UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

TRÊS ENSAIOS SOBRE MACROECONOMETRIA APLICADA

Luiz Alberto Rabi Junior

Orientador: Prof. Dr. Paulo Picchetti

SÃO PAULO

2008

Prof a. Dra. Suely Vilela
Reitor da Universidade de São Paulo

Prof. Dr. Carlos Roberto Azzoni
Diretor da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade

Prof. Dr. Joaquim José Martins Guilhoto
Chefe do Departamento de Economia

Prof. Dr. Dante Mendes Aldrighi
Coordenador do Programa de Pós-Graduação em Economia

LUIZ ALBERTO RABI JUNIOR

TRÊS ENSAIOS SOBRE MACORECONOMETRIA APLICADA

Tese apresentada ao Departamento de Economia da Universidade de São Paulo como requisito para a obtenção do título de Doutor em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Paulo Picchetti

SÃO PAULO

2008

Tese defendida e aprovada no Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo – Programa de Pós-Graduação em Economia, pela seguinte banca examinadora:

Rabi Junior, Luiz Alberto

Três ensaios sobre macroeconometria aplicada / Luiz Alberto Rabi Junior. -- São Paulo, 2008.
173 p.

Tese (Doutorado) – Universidade de São Paulo, 2008
Bibliografia.

1. Econometria 2. Análise de séries temporais 3. Política monetária
I. Universidade de São Paulo. Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade II. Título.

CDD – 330.015195

À minha família

Agradeço a todas as pessoas que, de forma direta ou indireta, contribuíram para realização desta Tese. Em especial aos professores Heron do Carmo e Vera Fava por ensinarem-me a apreciar as técnicas econométricas desde os longínquos anos da graduação.

Agradeço ao professor Paulo Picchetti pela orientação neste trabalho e aos professores Carlos Eduardo S. Gonçalves e Márcio Nakane pelas excelentes sugestões realizadas na etapa da qualificação.

Agradeço ainda os meus colegas da MCM pelas discussões e sugestões apresentadas.

Por fim, um agradecimento muito especial à minha família (à minha esposa Rita e meus filhos Gabriel e Diogo) por terem suportado e compreendido as mudanças e a perda dos momentos de convívio que se fizeram necessárias para a elaboração deste trabalho.

RESUMO

Os três artigos que compõem esta Tese possuem em comum a utilização de técnicas macroeconômicas para a investigação de problemas específicos. Embora no campo da macroeconometria os modelos do tipo Vetores Auto Regressivos (VAR) costumam ser uma das principais ferramentas utilizadas, muitas vezes precisamos complementar esta abordagem por outras técnicas para extrairmos conclusões mais apropriadas. É justamente isto que acontece com cada um dos artigos desta Tese.

No primeiro artigo, foram construídas estimativas para a série do PIB mensal para o Brasil mediante aplicação de modelos de desagregação de séries temporais. Embora o método de estimação destes modelos seja o de mínimos quadrados generalizados (GLS), utilizou-se um modelo VAR para apurar o erro médio de projeção da taxa de inflação associado a cada uma das séries do PIB mensal encontrada para cada método de desagregação temporal empregado.

No segundo artigo, foi avaliado se o fenômeno conhecido como “price puzzle” pode ser explicado pela presença de um canal de custo da política monetária. A investigação econométrica empregada para se verificar a existência de tal canal foi através de estimações, pelo método dos momentos generalizados (GMM), da Curva de Phillips Novo-Keynesiana Híbrida (HNKPC) estendida pela presença do canal de custo. Adicionalmente, ampliou-se a especificação do modelo VAR inicialmente considerado a fim de verificar se, na eventualidade de rejeição da existência do canal de custo para a economia brasileira, problemas de má especificação poderiam ser responsáveis pelo surgimento do “price puzzle”.

Por fim, no terceiro artigo foi investigado se existe, ou não, complementaridade entre os investimentos públicos e privados no Brasil. Partindo de um modelo VAR inicial e efetuando-se os testes de cointegração, conclui-se que é possível identificar um processo de mecanismo de correção de erros (VECM) entre o investimento público e privado no país, muito embora existam evidências de que a relação de complementaridade possa ter sofrido enfraquecimento ao longo do tempo. Assim, para verificar tal suspeita, conduziu-se uma análise via modelos de regressão com parâmetros variáveis no tempo (TVP), estimados mediante a aplicação do filtro de Kalman.

Em suma, os três artigos desta Tese fornecem uma razoável combinação das principais técnicas macroeconômicas quando aplicadas sobre problemas específicos.

ABSTRACT

The three articles of this thesis have in common the use of macroeconometric techniques which investigate specific problems. Although in the field of macroeconometrics the VAR models are one of the most popular tools, very often we need to add other techniques to this framework, in order to achieve more appropriate conclusions. That is exactly what is applied to every article of this thesis.

In the first article we construct estimates for the monthly GDP of Brazil by applying temporal disaggregation models. Although the method used in these models are the Generalized Least Squares (GLS), we estimate a VAR to find the average forecast error of the inflation rate associated to each of the GDP series found for each method of time-series disaggregation.

In the second article, we evaluate if the so-called phenomenon "price puzzle" can be explained by the presence of a cost channel of monetary policy. The econometric investigation able to verify the existence of such channel, through the Generalized Method of Moments (GMM), is the Hybrid New-Keynesian Phillips Curve (HNKPC), extended by the presence of the cost channel.

In addition, we amplify the specification of the VAR model considered in the beginning, in order to verify whether problems of misspecification could be responsible for the arise of the "price puzzle", in the case of rejection of existence of cost channel for the Brazilian economy. Finally, the third article investigates whether private and public investments in Brazil are complements. From an initial VAR model, we apply cointegration tests which are able to reveal that it is possible to identify a process of error correction (VECM) between public and private investment in Brazil, although there is evidence that their relationship has been losing strength over time. Therefore, in order to investigate such suspicion, we conduct an analysis of Time Varying Parameters models (TVP), estimated by a Kalman filter.

In conclusion, the three articles of this thesis offer a reasonable combination of the main macroeconometric techniques when applied to specific problems.

SUMÁRIO

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS	2
LISTA DE TABELAS	3
LISTA DE GRÁFICOS	4
1 DESAGREGAÇÃO TEMPORAL DO PIB TRIMESTRAL BRASILEIRO	5
1.1 Introdução	5
1.2 Modelos de Desagregação de Séries Temporais	9
1.2.1 Notação	9
1.2.2 Formulação Geral do Problema de Desagregação Temporal	11
1.2.3 Os Modelos Estáticos de Desagregação Temporal	13
1.2.4 O Modelo Dinâmico de Desagregação Temporal	15
1.2.5 Estimação dos Modelos	18
1.3 Desagregação do PIB Trimestral Brasileiro	19
1.4 Avaliação de Desempenho das Séries Desagregadas	33
1.5 Conclusões	36
2 O CANAL DE CUSTO DA POLÍTICA MONETÁRIA	37
2.1 Introdução	37
2.2 Implicações Teóricas da Presença do Canal de Custo	41
2.2.1 Famílias	41
2.2.2 Firms	43
2.2.3 Setor Financeiro	45
2.2.4 Governo	45
2.2.5 Equilíbrio Competitivo e Condições de Estabilidade	46
2.3 Evidências Empíricas	48
2.4 O Canal de Custo no Brasil	52
2.5 A Curva de Phillips Novo-Keynesiana Híbrida com Canal de Custo	57
2.6 Estimação para o Brasil (1995 – 2008)	60
2.7 Curva de Phillips em Economia Aberta	65
2.8 Modelo VAR Ampliado	66
2.9 Conclusões	70
3 INVESTIMENTOS PÚBLICOS E PRIVADOS NO BRASIL: COMPLEMENTARES OU SUBSTITUTOS?	73
3.1 Introdução	73
3.2 Análise de Cointegração e Modelo com Mecanismo de Correção de Erros (VECM)	78
3.2.1 Teste de Cointegração – Critério de Johansen	78
3.2.2 Modelo de Mecanismo de Correção de Erros (VECM)	82
3.2.2.1 Estimação do Modelo	82
3.2.2.2 Interpretação do Modelo	87
3.3 Modelo de Regressão com Coeficientes Variáveis no Tempo	91
3.4 Conclusões	100
REFERÊNCIAS	102
APÊNDICES	106

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

ADL: *Autoregressive Distributed Lags*
ARIMA: *Autoregressive Integrated Moving Average*
ARMA: *Autoregressive Moving Average*
CMN: Conselho Monetário Nacional
CRB: *Commodity Research Bureau*
EMBI: *Emerging Markets Bond Index*
EUA: Estados Unidos da América
HP: *Hodrik -Prescott*
HNKPC: *Hybrid New Keynesian Phillips Curve*
GLS: *Generalized Least Squares*
GMM: *Generalized Method of Moments*
IGP-DI: Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna
IBGE: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
IPCA: Índice de Preços ao Consumidor Ampliado
LSPA: Levantamento Sistemático da Produção Agrícola
NKPC: *New Keynesian Phillips Curve*
ONS: Operador Nacional do Sistema
PIB: Produto Interno Bruto
PIM: Pesquisa Industrial Mensal
PTF: Produtividade Total de Fatores
TVP: *Time Varying Parameters*
VAR: *Vector Autoregression*
VECM: *Vector Equilibrium-Correction Model*

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - resultados das regressões - PIB impostos sobre a produção	23
Tabela 2 - resultados das regressões - PIB agropecuário	24
Tabela 3 - resultados das regressões - PIB ind. extrativa mineral.....	25
Tabela 4 - resultados das regressões - PIB ind. de transformação	26
Tabela 5 - resultados das regressões - PIB ind. construção civil	26
Tabela 6 - resultados das regressões - PIB ind. distrib. energia, gás, etc.	27
Tabela 7 - resultados das regressões - PIB serviços.....	28
Tabela 8 - resultados das regressões - PIB industrial consolidado	29
Tabela 9 - resultados das regressões - PIB geral.....	29
Tabela 10 - erros dos modelos - desvios médios absolutos	35
Tabela 11 - estimativa dos parâmetros – economia fechada	63
Tabela 12 - estimativa dos parâmetros - economia aberta	66
Tabela 13 - critérios de informação.....	79
Tabela 14 - VAR ajustado.....	80
Tabela 15 - testes de cointegração de Johansen - estatísticas de teste	81
Tabela 16 - vetor de cointegração - hipótese 4.....	81
Tabela 17 - VECM ajustado.....	83
Tabela 18 - VECM ajustado com ciclo político.....	85
Tabela 19 – testes de Portmanteau para autocorrelações dos resíduos do VECM ajustado	86
Tabela 20 - testes de normalidade	86
Tabela 21 - modelo TVP 1ª estimação.....	94
Tabela 22 - modelo TVP 2ª estimação.....	95
Tabela 23 - modelo TVP máquinas e equipamentos	98
Tabela 24 - modelo TVP construção civil	99

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 - PIB mensal - método de Chow e Lin.....	30
Gráfico 2 - PIB mensal - método de Fernández.....	30
Gráfico 3 - PIB mensal - método de Litterman.....	31
Gráfico 4 - PIB mensal - método de Santos Silva e Cardoso.....	31
Gráfico 5 - desvios padrões das taxas de variações	32
Gráfico 6 - funções de resposta ao impulso (VAR em níveis).....	55
Gráfico 7 - funções de resposta ao impulso (VAR em taxas)	55
Gráfico 8 - funções de resposta ao impulso (VAR ampliado em níveis).....	69
Gráfico 9 - funções de resposta ao impulso (VAR ampliado em taxas)	70
Gráfico 10 - autocorrelações dos resíduos do VECM ajustado	84
Gráfico 11 - funções de resposta ao impulso (1947-2005)	89
Gráfico 12 - funções de resposta ao impulso (1947-1979)	90
Gráfico 13 - funções de resposta ao impulso (1980-2005)	91
Gráfico 14 - evolução de $\hat{\mathbf{a}}_{1t}$	96
Gráfico 15 - evolução de $\hat{\mathbf{b}}_{1t}$	96
Gráfico 16 - evolução da elasticidade de longo prazo	97
Gráfico 17 - evolução das elasticidades de longo prazo por categorias de investimento	99

1 DESAGREGAÇÃO TEMPORAL DO PIB TRIMESTRAL BRASILEIRO

1.1 Introdução

O processo de tomada de decisões econômicas efetuado pelas empresas, governos, bancos centrais, consumidores, etc. é realizado em tempo real e, num espectro mais amplo, suas escolhas são fundamentadas mediante a compreensão que cada um destes agentes possui em relação ao estado da atividade econômica, geralmente medido e sintetizado pelas estatísticas das contas nacionais. Quando uma nova série do PIB, Produto Interno Bruto, é divulgada pelo órgão responsável por seu cálculo, os agentes econômicos costumam atualizar suas análises sobre a evolução da economia no curto prazo e refazem seus prognósticos, os quais acabam impactando suas decisões, sejam de curto como de longo prazo.

Por exemplo, do ponto de vista dos bancos centrais, as informações sobre o estado atual da atividade econômica é um ingrediente fundamental para as decisões de política monetária e, neste aspecto, a escolha de políticas adequadas depende crucialmente do perfeito conhecimento do ambiente macroeconômico. A falta de informação tempestiva relativa aos agregados macroeconômicos também é crucial para a compreensão do comportamento do setor privado e, em particular, quanto ao comportamento de preços dos ativos. Evans e Lyon (2004) mostram que a pronta ausência de informações sobre o estado da economia pode alterar significativamente a dinâmica de preços como a taxa de câmbio ou das taxas de juro, na medida em que torna imperfeito o processo de negociação.

Apesar dos inquestionáveis avanços no que diz respeito ao cálculo e à divulgação das estatísticas oficiais, é sabidamente reconhecido que, atualmente, os dados trimestrais das contas nacionais são publicados com um atraso que varia de 30 dias após o final do trimestre (como, por exemplo, nos EUA, Estados Unidos da América) até pouco mais de 90 dias, como no caso brasileiro. No entanto, uma enorme quantidade de informação sobre a evolução econômica de curto prazo torna-se disponível bem antes dos dados do PIB serem liberados. Indicadores de curto prazo, tais como sondagens empresariais ou os índices da produção industrial são divulgados corriqueiramente (usualmente em frequências mensais) e podem ser

utilizados para se obter um panorama mais imediato da evolução da atividade econômica no curtíssimo prazo.

A partir da disponibilidade deste conjunto de informações de mais alta frequência vários pesquisadores têm abordado o problema da construção de indicadores-síntese para tentar capturar os movimentos, na margem, dos ciclos econômicos. Por exemplo, Stock e Watson (1989) construíram um indicador coincidente para a atividade econômica nos EUA através de um modelo de fatores dinâmicos baseado em uma ampla quantidade de séries econômicas em que se acreditam ter seus ciclos coincidindo com o ciclo econômico norte-americano. A partir desta matriz de abordagem, duas vertentes de investigação têm surgido: a primeira, de Stock e Watson (2002), utiliza-se de componentes principais estáticos para sintetizar uma grande variedade de dados, definindo o ciclo como o primeiro componente principal; a segunda de Forni *et al* (2001), desenvolve um modelo de fatores dinâmicos de análise espectral, com o objetivo de representar o estado da economia através de uma variável latente.

No entanto, a utilização de uma variável latente como um indicador fundamental do estado da economia não está livre de objeções. A principal delas é que existem sérias dificuldades de comunicação do seu significado aos usuários e aos tomadores de decisão que preferem, ou estão mais acostumados, a entender as oscilações dos ciclos econômicos em termos das oscilações do PIB. Ou seja, não é trivial estabelecer uma correspondência entre o indicador latente o PIB que seja perfeitamente entendida pelos agentes econômicos.

