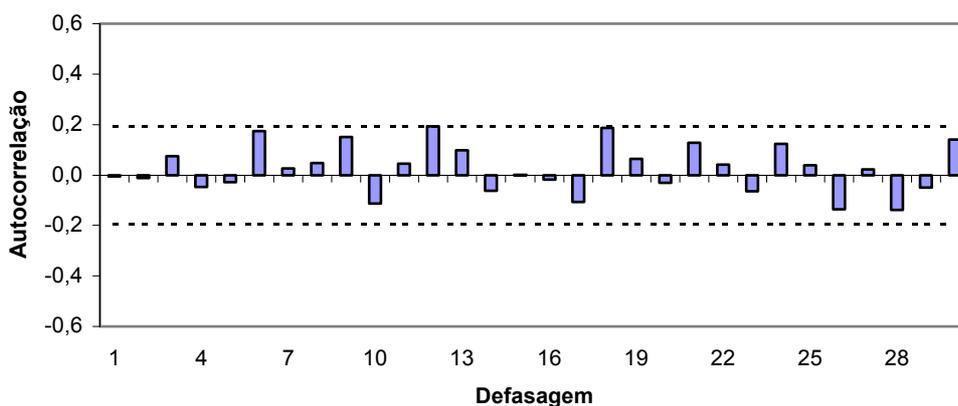
O método dos mínimos quadrados ordinários (MQO) é baseado em várias hipóteses. A primeira condição é que o modelo seja linear nos parâmetros. A segunda é que a amostra seja aleatória. Uma terceira condição é que a média condicional seja zero, ou seja, que o valor esperado do erro dado qualquer valor das variáveis independentes seja igual a zero. Uma quarta hipótese é que nenhuma variável independente seja constante e que não exista correlação perfeita entre elas. Sob estas quatro hipóteses, pode-se provar que MQO é um estimador não tendencioso. Porém, existem vários estimadores não tendenciosos sob estas condições. É importante a inclusão de outra hipótese, dos erros serem homocedásticos, isto é, da variância do erro dado qualquer valor das variáveis independentes seja igual a uma constante. Sob estas cinco condições, de acordo com o Teorema de Gauss-Markov, MQO é o melhor estimador não tendencioso dentro de uma certa classe de estimadores. É o melhor pois tem a menor variância possível. Para acreditar nas estatísticas de testes como a t de Student, é preciso a inclusão de mais uma hipótese: o erro populacional é independente das variáveis explicativas e é normalmente distribuído com média zero e variância constante. Podemos acreditar também nos intervalos de confiança com estas 6 hipóteses.

Portanto, faremos diversos testes para mostrar que os resultados do capítulo 3 são válidos e podem, de fato, ser usados para previsão. Primeiramente, é fundamental a análise da adequação do modelo estimado. A estatística Q de Ljung-Box testa tal adequação e é realizado através da equação:

$$Q = n(n + 2) \sum_{j=1}^k \frac{r_j^2}{n - j}$$

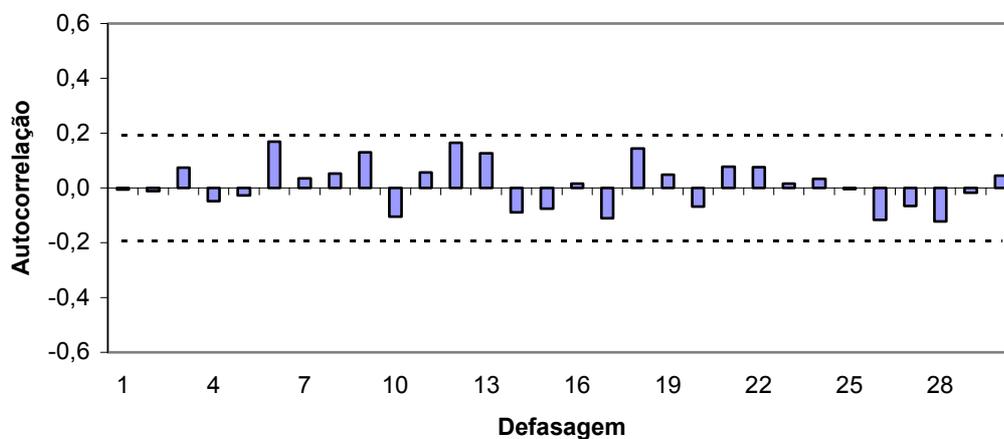
onde n é o número de observações e r_j é a j-ésima autocorrelação. A hipótese nula é de que o modelo está corretamente especificado. Assim, obtivemos os seguintes resultados:

Gráfico 21 TESTE Q - FAC DOS RESÍDUOS



Até o lag 30, o menor p-valor do teste foi 9,6%, se falhando em rejeitar a hipótese nula do teste. Pela FAC e FACP dos resíduos, confirmamos isto vendo um comportamento típico de ruído branco.

Gráfico 22 TESTE Q - FACP DOS RESÍDUOS



Da mesma forma, o correlograma dos resíduos ao quadrado também mostram a bem especificação do modelo.

Gráfico 23 TESTE Q - FAC DOS RESÍDUOS AO QUADRADO

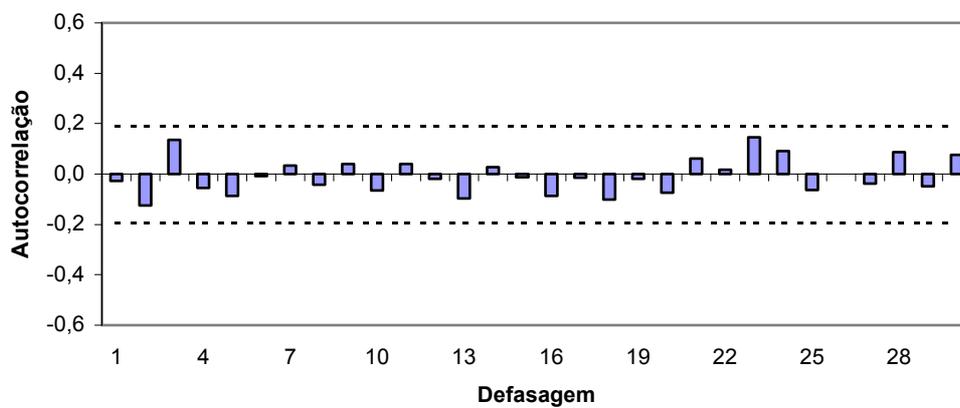
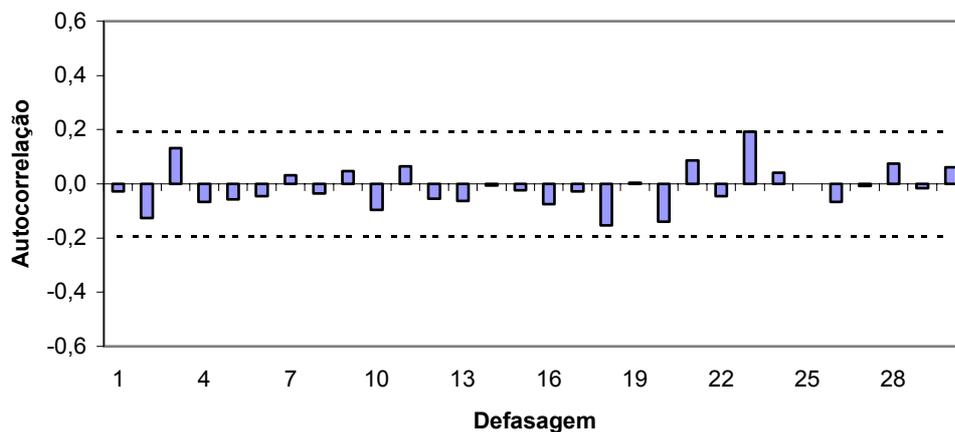