Por outro lado, se é verdade que estes dados mensais podem ser utilizados para extrair inferências sobre o estado da economia como um todo, seria desejável que existisse algum procedimento formal destinado a tentar reproduzir o que, de fato, estaria acontecendo com o PIB caso este pudesse ser medido em frequência mais elevada. É claro que tal procedimento está suscetível a produzir estimativas do PIB que seriam piores do que aquelas que poderiam ser obtidas por medição direta (se isto fosse possível de ser feito mensalmente). Contudo, seria certamente mais satisfatório do que simplesmente fazer uma inferência informal mediante a utilização dos mais recentes e variados números disponíveis. Além disto, o problema da comunicação entre os dados de alta frequência e o PIB também estaria solucionado.

Outra questão que surge pela dificuldade de se encontrar uma medida de alta frequência que

sintetize a atividade econômica em seu agregado relaciona-se com a perda de graus de liberdade a que estão sujeitos os modelos do tipo VAR, Vetor Auto-Regressivo, especialmente quando são utilizados para o estudo dos choques de política monetária sobre a inflação e o produto. Quando estes estudos econômicos utilizam dados trimestrais, um número reduzido de observações pode causar sérias falhas na qualidade da análise quantitativa. Além disso, é perfeitamente factível pressupor que a frequência de propagação dos choques de política monetária seja inferior à frequência trimestral e, neste sentido, a construção de modelos trimestrais não conseguiria capturar adequadamente tal fenômeno. Por isso, os economistas são por vezes obrigados a usar certas variáveis como *proxies* para o PIB e que estão disponíveis em uma frequência maior. Uma *proxy* comum em muitos países é a produção industrial que é muitas vezes divulgada mensalmente e que se movimenta em certa correlação com o PIB. Porém, o risco que se incorre é justamente na elevação do erro médio de projeção dado que, em vários países, a participação do setor industrial no conjunto da economia não é muito elevada, ou seja, os ciclos de curto prazo da atividade industrial não necessariamente coincidem com os ciclos de curto prazo do PIB.

Os modelos conhecidos como Modelos de Desagregação Temporal procuram preencher estas duas lacunas (a dificuldade de comunicação dos modelos de variáveis latentes e o baixo número de graus de liberdade de modelos VAR trimestrais), pois consistem em justamente fornecer estimativas apropriadas em frequência mais alta de séries que originalmente são disponibilizadas em mais baixa frequência.

De um modo geral, duas abordagens alternativas têm sido seguidas no âmbito dos Modelos de Desagregação Temporal: a) métodos que não envolvem a utilização de séries afins, mas dependem de critérios puramente matemáticos; b) métodos que fazem uso das informações obtidas a partir de indicadores de alta frequência relacionados com as séries observadas em baixa frequência.

A primeira abordagem, conhecida como desagregação sem indicadores, inclui métodos puramente matemáticos, como os propostos pelo Boot *et al* (1967) e Jacobs (1994), ou então a técnica teoricamente mais refinada de Wei e Stram (1990), mediante uma representação de um modelo do tipo ARIMA, Auto-Regressivo Integrado com Média Móvel, para a série de baixa frequência a ser desagregada. A última abordagem, mais interessante para os nossos propósitos, inclui, entre outros, o método proposto por Chow e Lin (1971) e as abordagens daí

derivadas de Fernández (1981), Litterman (1983) e Santos Silva e Cardoso (2001) que combinam uma representação ARMA, Auto-Regressivo com Média Móvel, ou ARIMA da série a ser desagregada com a utilização de séries de alta frequência no bojo de um modelo de regressão. Esta última abordagem é denominada desagregação com indicadores.

Conforme salienta Di Fonzo (2003), a introdução de técnicas de desagregação temporal de séries de baixa frequência exige que, pelo menos, os seguintes requisitos sejam cumpridos:

- a) as técnicas devem ser suficientemente flexíveis para permitir que uma variedade de séries temporais possam ser tratadas facilmente, rapidamente e sem grande intervenção por parte do pesquisador;
- b) as técnicas devem ser aceitas pela comunidade internacional especializada;
- c) as técnicas devem ser confiáveis e devem dar resultados significativos;
- d) os procedimentos estatísticos envolvidos devem ser possíveis de serem executados de forma simples e, de preferência, em *softwares* econométricos de amplo domínio e que possuam interface com outros instrumentos relevantes normalmente utilizadas pelos pesquisadores de séries temporais (p. ex. ajustamento sazonal, previsão, identificação de modelos de regressão, etc.).

É justamente aqui que reside o objetivo do primeiro capítulo desta tese: mediante a aplicação de Modelos de Desagregação Temporal, seguindo o cumprimento dos requisitos apontados por Di Fonzo (*Ibid.*) construir uma série mensal para o PIB brasileiro a partir das séries das Contas Nacionais Trimestrais divulgadas pelo IBGE, Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Como estaremos utilizando, neste processo, determinadas séries mensais para efetuar a desagregação temporal, as desagregações serão com indicadores. Além disto, efetuiremos a desagregação de cada um dos componentes do PIB sob a óptica da oferta agregada para, posteriormente, chegarmos à série final do “PIB mensal”.

Para tanto, o trabalho, além desta introdução, está dividido em mais quatro seções: na seção 1.2 apresentaremos os quatro Modelos de Desagregação Temporal que serão utilizados. Serão três modelos estáticos, Chow e Lin, Fernández e Litterman, e um dinâmico, Santos Silva e Cardoso, sendo que a notação que seguiremos é derivada de Di Fonzo (*Ibid.*). Na seção 1.3 discutiremos o processo de desagregação temporal do PIB trimestral brasileiro relacionando, para cada componente do lado da oferta agregada, as séries mensais utilizadas como

indicadores de desagregação. Serão apresentados, além dos resultados das regressões de desagregação obtidas para cada uma das técnicas, as séries mensais assim desagregadas e as quatro séries finais para o “PIB mensal” encontradas, uma para cada técnica alternativa de desagregação. Na seção 1.4, serão avaliados os erros de projeção para a inflação mensal (variação dos preços livres do IPCA, Índice de Preços ao Consumidor Ampliado), dentro de um modelo tipo VAR, quando utilizamos as diferentes séries obtidas para o “PIB mensal” comparativamente ao que é obtido quando utilizamos o índice da produção industrial mensal, apurado pelo IBGE, como indicador de atividade econômica. Por fim a seção 1.5 apresenta as principais conclusões.

1.2 Modelos de Desagregação de Séries Temporais

Nesta seção apresentaremos os quatro Modelos de Desagregação Temporal que serão utilizados. Serão três modelos estáticos, Chow e Lin, Fernández e Litterman, e um dinâmico, Santos Silva e Cardoso. Porém, antes de apresentá-los, é conveniente uniformizarmos a notação a fim de tornar claras as diferenças, evitando conflito entre as séries de alta frequência e as de baixa frequência. Seguiremos a padronização efetuada por Di Fonzo (*Ibid.*) a qual, por sua vez, segue a sugestão de Mitchell *et al* (2005).

1.2.1 Notação

Chamaremos de y_t uma particular observação no instante de baixa frequência t , que percorre o horizonte temporal $t = 1, 2, \dots, T$. Por sua vez $y_{t,u}$ denota a observação em alta frequência da série no sub-período de alta frequência u correspondente ao instante de baixa frequência t . Assume-se que dentro do instante de baixa frequência t , a periodicidade dos instantes de alta frequência é s . Por exemplo, para $s = 3$, $y_{1,2}$ pode representar o valor da série de baixa frequência que seria observado no segundo mês do trimestre 1. Note que os valores efetivamente observados são y_t ao passo que nosso objetivo é, com base em observações de outras séries de alta frequência, produzir estimativas para $y_{t,u}$.

O vetor $(T \times 1)$ das observações de baixa frequência é, portanto, dado por:

$$\mathbf{y}_l = (y_1, y_2, \dots, y_t, \dots, y_T)' \quad (1.1)$$

Já o vetor $(n \times 1)$ das observações em alta frequência é denotado por $\mathbf{y}_h$.

Note que, em geral, temos $n \geq sT$. Se $n = sT$ então temos que $\mathbf{y}_h = (y_{1,1}, y_{1,2}, \dots, y_{1,s}, \dots, y_{t,1}, y_{t,2}, \dots, y_{t,s}, \dots, y_{T,1}, y_{T,2}, \dots, y_{T,s})'$ e o nosso problema é de distribuição ou de interpolação, sendo que no primeiro caso y_t (distribuição) é uma variável econômica do tipo fluxo (p. ex.: PIB trimestral) e, no segundo caso (interpolação), y_t é uma variável econômica do tipo estoque (p. ex.: estoque de capital). Se $n > sT$ estamos diante de um problema de extrapolação e a quantidade dos valores a serem extrapolados da série de baixa frequência em instantes de alta frequência é dado por $n - sT$.

De modo semelhante, $\mathbf{X}_l$ é a matriz $(T \times K)$ de outras variáveis econômicas em baixa frequência e a sua contraparte na alta frequência é dada por $\mathbf{X}_h$ de dimensão $(n \times K)$.

Assume-se que existe uma restrição de agregação invariante no tempo relacionando as séries de alta e baixa frequência dada por:

$$y_t = \sum_{u=1}^s c_u y_{t,u} \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (1.2)$$

Nesta restrição, supõe-se que os valores (pesos) $\{c_u\}_{u=1}^s$ são todos conhecidos a priori e geralmente são 1 se os valores de baixa frequência forem dados pela soma das observações em alta frequência ou $\frac{1}{s}$ caso os valores de baixa frequência forem dados pela média das observações em alta frequência. Na hipótese da série y_t ser uma variável econômica do tipo estoque, dentro de cada sub-período u todos os valores de $\{c_u\}_{u=1}^s$ serão zero com exceção para $u = s$ que valerá 1.

Em notação matricial, define-se uma matriz $\mathbf{C}$, de dimensão $(T \times n)$, representando as constantes da restrição de agregação. Se $n = sT$, $\mathbf{C}$ será uma matriz bloco-diagonal dada por $\mathbf{C} = \mathbf{I}_T \otimes \mathbf{c}'$ onde $\mathbf{c} = (c_1, c_2, \dots, c_u, \dots, c_s)'$. Assim, temos:

$$\mathbf{y}_l = \mathbf{C} \mathbf{y}_h \quad (1.3)$$

Em se tratando de um problema de distribuição (variável fluxo):

$$\mathbf{C} = \begin{bmatrix} 1 & 1 & \dots & 1 & 0 & 0 & \dots & 0 & \dots & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & \dots & 0 & 1 & 1 & \dots & 1 & \dots & 0 & 0 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \dots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & \dots & 1 & 1 & \dots & 1 \end{bmatrix} = \mathbf{I}_T \otimes \mathbf{c}' \quad (1.4)$$

onde $\mathbf{c} = (1, 1, \dots, 1)'$.

No caso de um problema de interpolação (variável estoque) teremos:

$$\mathbf{C} = \begin{bmatrix} 0 & 0 & \dots & 1 & 0 & 0 & \dots & 0 & \dots & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & \dots & 1 & \dots & 0 & 0 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \dots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & \dots & 0 & 0 & \dots & 1 \end{bmatrix} = \mathbf{I}_T \otimes \mathbf{c}' \quad (1.5)$$

onde $\mathbf{c} = (0, 0, \dots, 1)'$.

Quando também nos deparamos com um problema de extrapolação, incluímos nas matrizes acima tantas colunas de zeros quantos forem os períodos $n - sT$ a serem extrapolados.

1.2.2 Formulação Geral do Problema de Desagregação Temporal

De forma geral, nosso problema é estimar um vetor $\mathbf{y}_h$ de valores de alta frequência de uma dada variável Y tendo como conjunto de informação as observações desta mesma variável colhidas em baixa frequência $\mathbf{y}_l$ mais um conjunto de observações de demais séries de indicadores reunidas na matriz $\mathbf{X}_h$, observadas em alta frequência.

Suponha que, em alta frequência, tenhamos o seguinte modelo de regressão:

$$\mathbf{y}_h = \mathbf{X}_h \boldsymbol{\beta} + \mathbf{u}_h \quad (1.6)$$

com as seguintes hipóteses sobre o vetor de erros:

$$E(\mathbf{u}_h | \mathbf{X}_h) = \mathbf{0} \quad E(\mathbf{u}_h \mathbf{u}_h' | \mathbf{X}_h) = \mathbf{V}_h \quad (1.7)$$

Pré-multiplicando a equação de regressão de alta frequência pela matriz de agregação temporal $\mathbf{C}$ temos:

$$\mathbf{C}\mathbf{y}_h = \mathbf{C}\mathbf{X}_h \boldsymbol{\beta} + \mathbf{C}\mathbf{u}_h \quad (1.8)$$

E, utilizando a notação definida na subseção anterior, podemos escrever a equação acima como:

$$\mathbf{y}_l = \mathbf{X}_l \boldsymbol{\beta} + \mathbf{u}_l \quad (1.9)$$

que representa o modelo de regressão, porém agora em baixa frequência.

Vale notar que as propriedades para o vetor de erros deste novo modelo de regressão (baixa frequência) são:

$$E(\mathbf{u}_l | \mathbf{X}_l) = \mathbf{0} \quad E(\mathbf{u}_l \mathbf{u}_l' | \mathbf{X}_l) = \mathbf{V}_l = \mathbf{C}\mathbf{V}_h \mathbf{C}' \quad (1.10)$$

Temos que, na especificação do modelo de regressão em baixa frequência (1.9), nos deparamos com um problema de estimação por GLS, Mínimos Quadrados Generalizados, onde a matriz de variância-covariância, supostamente conhecida, do vetor de perturbações é dada por $\mathbf{C}\mathbf{V}_h \mathbf{C}'$. A partir daí, pelas propriedades clássicas da estimação por GLS, o estimador para o vetor de parâmetros $\boldsymbol{\beta}$ é dado por:

$$\hat{\boldsymbol{\beta}} = [\mathbf{X}_l' (\mathbf{C}\mathbf{V}_h \mathbf{C}')^{-1} \mathbf{X}_l]^{-1} \mathbf{X}_l' (\mathbf{C}\mathbf{V}_h \mathbf{C}')^{-1} \mathbf{y}_l \quad (1.11)$$

Uma vez estimado o vetor $\hat{\mathbf{B}}$, obtém-se os estimadores $\hat{\mathbf{y}}_h$ corrigindo-se as projeções lineares do modelo de alta frequência, distribuindo-se os resíduos das projeções do modelo de baixa frequência dentro dos sub-períodos correspondentes do modelo de alta frequência. Assim, temos:

$$\hat{\mathbf{y}}_h = \mathbf{X}_h \hat{\mathbf{B}} + \mathbf{V}_h \mathbf{C}' (\mathbf{C} \mathbf{V}_h \mathbf{C}')^{-1} (\mathbf{y}_l - \mathbf{X}_l \hat{\mathbf{B}}) \quad (1.12)$$

Por sua vez, Bournay e Laroque (1979), demonstram que a matriz de variância-covariância de $\hat{\mathbf{y}}_h$ é dada por:

$$E(\hat{\mathbf{y}}_h - \mathbf{y}_h)(\hat{\mathbf{y}}_h - \mathbf{y}_h)' = (\mathbf{I}_n - \mathbf{L}\mathbf{C})\mathbf{V}_h + (\mathbf{X}_h - \mathbf{L}\mathbf{X}_l)(\mathbf{X}_l' \mathbf{V}_l^{-1} \mathbf{X}_l)^{-1} (\mathbf{X}_h - \mathbf{L}\mathbf{X}_l)' \quad (1.13)$$

onde $\mathbf{L} = \mathbf{V}_h \mathbf{C}' \mathbf{V}_l^{-1}$.

Note que o estimador $\hat{\mathbf{B}}$ e, por sua vez, $\hat{\mathbf{y}}_h$, depende crucialmente da definição da matriz $E(\mathbf{u}_h \mathbf{u}_h' | \mathbf{X}_h) = \mathbf{V}_h$, ou seja, do processo estocástico que governa o termo de erro do modelo de alta frequência, dado por (1.7). Diferentes hipóteses sobre a natureza deste processo levam a diferentes estimativas para os valores não observados da série-alvo em alta frequência. No caso dos chamados Modelos de Desagregação Temporal, é justamente esta hipótese para o processo do termo de erro que leva a distinção entre as técnicas alternativas de desagregação temporal com indicadores, conforme veremos a seguir.

1.2.3 Os Modelos Estáticos de Desagregação Temporal

Conforme já mencionamos em seção anterior, são três os principais métodos estáticos de desagregação temporal com indicadores: o método de Chow e Lin, o de Fernández e o de Litterman. O que os diferencia são as hipóteses quanto ao processo estocástico gerador do termo de erro do modelo de alta frequência, isto é, $\mathbf{u}_h$.

Chow e Lin (*Op. cit.*) supõem que $\mathbf{u}_h$ segue o seguinte processo estocástico:

$$u_{h,t} = \mathbf{r} u_{h,t-1} + a_t \quad |\mathbf{r}| < 1 \quad (1.14)$$

onde a_t é um ruído branco de média zero e variância $\mathbf{s}_a^2$. Ou seja, $u_{h,t}$ segue um processo auto-regressivo estacionário de 1ª ordem - AR(1) e, neste caso, temos:

$$\mathbf{V}_h = \left\{ \mathbf{r}^{|i-j|} \mid i, j = 1, \dots, n \right\} \frac{\mathbf{s}_a^2}{1 - \mathbf{r}^2} = \begin{bmatrix} 1 & \mathbf{r} & \dots & \mathbf{r}^{n-1} \\ \mathbf{r} & 1 & \dots & \mathbf{r}^{n-2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \mathbf{r}^{n-1} & \mathbf{r}^{n-2} & \dots & 1 \end{bmatrix} \frac{\mathbf{s}_a^2}{1 - \mathbf{r}^2} \quad (1.15)$$

Já Litterman (*Op. cit.*) parte do pressuposto que o processo gerador de $\mathbf{u}_h$ é não estacionário, dado por:

$$\begin{aligned} u_{h,t} &= u_{h,t-1} + \mathbf{e}_t \\ \mathbf{e}_t &= \mathbf{r} \mathbf{e}_{t-1} + a_t \end{aligned} \quad (1.16)$$

onde também, a exemplo do caso anterior, a_t é um ruído branco de média zero e variância $\mathbf{s}_a^2$.

Neste caso, definem-se as matrizes $\mathbf{D}$ e $\mathbf{H}$ da forma:

$$\mathbf{D}_{n \times n} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ -1 & 1 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & 0 & -1 & 1 \end{bmatrix} \quad (1.17)$$

$$\mathbf{H}_{n \times n} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ -\mathbf{r} & 1 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & 0 & -\mathbf{r} & 1 \end{bmatrix} \quad (1.18)$$

De tal sorte que a expressão para a matriz de variância-covariância $\mathbf{V}_h$ é dada por:

$$\mathbf{V}_h = \mathbf{s}_a^2 (\mathbf{D}' \mathbf{H}' \mathbf{H} \mathbf{D})^{-1} \quad (1.19)$$

Por sua vez, Fernandez (*Op. cit.*) simplifica esta hipótese supondo que o processo gerador seja um passeio aleatório, ou seja:

$$u_{h,t} = u_{h,t-1} + a_t \quad (1.20)$$

a_t é um ruído branco de média zero e variância $\mathbf{s}_a^2$.

Neste caso temos que:

$$\mathbf{V}_h = \mathbf{s}_a^2 (\mathbf{D}' \mathbf{D})^{-1} \quad (1.21)$$

É importante notar que, por se tratarem de processos estocásticos integrados, as especificações de Litterman (*Op. cit.*) e Fernandez (*Op. cit.*) não pressupõem cointegração entre a série a ser desagregada e os indicadores de alta frequência constantes da matriz $\mathbf{X}_h$. As relações entre estas variáveis estariam nos seus incrementos e não nos níveis das mesmas. Já pela hipótese estabelecida por Chow e Lin (*Op. cit.*), a estacionariedade do termo de erro do modelo de alta frequência reflete a existência de cointegração entre as séries sendo, portanto, relevantes as relações que eventualmente se estabeleçam entre os níveis das séries.

Antes de tratar do problema da estimação dos modelos, convém discutirmos o último modelo de desagregação temporal, isto é, o modelo dinâmico de Santos Silva e Cardoso que nada mais é do que uma extensão do modelo de Chow e Lin.

1.2.4 O Modelo Dinâmico de Desagregação Temporal

Uma das maiores restrições ao método de Chow e Lin de desagregação temporal relaciona-se com o fato de que o modelo de alta frequência que associa a série a ser desagregada com as séries dos indicadores é estático, o que lança dúvidas se esta abordagem é realmente capaz de capturar processos dinâmicos, muitas vezes sofisticados, que usualmente são encontrados quando estudamos as séries temporais econômicas do ponto de vista estatístico.

Por outro lado, o abandono da hipótese de cointegração e a introdução de erros integrados nos modelos de alta frequência, como fazem Litterman (*Op. cit.*) e Fernandez (*Op. cit.*), expandem a especificação original AR(1) proposta por Chow e Lin (*Op. cit.*) porém reduzem as relações relevantes entre as séries em suas primeiras diferenças, e não mais no nível entre elas.

Uma forma de se preservar a estacionariedade, mantendo em relevância as relações entre os níveis das séries, mas sem, com isto, desconsiderar os aspectos dinâmicos consiste em introduzir no modelo regressão de alta frequência a variável dependente defasada, tal como proposto por Santos Silva e Cardoso (*Op. cit.*).

O ponto de partida da abordagem dinâmica é dado pela seguinte relação:

$$(1 - \mathbf{f}L)y_{t,u} = \mathbf{x}'_{t,u} \mathbf{\beta} + \mathbf{e}_{t,u} \quad t = 1, 2, \dots, T \quad u = 1, 2, \dots, s \quad (1.22)$$

Fazendo a seguinte transformação $t = s(t-1) + u$, a especificação (1.22) pode ser reescrita como:

$$y_t = \mathbf{f} y_{t-1} + \mathbf{x}'_t \mathbf{\beta} + \mathbf{e}_t \quad t = 1, 2, \dots, n \quad (1.23)$$

Efetuada substituições recursivas da expressão (1.23), obtemos:

$$y_t = \left(\sum_{i=0}^{t-1} \mathbf{f}^i \mathbf{x}'_{t-i} \right) \mathbf{\beta} + \mathbf{f}^t y_0 + \left(\sum_{i=0}^{t-1} \mathbf{f}^i \mathbf{e}_{t-i} \right) \quad (1.24)$$

Agora, observe que:

$$y_0 = \left(\sum_{i=0}^{+\infty} \mathbf{f}^i \mathbf{x}'_{-i} \right) \mathbf{\beta} + \left(\sum_{i=0}^{+\infty} \mathbf{f}^i \mathbf{e}_{-i} \right) \quad (1.25)$$

e que, portanto,

$$\mathbf{h} = E(y_0 | \mathbf{x}_0, \mathbf{x}_{-1}, \dots) = \left(\sum_{i=0}^{+\infty} \mathbf{f}^i \mathbf{x}'_{-i} \right) \mathbf{\beta} \quad (1.26)$$

Substituindo (1.26) na expressão (1.24) obtemos:

$$y_t = \left(\sum_{i=0}^{t-1} \mathbf{f}^i \mathbf{x}'_{t-i} \right) \boldsymbol{\beta} + \mathbf{f}^t \mathbf{h} + \left(\sum_{i=0}^{+\infty} \mathbf{f}^i \mathbf{e}_{t-i} \right), \quad t = 1, 2, \dots, n \quad (1.27)$$

Se notarmos que $\left(\sum_{i=0}^{+\infty} \mathbf{f}^i \mathbf{e}_{t-i} \right)$ corresponde a uma forma invertida, expressada em médias móveis, de um processo auto-regressivo estacionário de primeira ordem com coeficiente auto-regressivo $\mathbf{f}$ e, denotando $\mathbf{x}_{f,t} = \left(\sum_{i=0}^{t-1} \mathbf{f}^i \mathbf{x}'_{t-i} \right)$ como sendo um vetor de dimensão $(K \times 1)$ que contém as somas ponderadas dos valores correntes e passados das séries de indicadores, temos que:

$$y_t = \mathbf{x}'_{f,t} \boldsymbol{\beta} + \mathbf{f}^t \mathbf{h} + u_t \quad u_t = \mathbf{f} u_{t-1} + a_t \quad (1.28)$$

onde, novamente, a_t é um ruído branco de média zero e variância σ_a^2 .

Em notação matricial, o modelo (1.28) pode ser expresso como:

$$\mathbf{y}_h = \mathbf{X}_{h,f} \boldsymbol{\beta} + \mathbf{q}_f \mathbf{h} + \mathbf{u}_h = \mathbf{Z}_{h,f} \boldsymbol{\gamma} + \mathbf{u}_h \quad (1.29)$$

onde:

$\mathbf{q}_f = (\mathbf{f}, \mathbf{f}^2, \mathbf{f}^3, \dots, \mathbf{f}^n)'$ é um vetor $(n \times 1)$

$\mathbf{Z}_{h,f} = [\mathbf{X}_{h,f} : \mathbf{q}_f]$ é uma matriz de dimensão $(n \times (K+1))$

$\boldsymbol{\gamma} = [\boldsymbol{\beta}' : \mathbf{h}']$ é um vetor de parâmetros $((K+1) \times 1)$

$$E(\mathbf{u}_h | \mathbf{Z}_{h,f}) = \mathbf{0} \text{ e } E(\mathbf{u}_h \mathbf{u}_h' | \mathbf{Z}_{h,f}) = \mathbf{V}_{h,f} \quad (1.30)$$

sendo que:

$$\mathbf{V}_{h,f} = \begin{bmatrix} 1 & \mathbf{f} & \dots & \mathbf{f}^{n-1} \\ \mathbf{f} & 1 & \dots & \mathbf{f}^{n-2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \mathbf{f}^{n-1} & \mathbf{f}^{n-2} & \dots & 1 \end{bmatrix} \frac{\mathbf{s}_a^2}{1-\mathbf{f}^2} \quad (1.31)$$

Da mesma forma como fizemos com os modelos estáticos, obtemos a especificação de baixa frequência pré-multiplicando o modelo de alta frequência (1.29) pela matriz $\mathbf{C}$ para obtermos:

$$\mathbf{C}\mathbf{y}_h = \mathbf{C}\mathbf{Z}_{h,f}\boldsymbol{\gamma} + \mathbf{C}\mathbf{u}_h \Rightarrow \mathbf{y}_l = \mathbf{Z}_{l,f}\boldsymbol{\gamma} + \mathbf{u}_l \quad (1.32)$$

de tal sorte que $\mathbf{V}_{l,f} = \mathbf{C}\mathbf{V}_{h,f}\mathbf{C}'$

Assim, a estimação por GLS novamente se aplica e, finalmente, obtemos:

$$\boldsymbol{\gamma} = [\mathbf{Z}_{l,f}'(\mathbf{C}\mathbf{V}_{h,f}\mathbf{C}')^{-1}\mathbf{Z}_{l,f}]^{-1}\mathbf{Z}_{l,f}'(\mathbf{C}\mathbf{V}_{h,f}\mathbf{C}')^{-1}\mathbf{y}_l \quad (1.33)$$

$$\hat{\mathbf{y}}_h = \mathbf{Z}_{h,f}\boldsymbol{\gamma} + \mathbf{V}_{h,f}\mathbf{C}'(\mathbf{C}\mathbf{V}_{h,f}\mathbf{C}')^{-1}(\mathbf{y}_l - \mathbf{Z}_{l,f}\boldsymbol{\gamma}) \quad (1.34)$$

1.2.5 Estimação dos Modelos

Como vimos nas sub-seções anteriores, a obtenção das estimativas para o vetor de parâmetros $\hat{\mathbf{B}}$, no caso dos modelos estáticos, e $\boldsymbol{\gamma}$ para o modelo dinâmico requer o conhecimento prévio da matriz de variância-covariância dos erros do modelo de alta frequência que, por sua vez, dependem única e exclusivamente do parâmetro $\mathbf{r}$ (para os modelos de Chow e Lin e Litterman) ou do parâmetro $\mathbf{f}$, para a especificação dinâmica de Santos Silva e Cardoso.

Seguindo Quilis (2001), efetuaremos o processo de estimação de $\hat{\mathbf{y}}_h$ em quatro etapas:

- a) particionamos o espaço amostral dentro da região estacionária de $\mathbf{r}$ (ou $\mathbf{f}$), ou seja, entre $(-1, +1)$ e, para cada valor escolhido de $\mathbf{r}$ (ou $\mathbf{f}$), obtemos via GLS a estimativa para o vetor de parâmetros $\hat{\mathbf{B}}$ (ou $\boldsymbol{\gamma}$).

- b) de posse de $\hat{\mathbf{B}}$ (ou $\mathbf{?}$) calculamos o valor para a verossimilhança do modelo de baixa frequência em questão, dada pela seguinte forma geral dos modelos estáticos:

$$\ell(\mathbf{r}, \hat{\mathbf{B}}) = -\frac{T}{2} \ln 2p - \frac{1}{2} \ln |\mathbf{V}_{l,r}| - \frac{1}{2} (\mathbf{y}_{l,r} - \mathbf{X}_{l,r} \hat{\mathbf{B}})' \mathbf{V}_{l,r}^{-1} (\mathbf{y}_{l,r} - \mathbf{X}_{l,r} \hat{\mathbf{B}})$$

- c) e, no caso do modelo dinâmico tem-se:

$$\ell(\mathbf{f}, \mathbf{?}) = -\frac{T}{2} \ln 2p - \frac{1}{2} \ln |\mathbf{V}_{l,f}| - \frac{1}{2} (\mathbf{y}_{l,f} - \mathbf{Z}_{l,f} \mathbf{?})' \mathbf{V}_{l,f}^{-1} (\mathbf{y}_{l,f} - \mathbf{Z}_{l,f} \mathbf{?})$$

- d) apura-se o valor máximo para a função de verossimilhança encontrando:

$$\hat{\mathbf{r}} = \arg \max_{\mathbf{r}} \ell(\mathbf{r}, \hat{\mathbf{B}}(\mathbf{r})) \quad \text{ou} \quad \hat{\mathbf{f}} = \arg \max_{\mathbf{f}} \ell(\mathbf{f}, \mathbf{?}(\mathbf{f}))$$

- e) uma vez estimado $\hat{\mathbf{B}}$ (ou $\mathbf{?}$) e encontrado $\hat{\mathbf{r}}$ (ou $\hat{\mathbf{f}}$), obtemos $\hat{\mathbf{V}}_{h,\hat{\mathbf{r}}}$ (ou $\hat{\mathbf{V}}_{h,\hat{\mathbf{f}}}$) e, por fim, $\hat{\mathbf{y}}_h$.