Gráfico 24 TESTE Q - FACP DOS RESÍDUOS AO QUADRADO

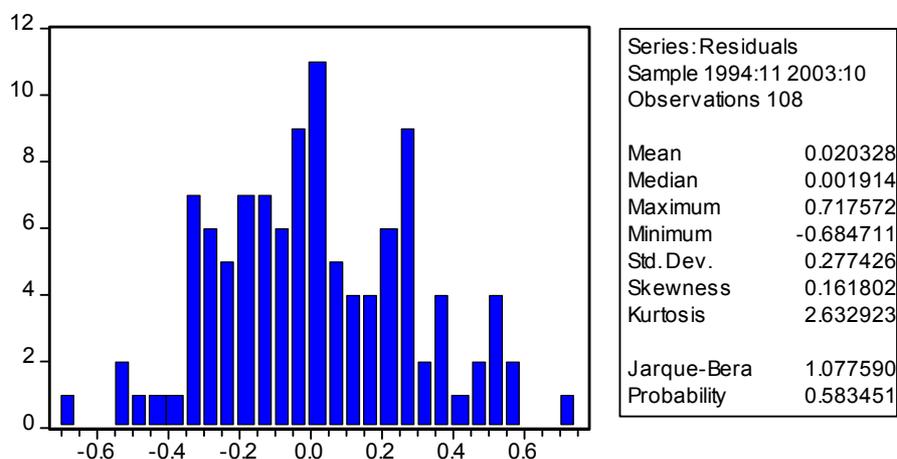


Visto isto, é importante a realização também do teste de Jarque-Bera, que verifica se pode-se aceitar a normalidade dos resíduos ou não. Note que a hipótese nula é de normalidade dos erros, porém como observamos só os resíduos, com eles que se realiza o teste. Assintoticamente, a estatística de Jarque-Bera converge para uma distribuição qui-quadrado com dois graus de liberdade. Ela é computada da seguinte forma:

$$JB = \frac{n-k}{6} \left(S^2 + \frac{1}{4} (K-3)^2 \right)$$

onde n é o número de observações, S é o coeficiente de assimetria, K é a curtose e k é o número de coeficientes estimados para gerar a série.

Gráfico 25 TESTE DE JARQUE-BERA NOS RESÍDUOS



Com um p-valor de 58%, falha-se em rejeitar a hipótese nula de normalidade da série, o que indica que podemos aceitar a condição de erros normalmente distribuídos.

Para testar se os resíduos são homocedásticos, usaremos o teste de White. A hipótese nula é de que não há heterocedasticidade. A estatística de White encontrada foi 10,69180, com um p-valor de 82,8%. Assim, não rejeitamos a hipótese nula e confirmamos que todas as condições básicas para MQO ser o melhor estimador linear não tendencioso dentro de uma certa classe de estimadores são verificadas.

Utilizando o método de previsão dinâmica do IPCA até abril de 2004, os resultados são os seguintes:

2003

novembro: 0,245%

dezembro: 0,295%

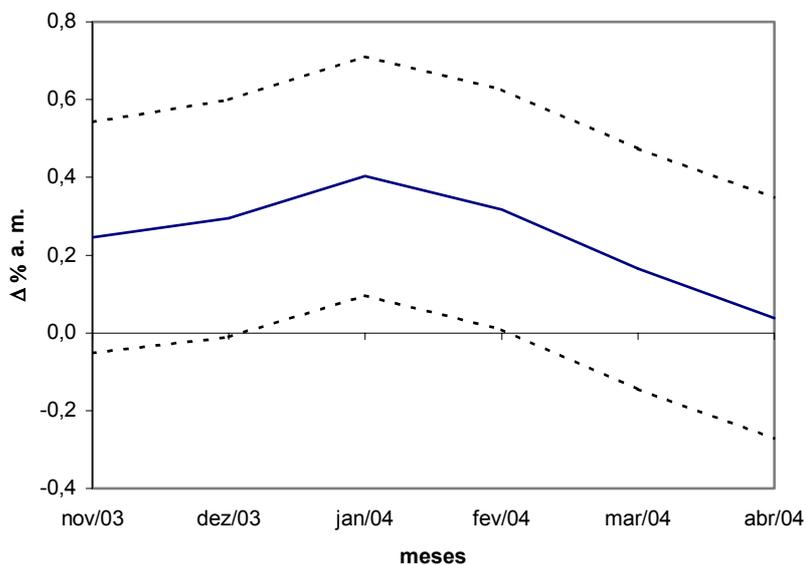
2004

janeiro: 0,404%

fevereiro: 0,318%

março: 0,165%
 abril: 0,039%

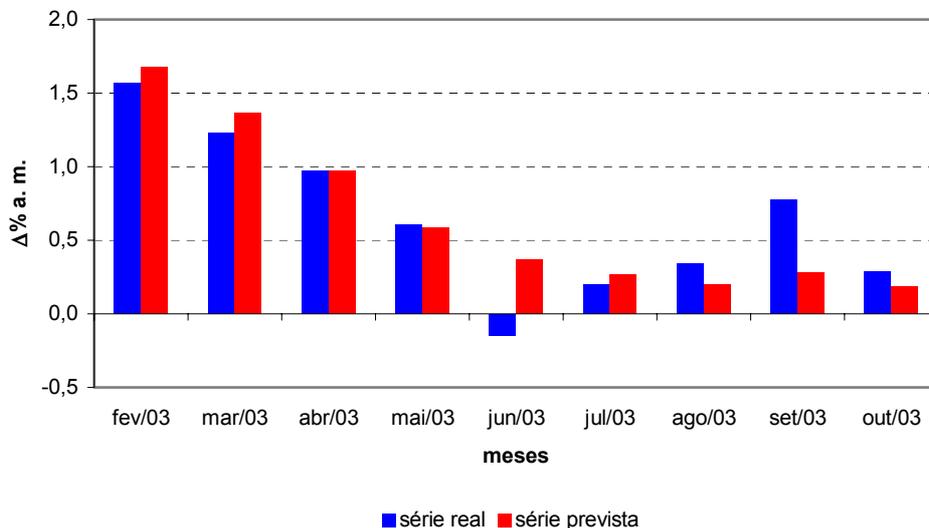
Gráfico 26 PREVISÕES PARA O IPCA +- 2 ERROS PADRÕES, ATÉ JUNHO DE 2004.



As previsões parecem consistentes com o atual quadro político e econômico brasileiro. O sistema de metas de inflação seguido pelo Banco Central tem se mostrado bastante eficaz e possivelmente atingirá a meta de 5,5% para o ano que vem.

Para fazer um teste fora da amostra, estimamos a mesma equação porém utilizando apenas dados de agosto de 1994 até janeiro de 2003. As previsões para o ano de 2003 se mostraram bastante razoáveis, com uma raiz do erro quadrático médio da ordem de 0,253872.

Gráfico 27 PREVISÕES PARA O IPCA - FEV DE 2003 ATÉ OUT DE 2003



É importante notar que esta foi uma previsão nove passos a frente fora da amostra e incluindo os valores observados das variáveis exógenas. As previsões se mostraram muito consistentes até quatro meses a frente. Para este modelo ADL ter boas previsões, é preciso sempre atualizar os dados na medida em que forem sendo divulgados, pois se trata de uma modelagem com objetivos de curto prazo. Isso é reforçado pelo lag existente na divulgação de algumas séries econômicas, como por exemplo a de oferta de moeda M1 e da produção física industrial brasileira.

6. Conclusão

Este trabalho tentou mostrar a importância da construção de um modelo econométrico consistente para previsão da taxa de inflação. Os agentes econômicos se movem de acordo com suas expectativas pois resultados divulgados hoje já refletem o passado. Uma expectativa de convergência das metas de inflação para os próximos anos significa, em última instância, redução das taxas de juros incentivando o investimento e alavancando o crescimento econômico. Os resultados obtidos foram a real convergência em 2004 para a meta de inflação, já antecipada pelo mercado e que se reflete visivelmente no mercado financeiro, que projeta taxa de juros menores e tem alcançado recordes históricos no índice da bolsa de valores de São Paulo. Como se sabe, a história de baixa inflação no Brasil é recente e, portanto, há necessidade de reestimação frequente dos modelos incorporando novos dados divulgados. Além de termos apresentado a teoria econômica por trás da variáveis utilizadas, demonstramos matematicamente como funciona a filtragem de Hodrick Prescott na análise do hiato da produção física industrial. O modelo ADL foi bem detalhado junto com as hipóteses básicas do estimador de MQO e testes de adequação.