Este procedimento em quatro etapas somente não se aplica ao modelo estático de Fernandez uma vez que, por construção, é assumido, de partida, $\mathbf{r} = 1$ (passeio aleatório para o termo de erro do modelo de regressão de alta frequência). Assim, não se faz necessário efetuar a varredura do espaço amostral de $\mathbf{r}$, sendo que a estimativa para o vetor de parâmetros $\hat{\mathbf{B}}$ é diretamente expressada por:

$$\hat{\mathbf{B}} = [\mathbf{X}'_l (\mathbf{C}(\mathbf{D}'\mathbf{D})^{-1} \mathbf{C}')^{-1} \mathbf{X}_l]^{-1} \mathbf{X}'_l (\mathbf{C}(\mathbf{D}'\mathbf{D})^{-1} \mathbf{C}')^{-1} \mathbf{y}_l \quad (1.35)$$

e, por sua vez:

$$\hat{\mathbf{y}}_h = \mathbf{X}_h \hat{\mathbf{B}} + (\mathbf{D}'\mathbf{D})^{-1} \mathbf{C}' (\mathbf{C}(\mathbf{D}'\mathbf{D})^{-1} \mathbf{C}')^{-1} (\mathbf{y}_l - \mathbf{X}_l \hat{\mathbf{B}}) \quad (1.36)$$

1.3 Desagregação do PIB Trimestral Brasileiro

A partir de agora, iniciaremos o processo de desagregação do PIB trimestral do Brasil, divulgado pelo IBGE, cuja série inicia-se no primeiro trimestre de 1991. Nosso objetivo é produzir quatro séries desagregadas (isto é, em frequência mensal) do PIB trimestral, correspondentes a cada uma dos modelos alternativos de desagregação temporal apresentados na seção 1.2.

Escolhemos efetuar a desagregação do PIB sob a óptica da oferta agregada pois, ao divulgar trimestralmente os índice de volume do PIB trimestral, o IBGE não informa o índice de volume da variação de estoques, um dos componentes do investimento agregado. Apenas informa o índice de volume da formação bruta de capital fixo. Assim, como estaremos desagregando cada um dos componentes do PIB trimestral para, posteriormente, obtermos a série em alta frequência do PIB trimestral geral, a consolidação pelo lado da demanda fica prejudicada pela indisponibilidade de um componente da série de baixa frequência do PIB original.

Portanto, efetuar a desagregação sob a óptica da oferta, significa produzir séries de alta frequência para os seguintes componentes do PIB: Impostos sobre a Produção; PIB Agropecuário; PIB Industrial e PIB Serviços. É importante lembrar que o PIB Industrial e o PIB Serviços possuem sub-componentes mas, devido à falta de indicadores mensais de alta frequência para vários sub-componentes do PIB Serviços, somente conduziremos a desagregação dos sub-componentes para o PIB Industrial (Extração Mineral, Indústria de Transformação, Construção Civil e Distribuição de Energia, Gás, Água, etc.). Na verdade, utilizaremos como série indicadora de alta frequência para o PIB Serviços apenas uma série de tendência determinista cúbica acrescida de *dummies* sazonais.

Outro componente do PIB que não possui séries de indicadores mensais é o PIB Agropecuário. Sabemos que, mensalmente o IBGE divulga o LSPA, Levantamento Sistemático da Produção Agrícola Nacional, porém esta pesquisa atualiza os prognósticos anuais para a safra de vários produtos não fornecendo, portanto, estimativas da produção mensal de cada um deles. Desta forma, também aqui utilizaremos como série indicadora de alta frequência uma tendência linear determinista, acrescida de *dummies* sazonais. Contudo, é preciso ressaltar que há uma nítida mudança no padrão sazonal do PIB Agropecuário a partir de 1998 pela introdução dos resultados do Censo Agropecuário realizado em 1996. Logo, nos

modelos de desagregação temporal para este componente do PIB estarão presentes variáveis de *dummies* sazonais adicionais para lidar com este fenômeno da mudança da sazonalidade.

O roteiro que seguiremos para as desagregações temporais será o seguinte:

- a) Desagregação do PIB Agropecuário, PIB Serviços, Impostos sobre a Produção, e cada um dos quatro sub-componentes do PIB Industrial;
- b) A partir dos sub-componentes desagregados do PIB Industrial, isto é, estimados em frequência mensal, efetua-se a desagregação temporal do PIB Industrial utilizando as séries de alta frequência encontradas para cada um dos sub-componentes;
- c) De posse da série estimada em alta frequência do PIB Industrial e com os demais componentes desagregados no item (a), desagrega-se o PIB Geral trimestral, obtendo a série dos seus valores estimados em alta frequência.

O Quadro 1 a seguir descreve o conjunto de séries de indicadores utilizadas no processo de desagregação de cada componente ou sub-componente do PIB trimestral.

Quadro 1 - componentes do PIB e séries de indicadores

Componente do PIB	Séries de Indicadores
Impostos s/ Produção	a) Total da arrecadação dos seguintes impostos: ICMS, CIDE, PIS/PASEP, COFINS, II, IPI, deflacionados pelo IGP-DI b) Dummies Sazonais
PIB Agropecuário	a) Tendência linear b) dummies sazonais com quebra estrutural na sazonalidade a partir de 1998
PIB Ind. - Extrativa Mineral	a) Índices da Pesquisa Industrial Mensal - IBGE relativos aos seguintes ramos: extração de petróleo e gás natural, extração de minérios ferrosos, extração de minérios não ferrosos, extração de minerais não metálicos. b) Dummies Sazonais
PIB Ind. - Ind. de Transformação	a) Índice da Pesquisa Industrial Mensal - IBGE relativo ao ramo consolidado da indústria de transformação b) Dummies Sazonais
PIB Ind. - Ind. de Construção Civil	a) Índice da Pesquisa Industrial Mensal - IBGE relativo ao ramo consolidado de insumos típicos da construção civil b) Dummies Sazonais
PIB Ind. - Energia, Gás, etc.	a) Estatística mensal de consumo de energia elétrica total, divulgada pelo ONS b) dummies sazonais com quebra estrutural na sazonalidade a partir de 2005
PIB - Serviços	a) tendência cúbica b) dummies sazonais
PIB - Industrial Consolidado	séries mensalizadas de cada uma das sub-categorias do PIB Industrial (Ind. Extrativa Mineral, Ind. de Transformação, Ind. Construção Civil, Ind. Energia, Gás, etc.)
PIB - Geral	séries mensalizadas de cada uma das categorias do PIB Geral (Impostos s/ Produção, PIB Agropecuária, PIB Industrial Consolidado e PIB Serviços)

No processo de desagregação, verificamos que, assim como ocorreu com o PIB Agropecuário, o sub-componente Distribuição de Energia, Gás, Água, etc. do PIB Industrial também apresentou evidências de alteração no padrão sazonal, embora bem mais recente, ou seja, partir de 2005. Isto pode ser reflexo da consolidação macroeconômica e das sensíveis mudanças no panorama de desenvolvimento regional ocorridas a partir de 2003.

As Tabelas 1 a 9 fornecem os resultados das regressões encontrados para os componentes e sub-componentes dos PIB trimestral, sendo que o Apêndice 1 exibe as funções de verossimilhança para cada um dos modelos em que a varredura do espaço amostral é necessária para a obtenção das demais estimativas. Os códigos de programação, construídos em linguagem matricial **R**, estão listados no Apêndice 2 e, por sua vez, o Apêndice 3 exibe as estimativas mensais das séries desagregadas por cada um dos métodos alternativos.

Tabela 1 - resultados das regressões - PIB impostos sobre a produção

	Chow-Lin	Fernandez	Litterman	SSC
constante	75.30 (15.57)	56.89 (8.18)	54.17 (8.24)	0.11 (1.05)
seas_1	-2.30 (0.93)	-2.58 (0.92)	-2.36 (0.92)	-1.54 (0.67)
seas_2	0.02 (0.89)	-0.14 (0.87)	-0.01 (0.85)	3.05 (0.53)
seas_3	1.46 (0.68)	1.38 (0.66)	1.45 (0.67)	0.42 (0.67)
Total de Impostos Indiretos	0.54 (0.15)	0.48 (0.15)	0.53 (0.15)	0.19 (0.01)
η				33.05 (2.99)
ρ	0.99		-0.52	
ϕ				0.88

Tabela 2 - resultados das regressões - PIB agropecuário

	Chow-Lin	Fernandez	Litterman	SSC
seas_1	67.14 (3.10)	69.07 (7.11)	69.00 (6.92)	39.77 (2.31)
seas_2	91.39 (3.13)	93.62 (7.77)	93.55 (7.62)	57.21 (2.15)
seas_3	80.42 (3.18)	82.91 (7.94)	82.84 (7.79)	44.18 (2.17)
seas_4	65.63 (3.23)	67.77 (7.65)	67.69 (7.48)	35.54 (2.19)
q_seas_1	75.81 (5.70)	68.64 (11.25)	68.48 (11.10)	51.06 (3.28)
q_seas_2	106.81 (5.77)	99.17 (11.55)	98.99 (11.41)	66.68 (3.26)
q_seas_3	62.53 (5.82)	54.52 (11.62)	54.34 (11.48)	28.96 (3.32)
q_seas_4	38.01 (5.82)	30.05 (11.47)	29.87 (11.32)	20.89 (3.37)
t	0.43 (0.04)	0.46 (0.41)	0.46 (0.42)	0.25 (0.02)
η				56.04 (31.54)
ρ	0.62		0.08	
ϕ				0.42

Tabela 3 - resultados das regressões - PIB ind. extrativa mineral

	Chow-Lin	Fernandez	Litterman	SSC
constante	21.61 (3.28)	14.16 (16.44)	19.42 (12.59)	15.64 (2.34)
seas_1	-8.04 (1.36)	-7.74 (1.50)	-8.70 (1.61)	-7.05 (1.29)
seas_2	-10.54 (1.51)	-9.13 (1.50)	-9.38 (1.05)	-8.09 (1.26)
seas_3	-8.07 (1.39)	-6.43 (1.45)	-6.08 (1.58)	-6.15 (1.28)
Extr. de Petróleo e Gás	0.32 (0.06)	0.66 (0.18)	0.81 (0.15)	0.22 (0.04)
Extr. Minérios Ferrosos	0.37 (0.07)	0.49 (0.18)	0.36 (0.14)	0.26 (0.05)
Extr. Minerais Metálicos não Ferrosos	0.17 (0.05)	0.20 (0.07)	0.11 (0.06)	0.13 (0.04)
Extr. Minerais não Metálicos	0.30 (0.08)	-0.08 (0.17)	0.02 (0.13)	0.24 (0.06)
η				73.21 (36.06)
ρ	0.43		-0.91	
ϕ				0.27

Tabela 4 - resultados das regressões - PIB ind. de transformação

	Chow-Lin	Fernandez	Litterman	SSC
constante	2.46 (3.32)	23.52 (10.73)	26.50 (9.42)	1.60 (3.19)
seas_1	-3.65 (0.86)	-5.73 (1.37)	-6.06 (1.27)	-5.26 (1.03)
seas_2	-0.23 (0.91)	-0.58 (0.91)	-0.63 (0.73)	-1.00 (1.01)
seas_3	-0.44 (0.83)	0.63 (0.97)	0.85 (0.94)	-1.38 (1.02)
Ind. Transf. - PIM	1.03 (0.03)	0.80 (0.14)	0.76 (0.12)	1.20 (0.03)
η				-8.01 (64.89)
ρ	0.42		-0.84	
ϕ				-0.15

Tabela 5 - resultados das regressões - PIB ind. construção civil

	Chow-Lin	Fernandez	Litterman	SSC
constante	-1.19 (5.73)	-4.96 (4.74)	-6.72 (4.06)	-6.04 (2.51)
seas_1	-2.24 (0.46)	-2.43 (0.44)	-2.36 (0.45)	0.85 (0.67)
seas_2	-2.08 (0.49)	-2.10 (0.46)	-2.08 (0.37)	1.16 (0.61)
seas_3	-2.03 (0.47)	-1.81 (0.46)	-1.94 (0.45)	1.53 (0.65)
ITCC - PIM	1.10 (0.06)	1.05 (0.06)	1.07 (0.05)	0.53 (0.02)
η				38.86 (7.01)
ρ	0.93		-0.85	
ϕ				0.56

Tabela 6 - resultados das regressões - PIB ind. distrib. energia, gás, etc.

	Chow-Lin	Fernandez	Litterman	SSC
seas_1	24.56 (4.22)	33.96 (5.69)	31.76 (5.42)	5.71 (1.06)
seas_2	23.44 (4.17)	32.63 (5.63)	30.45 (5.35)	3.97 (1.05)
seas_3	22.75 (4.18)	31.92 (5.63)	29.74 (5.36)	4.97 (1.05)
seas_4	23.70 (4.24)	33.06 (5.69)	30.85 (5.42)	5.57 (1.08)
q_seas_1	22.09 (5.14)	32.28 (5.98)	29.29 (5.77)	0.70 (1.51)
q_seas_2	28.38 (5.14)	38.10 (5.79)	35.19 (5.59)	6.50 (1.52)
q_seas_3	31.02 (5.18)	40.86 (5.83)	37.90 (5.63)	6.78 (1.51)
q_seas_4	33.53 (5.21)	43.69 (5.96)	40.55 (5.77)	7.77 (1.56)
Cons. Energ. - ONS	3.08 (0.15)	2.48 (0.29)	2.59 (0.27)	1.13 (0.04)
η				47.96 (3.69)
ρ	0.88		-0.70	
ϕ				0.67

Tabela 7 - resultados das regressões - PIB serviços

	Chow-Lin	Fernandez	Litterman	SSC
constante	89.88 (1.29)	96.34 (1.56)	96.47 (1.51)	30.48 (0.44)
seas_1	-5.83 (0.40)	-5.96 (0.35)	-5.97 (0.34)	-3.91 (0.30)
seas_2	-4.14 (0.49)	-4.16 (0.43)	-4.16 (0.43)	-0.37 (0.27)
seas_3	-1.00 (0.40)	-0.96 (0.34)	-0.96 (0.34)	0.17 (0.30)
t	29.18 (5.25)	3.51 (26.25)	2.99 (26.93)	14.16 (1.60)
t ²	-16.19 (5.89)	5.97 (29.11)	6.39 (29.86)	-9.56 (1.76)
t ³	7.41 (1.86)	2.19 (9.04)	2.10 (9.27)	3.73 (0.55)
η				69.70 (2.62)
ρ	0.71		0.11	
φ				0.65

Tabela 8 - resultados das regressões - PIB industrial consolidado

	Chow-Lin	Fernandez	Litterman	SSC
constante	-0.49 (0.21)	0.85 (0.52)	0.85 (0.49)	-0.65 (0.21)
PIB Ind. Extrativa	0.04 (0.00)	0.04 (0.00)	0.04 (0.00)	0.04 (0.00)
PIB Ind. Transf.	0.66 (0.00)	0.66 (0.00)	0.66 (0.00)	0.66 (0.00)
PIB Ind. C. Civil	0.18 (0.00)	0.18 (0.01)	0.19 (0.01)	0.19 (0.00)
PIB Ind. Energia	0.12 (0.00)	0.10 (0.01)	0.10 (0.01)	0.12 (0.00)
η				808.10 (499.68)
ρ	0.42		-0.82	
ϕ				0.00

Tabela 9 - resultados das regressões - PIB geral

	Chow-Lin	Fernandez	Litterman	SSC
constante	-0.09 (0.24)	-0.62 (0.64)	-0.63 (0.64)	-0.09 (0.20)
PIB Aropecuário	0.05 (0.00)	0.05 (0.00)	0.05 (0.00)	0.05 (0.00)
PIB Industrial	0.24 (0.00)	0.24 (0.00)	0.24 (0.00)	0.24 (0.00)
PIB Serviços	0.60 (0.01)	0.61 (0.01)	0.61 (0.01)	0.59 (0.01)
Impostos s/ Produção	0.11 (0.01)	0.11 (0.01)	0.11 (0.01)	0.11 (0.00)
η				142.68 (47.96)
ρ	0.64		-0.09	
ϕ				0.01

Uma vez estimados os parâmetros dos modelos, obtemos as estimativas das séries em alta frequência que nos interessa, no caso, as séries do PIB mensal, indo desde janeiro de 1991 até março de 2008. Os Gráficos 1 a 4 exibem as trajetórias estimadas para o PIB mensal em cada um dos métodos alternativos de desagregação temporal.

Gráfico 1 - PIB mensal - método de Chow e Lin

Gráfico 2 - PIB mensal - método de Fernández

Gráfico 3 - PIB mensal - método de Litterman

Gráfico 4 - PIB mensal - método de Santos Silva e Cardoso

Numa inspeção visual, praticamente não se observa nenhuma distinção entre as séries mensais obtidas. As séries encontradas pelos métodos de Chow e Lin e de Fernandez são quase que idênticas, apesar do coeficiente de correlação do modelo de Chow e Lin para o PIB Geral ($\hat{r} = 0.64$) estar relativamente distante da unidade. Por outro lado, a série obtida pelo método de Litterman parece ser um pouco mais volátil, especialmente no período entre 1996 e 1997, ao passo que a série estimada pelo método de Santos Silva e Cardoso possui um comportamento ligeiramente diferente das demais na parte final do horizonte temporal, especialmente nos anos de 2004 até 2007.

Se, no nível, as séries desagregadas do PIB mensal em muito se assemelham, quando analisamos as taxas de variações, sejam em relação ao mesmo mês do ano anterior, sejam em relação ao mês imediatamente anterior, as diferenças entre as metodologias começam a se tornar mais evidentes.

O Gráfico 5 nos mostra as trajetórias dos desvios-padrões das taxas de variações em 12 meses, isto é, em relação ao mesmo mês do ano anterior, bem como em relação ao mês imediatamente anterior. Se nas relações de médio prazo, ou seja, em 12 meses, os desvios-padrões não são muito elevados, o mesmo já não se pode ser dito quando analisamos as taxas de variações de cada uma das séries em relação ao mês imediatamente anterior. Note que, para efeito de comparação com as taxas de variações em 12 meses, as taxas de crescimento de curto prazo estão anualizadas.

Gráfico 5 - desvios padrões das taxas de variações

Em suma, embora a longo prazo os métodos de desagregação temporal produzam resultados bastante similares, a curto prazo podem conter diferenças significativas. Se pensarmos bem, é justamente aí que reside o cerne da questão: a aplicação dos métodos de desagregação somente é justificada se isto nos proporcionar uma melhor compreensão do que, de fato, está acontecendo com a atividade econômica no curtíssimo prazo, refinando o processo decisório dos agentes econômicos que se desenvolve em tempo real.

Porém, apesar de termos conduzido a desagregação temporal do PIB trimestral por meio dos diferentes métodos, estes, por sua vez, não nos fornecem nenhum critério objetivo de avaliação comparativa entre eles. A busca do que vem a ser o “melhor” método de desagregação temporal é algo eminentemente empírico e, neste sentido, na próxima seção, efetuaremos a avaliação do desempenho de cada um destes métodos mediante a introdução das séries do PIB mensais no âmbito de um modelo VAR para a previsão da inflação brasileira. Nosso objetivo é, na verdade, duplo. Em primeiro lugar, queremos verificar se há redução do erro médio de projeção da inflação quando substituímos na especificação do modelo VAR a produção industrial, comumente utilizada como variável que mede a atividade econômica em modelos econométricos mensais, pelas medidas de PIB mensal que obtivemos nesta seção. Por fim, em caso afirmativo, queremos identificar qual dos métodos de desagregação temporal produz o menor erro médio de projeção.

1.4 Avaliação de Desempenho das Séries Desagregadas

O ponto de partida para a avaliação de desempenho das séries desagregadas do PIB trimestral, segundo os quatro modelos alternativos será a construção de um modelo VAR destinado a efetuar projeções mensais sobre a taxa de inflação, medida pelo IPCA-IBGE. Na verdade, estamos interessados nas projeções dos chamados preços livres (ou de mercado) do IPCA uma vez que os produtos cujos preços são os denominados preços administrados (ou monitorados por contrato) seguem uma dinâmica distinta daquela exibida pelos preços livres.

Nosso intuito é verificarmos em que grau, se é que ele existe, as séries estimadas para o PIB mensal contribuem para diminuir o erro médio de projeção, em vários horizontes, da inflação dos preços livres, comparativamente aos modelos tradicionais que costumam utilizar as estatísticas mensais de produção industrial como medida de atividade econômica em modelos mensais de projeções.

Assim, o nosso modelo *benchmark* será um modelo VAR com seis variáveis endógenas: variação mensal da PIM-IBGE, Produção Industrial Mensal, inflação dos preços livres do IPCA (apurada pelo Banco Central), inflação dos preços administrados do IPCA (também apurada pelo Banco Central), variação da taxa de câmbio média mensal, variação mensal do

estoque de moeda - M1 (divulgada pelo Banco Central no conceito de média diária), taxa básica de juros (Selic) acumulada no mês, anualizada em base de 252 dias úteis (divulgada pelo Banco Central). Além destas seis variáveis endógenas, o modelo também possui um conjunto de variáveis exógenas, a saber: três *dummies* de tendência (na verdade uma tendência cúbica determinista) para o período de “desinflação” após a adoção do Plano Real, indo de agosto de 1994 a junho de 1997, onze *dummies* sazonais mais a constante do modelo.

Esta especificação é praticamente a mesma que consta do Relatório de Inflação de junho de 2004, divulgado pelo Banco Central, com a diferença que estamos tratando a taxa Selic no seu nível e não na sua variação mensal, como faz o Banco Central, tendo em vista as fracas evidências de presença de raiz unitária em séries mensais de taxas nominais de juros.

Nosso modelo fica então descrito como:

$$\mathbf{X}_t = \mathbf{A}_1 \mathbf{X}_{t-1} + \dots + \mathbf{A}_p \mathbf{X}_{t-p} + \mathbf{B} \mathbf{Z}_t + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (1.37)$$

onde

$\mathbf{X}_t$ é o vetor das variáveis endógenas

$\mathbf{Z}_t$ é o vetor das variáveis exógenas

$\boldsymbol{\varepsilon}_t$ é o vetor dos termos de erro do modelo

$\mathbf{A}_1, \dots, \mathbf{A}_p, \mathbf{B}$ são parâmetros a serem estimados

O período amostral considerado para a estimação do modelo inicia-se em agosto de 1994 indo até março de 2008 e, a exemplo do que encontrou o Banco Central em suas estimações (e até como efeito de comparação), utilizaremos ($p = 6$) como ordem do VAR.

O Apêndice 4 exhibe os resultados das cinco estimações conduzidas, a primeira considerando a produção industrial como medida de atividade econômica e as outras quatro para cada uma das séries estimadas para o PIB mensal, ao passo que a Tabela 10 exhibe os erros de projeções, pelo critério de desvios absolutos médios, para a inflação dos preços livres do IPCA. Obviamente, os erros de projeções foram calculados para fora da amostra e possuem os horizontes de 1, 3, 6 e 12 passos (meses). Todos os modelos foram estimados até dezembro de

2005 e os erros de projeção foram calculados a partir de janeiro de 2006, atualizando-se os modelos a cada instante subsequente ao da realização das projeções.

Tabela 10 - erros dos modelos - desvios médios absolutos

	1 mês	3 meses	6 meses	12 meses
a. Produção Industrial ("benchmark")	0.00166	0.00183	0.00188	0.00190
b. PIBs Mensais				
Chow-Lin	0.00155	0.00168	0.00179	0.00190
Ganho	6.4%	8.2%	4.8%	0.2%
Fernandez	0.00153	0.00165	0.00176	0.00189
Ganho	7.4%	9.9%	6.2%	0.8%
Litterman	0.00147	0.00162	0.00175	0.00188
Ganho	11.3%	11.9%	6.7%	1.3%
Santos Silva-Cardoso	0.00161	0.00180	0.00188	0.00191
Ganho	3.2%	1.9%	0.2%	-0.6%
c. Produção Industrial				
Chow-Lin	0.00159	0.00172	0.00181	0.00189
Ganho	3.9%	6.1%	3.8%	0.4%
Fernandez	0.00158	0.00171	0.00179	0.00188
Ganho	4.4%	6.9%	4.5%	1.0%
Litterman	0.00160	0.00171	0.00180	0.00189
Ganho	3.7%	6.5%	4.2%	0.6%
Santos Silva-Cardoso	0.00158	0.00173	0.00181	0.00187
Ganho	4.5%	5.5%	3.7%	1.9%

Algumas importantes considerações emanam da Tabela 10:

- Em primeiro lugar, os modelos de desagregação temporal contribuem para diminuir o erro médio de projeção da inflação dos preços livres em todos os horizontes de projeção. Neste sentido destaca-se o método de Litterman, o qual proporcionou os maiores ganhos independentemente do horizonte de projeção considerado, chegando a reduzir em quase 12% o erro absoluto médio de projeção. Os métodos de Chow e Lin e de Fernandez também conseguem diminuir o erro absoluto médio de projeção, porém em intensidade bem menor. Já o método de Santos Silva e Cardoso apresentou desempenho bastante inferior aos demais.
- A diminuição do erro de projeção vai perdendo relevância à medida em que o horizonte temporal de projeção se amplia. Para as projeções 12 meses à frente, o ganho torna-se praticamente desprezível. Isto corrobora o que havíamos discutido na seção anterior, ou

seja, que a relevância dos métodos de desagregação temporal reside em justamente aprimorar o entendimento dos ciclos econômicos no curto prazo.

- c) A Tabela 10 também fornece os erros de projeções quando efetuamos a desagregação temporal do PIB trimestral quando utilizamos apenas uma série indicadora, qual seja a produção industrial mensal (item c). Seria uma forma de desagregação parcial porém mais rápida e menos trabalhosa do que aplicar as técnicas de desagregação sobre cada um dos componentes e sub-componentes do PIB. Mesmo assim, esta desagregação mais rápida também consegue diminuir o erro absoluto médio de projeção da inflação de preços livres porém de forma menos intensa do que as desagregações mais abrangentes.

1.5 Conclusões

O presente trabalho procurou apresentar técnicas alternativas de modelos de desagregação temporal, aplicando-as sobre a série do PIB trimestral do Brasil, com o intuito de verificar se, no âmbito dos modelos de projeção da inflação, tais métodos de desagregação contribuiriam para a redução dos erros de projeção.

Pelo resultados obtidos, concluímos que tais técnicas proporcionam redução de até quase 12% no erro absoluto médio de projeção da inflação mensal dos chamados preços livres (ou de mercado) do IPCA, muito embora os ganhos em termos de redução destes erros perdem importância em prazos mais longos.

De qualquer forma, nos parece que para horizontes mais curtos de projeção (até 6 meses) o esforço necessário para se efetuar as desagregações temporais é válido, mesmo que em processos mais simplificados de desagregação temporal, como é o caso de se utilizarmos apenas uma série como indicador (produção industrial).

Longe de esgotar o assunto, seria interessante também comparar as técnicas apresentadas de desagregação temporal, baseadas em modelos de mínimos quadrados generalizados (GLS) com técnicas de interpolação mediante modelos de espaço de estados (filtro de Kalman), como por exemplo os modelos de desagregação temporal descritos em Moauro e Savio (2005) ou em Proietti (2006), a fim de checar seus desempenhos comparativos.

2 O CANAL DE CUSTO DA POLÍTICA MONETÁRIA

2.1 Introdução

Uma das questões centrais da análise macroeconômica é, sem dúvida, o estudo dos mecanismos de transmissão da política monetária, entendidos como sendo os meios pelos quais choques induzidos pela Autoridade Monetária, sejam estes sobre o estoque nominal de moeda ou sobre as taxas nominais de juros de curto prazo afetam o comportamento das variáveis reais da economia, tais como o produto e o emprego agregados.

Neste sentido, alguns canais importantes têm sido estudados pelos pesquisadores, sejam do mundo acadêmico, sejam das equipes técnicas dos próprios bancos centrais, ao longo de quase duas décadas: o canal tradicional da taxa de juros (*interest rate channel*), o canal da taxa de câmbio (*exchange rate channel*), o canal do preço de ativos (*asset price channel*) e os canais do crédito (*credit channel*) que, por sua vez se subdividem no canal de empréstimo bancário (*banking lending channel*) e no canal de deterioração patrimonial (*balance sheet channel*). Uma breve descrição de cada um destes canais de transmissão pode ser encontrada em Ireland (2005).

Contudo, mais recentemente, um novo canal de transmissão da política monetária vem sendo estudado pelos pesquisadores: o canal de custo (*cost channel*). A motivação para tal estudo, que engloba a identificação e a quantificação deste canal, reside em alguns fatos relacionados aos impactos dos choques monetários sobre certas variáveis macroeconômicas relevantes e que ainda carecem de uma razoável explicação para o fenômeno, a saber: a magnitude das oscilações do produto perante os choques de política monetária além do que seria plausível se considerássemos apenas a rigidez de preços e a evidência empírica da existência de um *price puzzle*.

Os modelos econômicos tradicionais enfatizam que os choques de política monetária exercem efeitos sobre a atividade econômica através de canais de transmissão via demanda agregada (basicamente todos aqueles que relacionamos no segundo parágrafo desta introdução). Porém, as evidências empíricas sugerem que os choques de política monetária, traduzidos em

movimentos pequenos e transitórios das taxas de juros de curto prazo, acabam produzindo efeitos substantivos e prolongados sobre a trajetória do produto. Bernanke e Gertler (1995) fundamentam a explicação deste fenômeno através existência de um canal de crédito, atuando em conjunto com o canal tradicional da política monetária, a famosa hipótese do “acelerador financeiro”. Dado que o custo efetivo das fontes externas de financiamento são maiores, após um choque monetário, do que o custo de oportunidade dos recursos internos, a deterioração da situação patrimonial das empresas pode elevar substancialmente o custo do capital, reduzindo a demanda por investimentos pelas firmas. Mais ainda, devido às assimetrias de informação no mercado de crédito, os custos de empréstimo aumentam mais que proporcionalmente à elevação determinada pela Autoridade Monetária sobre as taxas básicas de curto prazo. Assim, pelo canal do crédito, as imperfeições do mercado de crédito amplificam os efeitos dos choques monetários sobre a atividade.

Outra maneira de produzirmos grandes oscilações no produto diante de choques monetários moderados é permitir que os choques de política monetária possam se fazer sentir não apenas na curva de demanda (como ocorre pelo canal do crédito, por exemplo), mas também sobre a curva da oferta agregada. Assim, choques monetários deslocariam ambas as curvas na mesma direção, provocando queda no produto de equilíbrio, porém acompanhada de pequenas variações nos preços. Este deslocamento da oferta seria devido justamente ao canal de custo que, juntamente com o canal do crédito (deslocando a curva de demanda), proporcionariam oscilações maiores e mais prolongadas do produto diante de choques monetários de moderada ou pequena magnitude.

É importante, porém, notar que algum tipo de rigidez nominal é ainda necessário para a não-neutralidade da política monetária. Se os preços e as carteiras de ativos se ajustam imediatamente, então a política monetária não possui efeito sobre a taxa de juros e, portanto, nem a demanda e nem a oferta agregada se deslocam. Modelos teóricos baseados na denominada NKPC, Curva de Phillips Novo-Keynesiana, assumem que a rigidez nominal dos preços é a principal fonte para a não-neutralidade monetária. Choques de política monetária afetariam a inflação via os canais tradicionais de demanda, gerando respostas sincronizadas (e na mesma direção) do produto e inflação (preços) às alterações dos juros.

Embora estas previsões relativas à reposta dos preços estejam de acordo com o que se tradicionalmente seria esperado pela teoria, estas dificilmente são consistentes com aquilo que

se observa empiricamente através dos modelos VAR (o *price puzzle*) indicando que esta abordagem novo-keynesiana quanto à dinâmica inflacionária parece não capturar todo o mecanismo de transmissão.

O *price puzzle* refere-se com a resposta empírica dos preços (ou da inflação) aos choques de política monetária. A visão convencional sugere que choques restritivos de política monetária são associados com quedas no produto e nos preços (ou na inflação). Porém, trabalhos que buscam ajustar um VAR aos dados macroeconômicos verificam que os preços (ou a taxa de inflação) costumam elevar-se no curto prazo em resposta aos choques restritivos de política monetária. Duas explicações principais existem para este fenômeno: uma implica que a parte não antecipada (ou não esperada) dos choques de política monetária não é bem medida ou identificada nos modelos VAR; a outra sugere a existência de um canal de custo de transmissão da política monetária que atua mais rapidamente sobre a inflação e o produto do que os canais de demanda.