Através destas previsões obtidas aqui, as perspectivas para a economia brasileira são boas no que tange o nível geral de preços. É essencial a presença de um Banco Central autônomo e que de uma continuidade a política monetária. A credibilidade para os agentes econômicos do Banco Central é peça chave para o desenvolvimento do país. Somos um país com grande vulnerabilidade externa e dependemos, principalmente, da economia dos Estados Unidos para o nosso crescimento pois eles são grandes importadores de produtos brasileiros. Todavia, somente com a confiança de que a política fiscal e monetária continuará consistente por um longo período, dado as restrições existentes em nosso balanço de pagamentos, preços e atividade econômica, que conseguiremos ajustar o país para o crescimento sustentado de longo prazo.

7. ANEXO I

A taxa de juros causa a inflação ou a inflação que causa a taxa de juros? Na primeira hipótese, o mecanismo de transmissão seria a taxa de juros afetando a demanda agregada e, por isso, afetando o nível geral de preços. Na segunda hipótese, a inflação que ditaria como a taxa de juros deve se comportar.

Um dos conceitos mais utilizados para testes de causalidade é o proposto por Granger: “uma variável x causa a y se as defasagens de x ajudam a prever o comportamento de y ”. Este conceito se baseia na idéia de que há uma “precedência temporal”. No teste de Granger, a hipótese nula é que não existe causalidade entre as variáveis. Como ambas as variáveis são $I(1)$, podemos testar diretamente a co-integração entre elas. Se elas forem co-integradas, o teste de causalidade de Granger é aproximadamente válido, o que não ocorre se ambas são não estacionárias e não são co-integradas. Rodando uma regressão estática com a variável dependente Selic, um intercepto e uma variável independente que é o IPCA, obtemos os seguintes resultados para o teste ADF nos resíduos:

Estatística ADF	-2,202320	1% Valor Crítico	-2,5852
		5% Valor Crítico	-1,9431
		10% Valor Crítico	-1,6173

Ao nível de 5%, rejeita-se a presença de raiz unitária nos resíduos, ou seja, IPCA e Selic são co-integrados.

Fazendo o teste de causalidade de Granger:

Amostra: 1994:08 2003:10

Lags: 1

Hipótese nula:	Obs	Estatística F	P-valor
IPCA não Granger causa SELIC	110	1,68860	0,19658
SELIC não Granger causa IPCA		19,1432	2,8E-05

Se falha em rejeitar a hipótese nula que IPCA não Granger causa SELIC e se rejeita fortemente que SELIC não Granger causa IPCA. Esse resultado demonstra que uma política com controle efetivo da taxa de juros tem, de fato, afetado a inflação no Brasil no período pós Plano Real.

BIBLIOGRAFIA CONSULTADA

ASH, J.C.K. et al. **Are Hodrick-Prescott 'Forecasts' Rational?** United Kingdom, [1999?]

BLANCHARD, O. **Macroeconomia: teoria e política econômica**. 4. ed. Rio de Janeiro: Campus, 1999.

DORNBUSCH, R.; FISCHER, S. **Macroeconomia**. 5. ed. São Paulo: Makron, McGraw-Hill, 1991.

ENGLE, R.F.; GRANGER, C.W.J. **Co-integration and error correction: representation, estimation and testing**. *Econometrica*, 55, pp. 251-276, 1987.

FILHO, T. N. T. S. **Estimando o Produto Potencial Brasileiro: Uma Abordagem de Função de Produção**. [Rio de Janeiro]: Trabalhos para Discussão 17 do Banco Central do Brasil, abril 2001.

GAREGNANI, M. L.; AHUMADA, H. **Hodrick-Prescott Filter in Practice**. [Argentina, La Plata]: ITDT-UTDT-UNLP, abril 1999.

HODRICK, R.J.; PRESCOTT, E.C. **Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation**. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 29, 1-16, 1997.

JOHNSTON, J.; DINARDO, J. **Econometric Methods**. 4. ed. NY: McGraw-Hill, 1997.

JORDÁ, O. **Univariate Filtering**. Califórnia, Davis: U.C. Davis, [2002?]

MANKIW, N. G. **Macroeconomia**. 3 ed. Rio de Janeiro: LTC Editora, 1998.

MISHKIN, F. S. **Moedas, Bancos e Mercados Financeiros**. 5. ed. Rio de Janeiro: LTC Editora, 2000.

WOOLDRIDGE, J. M. **Introductory Econometrics: A Modern Approach**. United States of América: South-Western College Publishing, 2000.