A primeira explicação sugere que os modelos VAR não conseguem medir o componente *forwad-looking* da política monetária e, assim, não mensuram apropriadamente os choques de política. Suponha que, por qualquer razão, o Banco Central espera uma inflação mais elevada num futuro próximo, elevação esta que pode ser devida a um choque adverso de produtividade, ou ao aumento nos preços do petróleo, etc. Quando o Banco Central eleva a taxa de juros, estes choques já podem estar impactando a economia, fazendo-nos observar elevações tanto nas taxas de juros quanto nos preços. Assim, o *price puzzle* surge como uma identificação inadequada do componente não esperado dos choques de política monetária. Sims (1992) sugeriu que se incluíssemos preços de *commodities* (matérias-primas) nos modelos VAR, o *price puzzle* desapareceria. Sua explicação era de que o conjunto de informação disponível para o formulador de política monetária poderia incluir variáveis úteis para a previsão da inflação que não estariam sendo consideradas na modelagem pelo econometrista. Estas variáveis, tais como os preços das *commodities* deveriam também ser incluídos no VAR a fim de controlar por movimentos que estejam ocasionando efeitos inflacionários à parte da política monetária.

A segunda explicação sugere que é o canal de custo da política monetária que faz com que preços (inflação) e taxa nominal de juros caminhem na mesma direção imediatamente após um choque monetário. Este efeito da política monetária, que ocorre sobre a oferta agregada,

pode muito bem coexistir e até mesmo suplantar, ainda que temporariamente, o canal tradicional da demanda. Quando o Banco Central elevar as taxas de juros, algum custo de produção (custo financeiro) se elevaria e um componente inflacionário da taxa nominal de juros emergiria. Barth e Ramey (2001) chegam a esta conclusão utilizando dados desagregados da indústria dos EUA e verificam que este resultado mantém-se robusto mesmo quando os preços das *commodities* são introduzidos no VAR. Desta maneira, este fenômeno pode ser perfeitamente gerado, no curto prazo, por efeitos da elevação das taxas de juros sobre os custos marginais e, daí, para os preços.

A hipótese da existência de um canal de custo reside, fundamentalmente, no papel exercido pelo que se chama de *working capital*: as firmas adiantariam a remuneração dos seus fatores de produção antes mesmo de terem realizado (e recebido) as vendas dos seus produtos e, por conta disto, devem levantar recursos junto ao mercado bancário a fim de executar estes pagamentos (ou seja, necessitam de capital de giro de terceiros para tocar seus negócios). Nestes modelos, elevações da taxa nominal de juros acabam elevando os custos de produção. Assim, contrações monetárias induziriam uma queda no produto através de impactos sobre o custo marginal, isto é, sobre a oferta agregada. Em particular, como foi mostrado por Barth e Ramey (*Ibid.*), o impacto dos choques das taxas de juros sobre os preços e sobre a atividade são substancialmente afetados pelas mudanças nos custos de financiamento externos. Dado que uma elevação das taxas de juros eleva diretamente o custo de financiamento externo das firmas, a redução de custo motivado pela queda da demanda seria contrabalançada, ao menos temporariamente. Assim, a resposta da inflação aos choques de política monetária acabaria sendo amortecida, ao passo que a resposta do produto seria amplificada pelo canal de custo.

A existência do canal de custo também sugere outro mecanismo pelo qual choques monetários que, inicialmente atuam sobre a demanda, acabam se propagando para a oferta. Na medida em que a demanda se reduz perante um choque restritivo de política monetária, firmas deparam-se com acúmulo indesejado de estoques e queda no fluxo de caixa. A redução da capacidade interna de geração de recursos (pela elevação dos estoques e queda nas vendas) aumenta a sua dependência às fontes externas justamente num momento em que as taxas de juros estão se elevando.

O impacto das taxas nominais de juros sobre os custos das firmas e, daí, aos seus preços depende da dependência delas às fontes externas de financiamento à produção. Assim,

mudanças na taxa nominal de juros devem ser menos importantes para as firmas que se utilizam, principalmente, de recursos próprios. Logo, é de se esperar que economias cujas firmas são, sabidamente, fortemente dependentes de recursos externos, tenderiam a exibir impactos mais significativos das alterações destes custos externos de financiamento sobre a sua formação de preços. Inversamente, economias cujas firmas são basicamente financiadas com recursos próprios, os efeitos dos juros sobre os custos e, daí sobre os preços, seriam menos pronunciados.

Se a dependência de fundos externos é um pré-requisito para a existência do canal de custo, o grau de repasse das taxas básicas de juros às taxas de empréstimos acaba sendo importante para decidir em qual magnitude as alterações nas taxas básicas de juros acabam influenciando o custo efetivo de capital de giro das firmas. Assim, para um baixo grau de repasse, os impactos das alterações nos juros básicos nominais seriam menos intensos. Uma vez que este grau de repasse tende a ser menor quanto mais regulado ou menos competitivo for o mercado de crédito, é de se esperar um amortecimento deste canal de custo em países que possuem mercados de crédito excessivamente regulados ou pouco competitivos. Ao contrário, um alto grau de liberalização e de securitização do mercado de crédito tende a elevar o repasse das taxas básicas sobre as taxas finais de empréstimos.

Feitas estas considerações iniciais sobre a importância, a natureza e as principais características relativas ao canal de custo veremos, a seguir, quais são as implicações teóricas, no que diz respeito à política monetária, da eventual existência de um canal de custo na economia.

2.2 Implicações Teóricas da Presença do Canal de Custo

Para a adequada avaliação das implicações teóricas da existência do canal de custo convém nos utilizarmos do arcabouço dos modelos de equilíbrio geral novo-keynesianos, a exemplo do que é feito por Brückner e Schabert (2003), da forma como se segue.

2.2.1 Famílias

Suponha a existência de um *continuum* de famílias que vivem infinitamente, cuja função-objetivo da família representativa é dada por:

$$\sum_{t=0}^{\infty} \mathbf{b}^t \left(\frac{1}{1-\mathbf{s}} c_t^{1-\mathbf{s}} - \mathbf{h} \frac{1}{1+\mathbf{J}} l_t^{1+\mathbf{J}} \right) \quad \text{com } \mathbf{b} \in (0,1), \mathbf{s} \geq 1, \mathbf{J} \geq 1 \quad (2.1)$$

onde $\mathbf{b}$ é o fator de desconto intertemporal, $\mathbf{s}$ é o inverso da elasticidade do consumo e $\mathbf{J}$ é o inverso da elasticidade do trabalho. Note que, para efeito de simplificação, estamos trabalhando num ambiente não estocástico. Ao início de cada período as famílias decidem onde alocar o seu estoque de riqueza financeira W_t , composto de papel moeda M_t , títulos do governo B_t e depósitos bancários D_t .

A cada instante, os gastos em consumo das famílias é restringido pela seguinte condição de liquidez (*cash in advance*):

$$P_t c_t \leq M_t - D_t + P_t w_t l_t + \mathbf{t}_t \quad (2.2)$$

onde P_t é o nível geral de preços, e $\mathbf{t}_t$ são transferências *lump-sum* recebidas através do governo.

Adicionalmente, firmas e bancos são de propriedade das famílias que, por sua vez, recebem como transferências $P_t w_t^f$ e $P_t w_t^b$, além dos salários $P_t w_t l_t$ e das transferências do governo. Assim, a restrição orçamentária das famílias é determinada por:

$$B_{t+1} + M_{t+1} + D_{t+1} \leq (1+i_t)B_t + M_t + (1+i_t^d)D_t + P_t w_t l_t - P_t c_t + P_t \mathbf{t}_t + P_t w_t^f + P_t w_t^b \quad (2.3)$$

onde i_t é a taxa nominal de juro que remunera os títulos do governo e i_t^d é a taxa nominal de juros que remunera os depósitos bancários.

Maximizando (2.1) segundo as restrições (2.2) e (2.3) e impondo a condição de transversalidade $\lim_{i \rightarrow \infty} W_{t+i} \prod_{n=1}^i (1 + i_{t+n})^{-1} \geq 0$, encontramos as seguintes condições de primeira ordem:

$$c_t^{-s} = l_t + d_t \quad (2.4)$$

$$(l_t + d_t)w_t = h l_t^J \quad (2.5)$$

$$\frac{1}{b} l_t = \frac{1}{p_{t+1}} (l_{t+1} + d_{t+1}) \quad (2.6)$$

$$\frac{1}{b} l_t = \frac{(1 + i_t)}{p_{t+1}} l_{t+1} \quad (2.7)$$

$$i_t^d l_t = d_t \quad (2.8)$$

Aqui, l_t e d_t são os multiplicadores de Lagrange (preços -sombra) da restrição orçamentária e da restrição de liquidez, respectivamente, e $p_{t+1} = \frac{P_{t+1}}{P_t}$ é a taxa (bruta) de inflação.

Manipulando as equações (2.4), (2.6), (2.7) e (2.8), obtemos a seguinte expressão (equação de Euler para o consumo):

$$c_t^{-s} = b \frac{1 + i_t^d}{p_{t+1}} c_{t+1}^{-s} \quad (2.9)$$

que log-linearizada em relação ao equilíbrio em estado estacionário torna-se:

$$s(\hat{c}_{t+1} - \hat{c}_t) = \hat{R}_t^d - \hat{p}_{t+1} \quad (2.10)$$

onde $R_t^d \equiv 1 + i_t^d$ e $\hat{x}$ denota os desvios (em logaritmos) em relação aos valores em estado estacionário.

2.2.2 Firms

Supõe-se um *continuum* de firmas que operam em concorrência monopolista indexadas por $i \in (0,1)$, cada uma dela produzindo um bem $y_{i,t}$. A cesta de consumo agregado da economia é dada por:

$$y_t = \left[\int_0^1 y_{i,t}^{\frac{(e-1)}{e}} di \right]^{\frac{e}{e-1}}, \text{ com } e > 1 \quad (2.11)$$

sendo que e é a elasticidade de substituição entre os diferentes bens.

Sejam $P_{i,t}$ e P_t os preços do bem i e o nível agregado de preços, no instante t . É sabidamente conhecido que a demanda pelo bem i é dada pelo problema de minimização do custo em se adquirir a cesta agregada de produtos, sujeito à restrição (2.11):

$$y_{i,t} = \frac{P_{i,t}^{-e}}{P_t} y_t, \quad \text{com } P_t = \left[\int_0^1 P_{i,t}^{1-e} di \right]^{\frac{1}{1-e}} \quad (2.12)$$

Adicionalmente, a tecnologia das firmas é do tipo linear $y_{i,t} = l_{i,t}$ e assume-se que os salários necessitam ser pagos antecipadamente. Para tal, cada firma toma emprestado o montante $Z_{i,t} \geq P_t w_t l_{i,t}$ ao início de cada período. O pagamento deste empréstimo ocorre ao final de cada período à taxa i_t^l . Assim, o custo total das firmas é dado pela soma dos salários pagos aos trabalhadores no processo de produção $P_t w_t l_{i,t}$ mais o pagamento dos juros dos empréstimos efetuados $i_t^l Z_{i,t}$ (canal de custo). Como veremos mais adiante na seção 2.5, a expressão do custo marginal das firmas perante a existência do canal de custo é dada por:

$$mc_t = (1 + i_t^l) w_t \quad (2.13)$$

Introduzindo um processo de determinação de preços à la Calvo (1983), supõe-se que a cada instante t , uma fração $1-q$ das firmas ajustam seus preços de forma ótima, independentemente de terem otimizado no instante anterior ou não. Já a fração q das firmas que não otimizam no instante t , simplesmente determinam seus preços com base em $P_{i,t} = \bar{p} P_{i,t-1}$, onde $\bar{p}$ é a taxa de inflação em estado estacionário. Com esta especificação e

seguindo Walsh (2003), por exemplo, obtém-se, a expressão log-linearizada para a solução do problema da firma, conhecida como NKPC, Curva de Phillips Novo-Keynesiana, em ambiente econômico não estocástico:

$$\hat{p}_t = c \hat{m}_{c_t} + b \hat{p}_{t+1}, \quad \text{com } c = (1-q)(1-bq)\eta^{-1} \quad (2.14)$$

2.2.3 Setor Financeiro

As empresas do setor financeiro operam em concorrência perfeita e no início de cada instante de tempo, recebem os depósitos D_t das famílias, remunerando-as à taxa i_t^d e emprestam um montante Z_t para as firmas à taxa i_t^l . Ao final de cada período as empresas financeiras devolvem os depósitos às famílias acrescidos de sua remuneração e, ao mesmo tempo, distribuem os lucros da intermediação financeira aos acionistas, isto é, às famílias. Como, em equilíbrio o lucro é nulo, então temos $i_t^d = i_t^l$.

2.2.4 Governo

O governo executa tanto a política fiscal quanto a política monetária. Pelo lado fiscal, o governo emite títulos públicos e, pelo lado monetário, emite a quantidade de moeda. A restrição orçamentária do governo é dada por:

$$B_{t+1} + M_{t+1} = (1+i_t)B_t + M_t + P_t t_t \quad (2.15)$$

O governo também respeita a condição de transversalidade $\lim_{i \rightarrow \infty} (B_{t+i} + M_{t+i}) \prod_{n=1}^i (1+i_{t+n})^{-1} = 0$ e o Banco Central determina a taxa de juros básica da economia, ou seja, a taxa i_t pela qual os títulos públicos são emitidos, mediante uma determinada função $r(\cdot)$ que depende da inflação do período seguinte, ou seja:

$$1+i_t \equiv R_t = r(p_{t+1}) \quad \text{com } R_t > 1 \text{ e } r' \geq 0 \quad (2.16)$$

Note que, em equilíbrio temos igualdade entre as diferentes taxas de juros:

$$R_t = R_t^d = R_t^l \quad (2.17)$$

2.2.5 Equilíbrio Competitivo e Condições de Estabilidade

Um equilíbrio competitivo não estocástico para esta economia é definido como um conjunto de seqüências de $\{\mathbf{p}_t, w_t, mc_t, R_t, c_t, l_t\}_{t=0}^{\infty}$ satisfazendo:

- a) as condições de primeira ordem das famílias (2.9) e $w_t = c_t^s \mathbf{h} l_t^J$, esta última derivada de (2.4) e (2.5);
- b) a NKPC (2.14);
- c) a demanda de mão-de-obra, dada por $mc_t = R_t w_t$, que deriva de (2.13) e (2.17);
- d) A regra de determinação da taxa de juros (2.16);
- e) A condição de *market-clearing* $y_t = l_t = c_t$;
- f) As condições de transversalidade;

Log-linearizando o sistema composto pelas equações compreendidas entre os itens (a) e (e) e efetuando as devidas substituições e simplificações, chegamos ao seguinte sistema de equações:

$$\begin{cases} \hat{\mathbf{p}}_t - \mathbf{b} \hat{\mathbf{p}}_{t+1} = \mathbf{w} \hat{c}_t + \mathbf{x} \hat{R}_t \\ \mathbf{s}(\hat{c}_{t+1} - \hat{c}_t) = \hat{R}_t - \hat{\mathbf{p}}_{t+1} \\ \hat{R}_{t+1} = \mathbf{r}_p \hat{\mathbf{p}}_{t+1} \end{cases} \quad (2.18)$$

onde $\mathbf{w} = \mathbf{c}(\mathbf{J} + \mathbf{S})$, $\mathbf{x} \equiv \mathbf{c}$ e $\mathbf{r}_p$ é a derivada da função de reação do Banco Central em relação à inflação.

A diferença entre o modelo descrito pelo sistema (2.18) e o modelo novo-keynesiano tradicional é que, com a presença do canal de custo, a taxa de juros passa a figurar na NKPC, e com sinal positivo. Assim, as condições de estabilidade deste sistema são ligeiramente

diferentes daquela que se observa no chamado modelo novo-keynesiano tradicional, qual seja, $r_p > 1$, conhecido como Princípio de Taylor.

Para avaliar as condições de estabilidade do modelo novo-keynesiano com canal de custo, convém eliminarmos, por substituição, a taxa de juros do sistema obtendo:

$$\begin{bmatrix} \hat{c}_{t+1} \\ \hat{p}_{t+1} \end{bmatrix} = \frac{1}{b} \begin{bmatrix} b + \frac{w}{s} & -\frac{1-(x+b)r_p}{s} \\ -w & 1-xr_p \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{c}_t \\ \hat{p}_t \end{bmatrix} \quad (2.19)$$

O sistema (2.19) é estável, isto é, possui apenas um único caminho de equilíbrio de expectativas racionais que converge ao estado estacionário se os autovalores da matriz que pré-multiplica $\begin{bmatrix} \hat{c}_t \\ \hat{p}_t \end{bmatrix}$ em (2.19) residem dentro do círculo unitário. Para que isto ocorra,

Brückner e Schabert (*Op. cit.*) mostram que uma das condições necessárias é:

$$1 < r_p < 1 + \frac{J}{s} + \frac{1-b}{x} \quad (2.20)$$

Ou seja, há um limite superior para a “agressividade” da resposta do Banco Central à inflação, algo que não ocorre com os modelos novo-keynesianos tradicionais, os quais apenas atestam que a unicidade do equilíbrio está garantida apenas pela verificação do Princípio de Taylor. Já com a presença do canal de custo, um perfil de reposta mais agressiva por parte do Banco Central pode levar a problemas de indeterminação de equilíbrio.

É importante notar que se a função utilidade é linear no trabalho ($J = 0$) e na medida em que $b \rightarrow 1$, o espaço para a estabilidade do sistema fica cada vez mais restrito uma vez que, com estas hipóteses, $r_p \rightarrow 1$. Assim, o canal de custo pode ser particularmente relevante em economias maduras onde o fator de desconto intertemporal b costuma ser elevado.

Feitas estas considerações de escopo teórico, trataremos de examinar os estudos empíricos que procuraram identificar e quantificar o canal de custo e que buscaram responder à questão

de se saber se seus efeitos sobre os agregados macroeconômicos e, em particular, sobre a dinâmica da inflação são, de fato, significativos.

2.3 Evidências Empíricas

Um dos primeiros estudos empíricos que buscaram identificar o canal de custo, tal qual descrito na seção anterior foi o de Barth e Ramey (*Op. cit.*). O ponto de partida foi o ajustamento de um modelo VAR englobando sete variáveis endógenas com periodicidade mensal (produção industrial agregada, índice de preços ao consumidor, índice de preços de matérias-primas, estoque médio mensal de M2, média mensal da taxa dos Fed Funds, produção industrial do setor i, razão preço-salário do setor i), incluindo-se também *dummies* sazonais e *dummies* para choques de preços de petróleo. Foram considerados vinte e um setores industriais além de três agregados do setor (indústria geral, indústria de bens duráveis e indústria de bens não duráveis). Assim, ao todo, foram ajustados 24 modelos VAR considerando-se sete defasagens para as variáveis endógenas.

Como critério de identificação, Barth e Ramey (*Ibid.*) consideraram os choques monetários como sendo inovações nas taxas dos Fed Funds. Além disto, foi feita uma hipótese simplificadora de que os coeficientes associados às variáveis endógenas setoriais (produção do setor e relação preço-salário no setor i nas equações das variáveis endógenas macro (produção industrial agregada, índice de preços ao consumidor, índice de preços de matérias-primas, estoque médio mensal de M2, média mensal da taxa dos Fed Funds) são nulos.

O período considerado foi fevereiro de 1959 até março de 2000. Além disto, foram ajustados modelos para duas sub-amostras: fevereiro de 1959 até setembro de 1979 (período pré-Volcker) e janeiro de 1983 até março de 2000 (período Volcker-Greenspan).

Para Barth e Ramey (*Ibid.*) se o canal predominante duma contração monetária fosse o canal de demanda, então seria de se esperar quedas tanto na produção industrial quanto na relação preço-salário após um choque monetário restritivo. Por outro lado, caso o canal de custo prevaleça, pelo menos nos meses iniciais, então observaríamos queda na produção industrial acompanhada de elevação na relação preço-salário. Por fim, se ambos os canais tiverem mais

ou menos a mesma influência, estão observariamos queda na produção porém sem alterações significativas na relação preço-salário.

As principais conclusões dos autores foram de que:

- a) Dos vinte e um setores pesquisados, em 10 deles as funções de resposta ao impulso mostraram elevação da relação preço-salário após um choque monetário contracionista (elevação nas taxas dos Fed Funds), destacando-se os setores têxtil, vestuário, máquinas industriais, material elétrico e equipamentos de transporte.
- b) O agregado da indústria geral também apresentou o mesmo comportamento, evidenciando a presença de um canal de custo na indústria norte-americana.
- c) Na análise das sub-amostras, o canal de custo mostrou-se mais forte no primeiro do que no segundo período. No período de 1959 a 1979, tanto os três agregados industriais bem como quase todos os setores da indústria apresentaram fortes evidências da presença do canal de custo. Contudo no período 1983 a 2000 as evidências da presença do canal de custo foram mínimas. Barth e Ramey (*Ibid.*) atribuíram esta mudança de comportamento a alguns fatores tais como: alterações na estrutura financeira dos EUA (inovações financeiras, desregulação, emissões de debêntures e *commercial papers* pelas empresas) e o fato de que no período pré-Volcker, o Federal Reserve ao implementar uma política monetária contracionista não atuava apenas elevando as taxas de juros mas a acompanhava com medidas que afetavam diretamente a oferta de crédito no sistema.

Outro trabalho que evidencia a presença de um canal de custo é o de Ravenna e Walsh (2006), muito embora a preocupação destes autores seja mais em estudar as implicações deste canal para a política monetária ótima do que propriamente estimar o canal de custo.

Ravenna e Walsh (*Ibid.*) partem de um modelo Novo-Keynesiano tradicional, com competição monopolística e rigidez nominal de preço à la Calvo (*Op. cit.*) e, introduzindo a hipótese de *working capital*, derivam a NKPC com canal de custo, isto é:

$$p_t = bE_t p_{t+1} + \bar{K}(\hat{s}_t + a\hat{R}_t), \text{ onde}$$

p = desvio da taxa de inflação em relação ao seu valor de estado estacionário

$\hat{s}$ = desvio percentual do custo marginal real em relação ao seu valor de estado estacionário

$\hat{R}$ = desvio em pontos percentuais da taxa bruta nominal de juros em relação ao seu valor de estado estacionário

(b, K, a) são parâmetros sendo que K é função de parâmetros estruturais do modelo

Ravenna e Walsh (*Ibid.*) estimaram a NKPC com canal de custo em sua forma estrutural via GMM, Método dos Momentos Generalizados, não linear usando duas parametrizações possíveis e dois conjuntos de instrumentos (um mais amplo e outro mais reduzido) para a economia norte americana, com dados trimestrais indo do 1º trimestre de 1960 até o 1º trimestre de 2001. Em todas as situações, a hipótese nula da presença plena do canal de custo ($H_0: a = 1$) não foi rejeitada.

Chowdhury *et al* (2003) também buscaram evidências do canal de custo estendendo o trabalho de Ravenna e Walsh (*Op. cit.*) em duas direções: primeiro, não consideraram apenas dados sobre a economia norte-americana, mas englobaram outros países como Canadá, França, Alemanha, Itália, Japão, Reino Unido. Segundo, trabalharam com a HNKPC, Curva de Phillips Novo-Keynesiana Híbrida, que difere da utilizada por Ravenna e Walsh (*Ibid.*) pela inclusão da taxa de inflação defasada de um período na especificação funcional.

O período de análise destes autores compreendeu os anos de 1972 a 1997 (França e Reino Unido), 1977 a 1997 (Alemanha) e 1979 a 1997 (demais países), observações trimestrais, e o método de estimação foi o GMM aplicado sobre a HNKPC com canal de custo em sua forma reduzida:

$$p_t = g_b p_{t-1} + g_f E_t p_{t+1} + d_1 \Delta w_t + d_2 \Delta R_t + v_t, \text{ onde}$$

p = taxa de inflação

Δw = inflação de salários

ΔR = variação em pontos percentuais da taxa nominal de juros de curto prazo

v = termo de erro

Apesar de terem utilizado a inflação de salários como *proxy* para o custo marginal real e a variação na taxa nominal de juros como *proxy* para o desvio da taxa bruta de juros em torno do seu valor de estado estacionário, Chowdhury *et al* (*Op. cit.*) chegam a conclusões muito semelhantes a de Ravenna e Walsh (*Op. cit.*): exceto para o Reino Unido e para o Canadá, alterações na taxa nominal de juros possuem efeitos positivos não desprezíveis e significativos sobre a taxa de inflação, especialmente no caso do Japão, da Itália e dos EUA.

Os autores argumentam que a ausência do canal de custo no Canadá e no Reino Unido deve-se ao fato de que, nestes países, a dependência de fundos externos por parte das empresas é relativamente pequena. Por outro lado, a intensidade do canal de custo relaciona-se com o grau de *pass-through* da taxa básica de juros para as taxas de financiamento praticadas pelos bancos junto às empresas, sendo que este *pass-through* tende a ser mais ativo quanto mais competitivo for o mercado bancário. Isto explicaria, por exemplo, a forte evidência encontrada por estes autores da presença do canal de custo nos EUA.

Todos os trabalhos anteriormente citados nesta seção buscaram identificar o canal de custo a partir de dados macroeconômicos, ou no máximo, setoriais. O ideal seria se tivéssemos dados relativos aos preços praticados e aos juros pagos nos empréstimos bancários ao nível das firmas (além de outras informações como salários efetivamente pagos, volume produzido, etc.) para podermos verificar a existência do canal de custo livre dos problemas de identificação e de especificação tradicionais da macroeconometria. É justamente isto que fizeram Gaiotti e Secchi (2004) utilizando microdados relativos a aproximadamente 2000 firmas italianas pelo período de 1988 a 2001 (observações anuais). Gaiotti e Secchi (*Ibid.*), trabalhando com a definição mais abrangente de *working capital* (estoques menos contas a pagar), ajustaram equações de custos para as empresas via um modelo de painel de efeito fixo e encontraram resultados compatíveis com os de Ravenna e Walsh (*Op. cit.*), especialmente para as empresas que seguem um ajustamento de preço à la Calvo (*Op. cit.*): o coeficiente da interação da taxa de juros paga pelas firmas com o *working capital* não é estatisticamente diferente de 1.

Apesar da evidência empírica ser favorável à existência de um canal de custo de transmissão da política monetária, há estudos que mostram justamente o contrário, como por exemplo, os de Rabanal (2003) e Rabanal (2007). Na verdade, o estudo de Rabanal (2007) é uma versão

mais resumida de Rabanal (2003), pois este último somente inclui os resultados para a economia norte-americana (no anterior havia resultados também para a Zona do Euro), embora as conclusões sejam praticamente as mesmas.

Rabanal (2007), ao invés de limitar-se a estimar apenas uma equação (curva de Phillips), desenvolve um modelo estocástico dinâmico de equilíbrio geral log-linearizado contemplando quatorze equações divididas em quatro blocos de determinação: produto, preços, salários e regra de juros. Assim, a curva de Phillips com canal de custo é apenas uma das equações do bloco de determinação dos preços.

A estimação é conduzida via técnicas bayesianas, os dados são trimestrais indo de 1959 a 2004 e a distribuição a priori associada ao parâmetro do canal de custo na curva de Phillips é uniforme no intervalo $[0,1]$.

A principal conclusão é de que o canal de custo não é significativo (a densidade a posteriori do parâmetro tem média 0.15 com desvio-padrão de 0.13). Além disto, mesmo restringindo-se o parâmetro do canal de custo em valor unitário, as simulações não geraram funções de resposta ao impulso compatíveis com a existência do *price puzzle*, sugerindo que este fenômeno não passa de um problema de má especificação dos modelos VAR.

2.4 O Canal de Custo no Brasil

É desconhecida a existência de trabalhos que tratam especificamente da questão do canal de custo para a economia brasileira. Esta é, sem dúvida, uma das motivações deste capítulo. Contudo, existem estudos que identificaram algumas das características que estariam associadas à presença de um canal de custo para o Brasil.

Por exemplo, Minella (2003) ao estudar, mediante um modelo VAR, as relações entre a política monetária e alguns agregados macroeconômicos para o período de 1975 a 2000, identifica a existência de um *price puzzle* bem como a de um *inflation rate puzzle* para certos períodos da história econômica brasileira recente. Para os períodos em que não houve esta ocorrência Minella (*Op. cit.*) encontra efeitos nulos dos choques de política monetária tanto

sobre preços quanto sobre inflação (foram utilizados o IGP-DI e o IPCA como séries de preços naquele estudo). Este é um fato importante, pois o canal de custo é uma possível explicação teórica para as evidências empíricas de um *price puzzle* ou de um *inflation rate puzzle*.

Por outro lado, Kanczuk (2004) ao construir e simular um modelo de equilíbrio geral dinâmico com o objetivo de estudar as relações entre a taxa de juros e o produto na economia brasileira, chega à conclusão que a introdução da hipótese de *working capital* é relevante para explicar os movimentos empiricamente observados. Afinal, o fato das firmas sofrerem as restrições de *working capital* é o meio pelo qual o canal de custo se manifesta.

Por fim Toledo Neto (2004) através de técnicas de calibração para o período de 1995 a 2002, encontra evidências empíricas de impactos da taxa real de juros sobre a oferta agregada no Brasil. Sua conclusão foi que, através da decomposição da variabilidade do hiato do produto em dois componentes, um via canal de demanda e outro via canal de oferta, as alterações da taxa real de juros provocam impactos na oferta cerca de três vezes superiores aos na demanda. Assim, segundo Toledo Neto (*Ibid.*): “O resultado [...] indica uma grande ineficiência da política monetária, uma vez que alterações da taxa real de juro acarretam efeitos sobre a oferta agregada. Para reprimir-se a demanda, acaba-se afetando a produtividade da economia.”

Embora tendo identificado este fenômeno, Toledo Neto (*Ibid.*) não avança em possíveis explicações teóricas para tal fato. Devemos, contudo, lembrar que o canal de custo, caso seja relevante, não apenas ocasiona efeitos positivos sobre os preços (ou sobre a inflação), no curto prazo, dos choques monetários restritivos, mas sim também amplifica a resposta adversa do produto a tais choques. Assim, o canal de custo também pode ser uma explicação para as evidências empíricas encontradas por Toledo Neto (*Ibid.*).

Seria interessante, neste ponto, termos uma idéia da dimensão do chamado *price puzzle* ou da sua variante, o *inflation rate puzzle* que eventualmente possa existir para a economia brasileira. Desta maneira, seguindo a estratégia de Minella (*Op. cit.*) mas considerando-se também as especificações explicitadas no Relatório de Inflação de junho de 2004, divulgado pelo Banco Central do Brasil, ajustaremos modelos do tipo VAR para as séries de preços, produto, taxa de juros, taxa cambial e agregado monetário (M1) e analisaremos as funções de resposta ao impulso do produto e dos preços em relação a um choque de política monetária,

entendido aqui como uma elevação da taxa de juros. Para as séries de preços utilizaremos o Índice de Preços Administrados e o Índice de Preços Livres, ambos relativos ao IPCA-IBGE, apurados pelo Banco Central do Brasil. Para a série de produto utilizaremos o Índice da Produção Física Industrial Mensal – Indústria Geral apurado pelo IBGE. Para a série de taxa de juros utilizaremos a taxa selic mensal anualizada em base de 252 dias úteis, para a taxa de câmbio a média diária das cotações do dólar comercial de venda e para o agregado monetário utilizaremos o estoque de M1, conceito de média diária, todas as três variáveis apuradas pelo Banco Central do Brasil. As variáveis são tomadas em logaritmos naturais exceto a taxa de juros que está em bases percentuais. O período de análise vai de agosto de 1994 a junho de 2008, observações mensais, sendo que também foram incluídas como variáveis exógenas *dummies* sazonais e as três *dummies* de tendência para capturar o período de desinflação dos primeiros anos do Plano Real. Também como variável exógena, incluimos na especificação a cotação mensal (conceito média diária) do índice de preços de *commodities* apurado pelo CRB, *Commodity Research Bureau*, (CRB Spot) para auxiliar no processo de identificação dos choques monetários.

Conduzimos duas estimações. A primeira efetuada nos níveis (em logaritmos) das séries e a segunda em suas taxas de variações mensais para as variáveis nominais. Apenas foge a esta regra a taxa de juros, entrando em taxas anualizadas em ambas as especificações. Por sua vez, notamos que quando ajustamos o VAR em nível a defasagem mais significativa do índice CRB foi a quarta defasagem ao passo que quando ajustamos o VAR em taxas de variações mensais, a defasagem mais significativa da variação do CRB como variável exógena foi a terceira. Mantivemos estas características nas estimações efetuadas, as quais estão relacionadas no Apêndice 5. Tanto para o modelo em nível quanto em taxas de variações os modelos ajustados foram de ordem 5.

A seguir estão as funções de resposta ao impulso dos preços e do produto a um choque positivo (elevação) na taxa de juros (choque restritivo de política monetária). Para a ortogonalização dos choques estruturais seguimos a decomposição de Cholesky mediante o seguinte ordenamento (*benchamrk ordering*): (produto → taxa de câmbio → preços administrados → preços livres → taxa de juros → agregado monetário).

Gráfico 6 - funções de resposta ao impulso (VAR em níveis)

Gráfico 7 - funções de resposta ao impulso (VAR em taxas)

Observe que, independente da especificação do modelo VAR estar em níveis ou em taxas de variações mensais das séries nominais, a resposta do produto aos choques monetários restritivos é negativo e significativo ao longo dos quatro primeiros meses após a ocorrência de tal choque. Ou seja, ao impacto das decisões de política monetária sobre a atividade econômica acontece de forma relativamente rápida.

Por outro lado, embora não se evidencie a presença do *price puzzle* ou do *inflation rate puzzle* tal como é identificado em Minella (*Op. cit.*) o fato é que parece não haver nenhum efeito significativo dos choques monetários sobre a trajetória (ou sobre o ritmo de expansão) dos chamados preços livres do IPCA. Neste sentido, as funções de resposta ao impulso no que concerne aos preços (inflação) dão razão à constatação de Toledo Neto (*Op. cit.*), qual seja da ineficácia da política monetária no Brasil, bem mais evidente quando levamos em consideração o resultado da função de resposta ao impulso do VAR ajustado nos níveis (em logaritmos) das séries.

Como vimos no início deste estudo, o surgimento do *price puzzle* (ou do *inflation rate puzzle*) no âmbito dos modelos VAR ajustados aos dados macroeconômicos pode estar relacionado a duas questões:

- a) Pode ser meramente um problema de má especificação de tais modelos e, neste caso, a introdução de novas variáveis ou então a abordagem de diferentes formas da correta identificação do que seriam os choques monetários estruturais sanariam o problema;
- b) Ou então pode ser reflexo da existência de um canal de custo na economia que neutralizaria, ao menos em parte e temporariamente, os efeitos deflacionistas dos choques monetários restritivos. Desta forma, funções de resposta ao impulso formada por coeficientes não significativos ou até mesmo significativos e positivos estariam compatíveis com a realidade do ambiente econômico, revelando ineficácia da política monetária no que diz respeito ao combate à inflação.

Desta cabe-nos, portanto, investigar se o canal de custo constitui, de fato, uma hipótese plausível para a explicação desta ausência de impactos significativos da política monetária sobre os preços, conforme os modelos VAR até então ajustados parecem sugerir. É isto que faremos a partir da próxima seção onde derivaremos, a partir de um modelo teórico de equilíbrio geral, uma equação representando a NKPC com a presença do canal de custo,

conforme havíamos mencionado na seção 2.1. E, em seguida, procuraremos estimar de forma consistente os parâmetros desta equação a fim de realizarmos inferência sobre os coeficientes associados ao canal de custo.

2.5 A Curva de Phillips Novo-Keynesiana Híbrida com Canal de Custo

O marco teórico apropriado para o estudo do canal de custo é a macroeconomia novo-keynesiana. Em geral, assume-se que as firmas são idênticas ex-ante, exceto pela diferenciação de seus produtos (concorrência monopolista) e pelos instantes de tempo de reajuste de seus preços (formação de preços à la Calvo (*Op. cit.*)). Assim, em cada período de tempo cada firma possui uma probabilidade $1-q$ de ajustar seu preço (e, logo, probabilidade q de não ajustar seu preço). Além disto, todas as firmas se defrontam com uma curva de demanda por seus produtos com elasticidade-preço constante. A partir destas hipóteses, é possível mostrar que o nível geral de preços (tomado em desvios percentuais do seu valor se estado estacionário) fica dado por:

$$p_t = q p_{t-1} + (1-q)p_t^* \quad (2.21)$$

Nesta expressão, p_t^* é o preço ótimo que as firmas devem cobrar pelos seus produtos (na verdade, como todas as firmas são idênticas, este preço é único). Se denotarmos mc_t o custo marginal nominal no instante t (em termos do seu desvio percentual em torno do seu valor de equilíbrio em estado estacionário) e b um fator de desconto subjetivo, então é possível mostrar que:

$$p_t^* = (1-bq) \sum_{k=0}^{\infty} (bq)^k E_t \{ mc_{t+k} \} \quad (2.22)$$

Se definirmos a taxa de inflação no instante t por $\pi_t = p_t - p_{t-1}$ e o custo marginal real no instante t por $\pi mc_t = \frac{mc_t}{p_t}$, ambos tomados como desvios percentuais em torno dos seus respectivos valores que equilíbrio em estado estacionário, então podemos obter a chamada NKPC, Curva de Phillips Novo-Keynesiana, denotada por:

$$\mathbf{p}_t = \frac{(1-b)(1-bq)}{q} rmc_t + bE_t \mathbf{p}_{t+1} \quad (2.23)$$

A derivação detalhada da NKPC pode ser encontrada em Walsh (2003) ou em Woodford (2003).

Com o intuito de se capturar a inércia que costuma-se observar no âmbito dos processos inflacionários, a NKPC é estendida naquilo que se convencionou chamar de HNKPC, Curva de Phillips Novo-Keynesiana Híbrida. Isto é feito assumindo que, no processo de determinação de preços por parte das firmas, uma parcela $1-w$ delas comporta-se de acordo com o modelo de Calvo, isto é, determinam seu preço com base na seqüência dos custos marginais esperados (são as firmas *forward-looking*). Por outro lado, assume-se que outra parcela w das firmas ajustam seus preços com base na inflação passada. Desta maneira, obtemos a HNKPC:

$$\mathbf{p}_t = l rmc_t + g_f E_t \mathbf{p}_{t+1} + g_b \mathbf{p}_{t-1}, \quad (2.24)$$

onde:

$$l \equiv (1-w)(1-q)(1-bq)f^{-1}$$

$$g_f \equiv bqf^{-1}$$

$$g_b \equiv wf^{-1}$$

$$f \equiv q + w[1-q(1-b)]$$

Uma digressão resumida da HNKPC pode ser obtida em Galí e Gertler (1999).

A introdução do canal de custo dentro da HNKPC é feita mediante a resolução do problema de minimização de custo por parte das firmas. Suponha que as firmas (idênticas) estão sujeitas à seguinte tecnologia de produção $Y_t = N_t^a$. Suponha ainda que as firmas estão sujeitas também à restrição de *working capital*, ou seja, devem adiantar toda as suas folhas de pagamentos tomando recursos junto à rede bancária a uma taxa nominal de juros (bruta) R_t^l . Suponha também que esta taxa de juros (bruta) relaciona-se com uma taxa de juros *risk-free*

R_t^{rf} por $R_t^l = (R_t^{rf})^Y$. Desta forma, o custo total das firmas fica sendo $TC_t = R_t^l W_t N_t$, onde W_t é o salário nominal (dado) enfrentado pelas firmas.

Assim, o problema de minimização de custo tem como solução a função custo $C(W_t, Y_t, R_t^l) = R_t^l W_t (Y_t)^{\frac{1}{a}}$. Derivando-se em relação ao produto Y_t , obtemos a função de custo marginal:

$$MC_t = \frac{R_t^l W_t N_t}{a Y_t} \quad (2.25)$$

Dividindo-se pelo nível geral de preços, obtemos a expressão para o custo marginal real:

$$RMC_t = \frac{R_t^l W_t N_t}{a P_t Y_t} \quad (2.26)$$

Se lembrarmos que $R_t^l = (R_t^{rf})^Y$, então o custo marginal real pode ser expresso como:

$$RMC_t = \frac{(R_t^{rf})^Y W_t N_t}{a P_t Y_t} \quad (2.27)$$

Chamando de $S_t = \frac{W_t N_t}{P_t Y_t}$ a participação da folha de salários no produto final e log-

linearizando a expressão acima em torno do equilíbrio de estado estacionário obtemos:

$$rmc_t = y r_t^{rf} + s_t \quad (2.28)$$

Finalmente, substituindo esta última expressão para o custo marginal real na HNKPC obtemos a HNKPC com canal de custo:

$$p_t = l s_t + l y r_t^{rf} + g_f E_t p_{t+1} + g_b p_{t-1} \quad (2.29)$$

Desta última expressão podemos ver como choques de política monetária podem ter um efeito contrário do esperado sobre a inflação. Isto irá depender, fundamentalmente, do parâmetro γ . Se este não for diferente de zero, então o canal de custo não se faz presente na economia e os choques de política monetária se manifestam apenas por canais via demanda agregada, produzindo movimentos na mesma direção tanto do produto quanto da trajetória da inflação. Contudo se o parâmetro γ for positivo e não nulo, então o canal de custo se manifesta e, dependendo do valor de γ , o *price puzzle* (ou o *inflation rate puzzle*) surge como evidência empírica, significando que, no curto prazo, o impacto do choque monetário sobre a demanda é suplantado por seus efeitos na oferta agregada gerando movimentos contrários nas trajetórias do produto (amplificando-a) e da inflação.

Portanto, nosso objetivo neste ponto é à luz das informações relativas à economia brasileira do pós-real verificar, estatisticamente, a presença do canal de custo e, caso exista, examinar a sua dimensão e as suas implicações para a política monetária.

2.6 Estimação para o Brasil (1995 – 2008)

Nossa preocupação, agora, é estimar de maneira consistente o parâmetro γ da HNKPC com canal de custo. Uma das formas é utilizarmos o estimador dos Métodos dos Momentos Generalizados (GMM). Assim, introduzindo um termo de erro e_t na equação, assumindo a hipótese de expectativas racionais e definindo Z_t como sendo um vetor de variáveis pré-determinadas e ortogonais a e_t , temos como condições de momentos:

$$E_t[(p_t - I s_t - d r_t^{rf} - g_f p_{t+1} - g_b p_{t-1}) Z_t] = 0, \text{ onde } d = I \gamma \quad (2.30)$$

A estimação conduzida acima, por obtermos estimativas para I, d, g_f, g_b é conhecida como estimação na “forma reduzida”, dado que esta não nos permite obter estimativas para os parâmetros estruturais do modelo: b, q, w, γ . Contudo, aplicando-se o *delta method* é possível recuperarmos, pelo menos, a estimativa pontual e o desvio-padrão para γ .

Alternativamente, podemos também via GMM não linear, estimarmos a HNKPC com canal de custo em sua “forma estrutural”. Neste caso, duas parametrizações são possíveis:

Parametrização 1

$$E_t \left[\left(\mathbf{f} \mathbf{p}_t - (1 - \mathbf{w})(1 - \mathbf{q})(1 - \mathbf{b} \mathbf{q}) s_t - (1 - \mathbf{w})(1 - \mathbf{q})(1 - \mathbf{b} \mathbf{q}) \mathbf{y} r_t^{rf} - \mathbf{b} \mathbf{q} \mathbf{p}_{t+1} - \mathbf{w} \mathbf{p}_{t-1} \right) Z_t \right] = 0$$

Parametrização 2

$$E_t \left[\left(\mathbf{p}_t - (1 - \mathbf{w})(1 - \mathbf{q})(1 - \mathbf{b} \mathbf{q}) \mathbf{f}^{-1} s_t - (1 - \mathbf{w})(1 - \mathbf{q})(1 - \mathbf{b} \mathbf{q}) \mathbf{f}^{-1} \mathbf{y} r_t^{rf} - \mathbf{b} \mathbf{q} \mathbf{f}^{-1} \mathbf{p}_{t+1} - \mathbf{w} \mathbf{f}^{-1} \mathbf{p}_{t-1} \right) Z_t \right] = 0$$

Para o processo de estimação, utilizamos os seguintes dados:

- Inflação ($\mathbf{p}$): utilizamos duas séries alternativas para a inflação. A variação mensal do IPCA divulgada pelo IBGE bem como a variação mensal do índice de preços livres contidos no IPCA, calculada pelo Banco Central do Brasil. Ambas as séries foram ajustadas sazonalmente pelo Modelo Estrutural Básico (BSM) de espaço de estados, tal como descrito em Harvey (1989).
- Taxa de juros *risk-free* (r_t^{rf}): taxa do CDI acumulado no mês anualizada (base 252 dias úteis), trazida em bases mensais.
- Participação da Massa Salarial no Produto Nominal (s_t): Total de pessoal ocupado vezes o rendimento nominal efetivo médio (apurados pelo IBGE na Pesquisa Mensal de Emprego) dividido pela estimativa do PIB nominal mensal calculado pelo Banco Central do Brasil. A série (s_t) assim obtida foi dessazonalizada aplicando-se sobre a mesma o Modelo Estrutural Básico (BSM) de espaço de estados devido à alteração do padrão sazonal observada a partir do final dos anos 90.

Para o vetor de instrumentos Z_t foram utilizadas defasagens mensais até a 12^a ordem das seguintes variáveis: inflação, hiato do produto construído como um filtro HP, Hodrik-Prescott, sobre o PIB real mensal com ajuste sazonal (modelo de desagregação temporal de Litterman), variação nominal do rendimento mensal médio (com ajuste sazonal pelo modelo básico de espaço de estados), spread entre a taxa do swap pré-DI de 360 dias e a taxa do CDI, medida do Risco-Brasil EMBI, *Emerging Markets Bond Index*, divulgado pelo banco norte-americano J. P. Morgan, a participação da massa salarial no PIB nominal, a taxa do CDI.

No conjunto de instrumentos, as defasagens para a taxa de inflação iniciam-se na segunda ordem dado que a defasagem de primeira ordem faz parte da especificação funcional HNKPC. Por sua vez, as defasagens da participação da massa salarial no PIB nominal e da taxa do CDI iniciam a partir da 4^a ordem tendo em vista que os componentes do custo marginal real compõem a HNKPC em sua terceira defasagem. Vale mencionar que no Brasil, estudos empíricos verificam que nas estimações da HNKPC os melhores ajustes contemplam o hiato do produto entrando da especificação em uma ou até mesmo duas defasagens trimestrais. Veja, por exemplo, Bogdanski *et al* (2000) ou então Freitas e Muinhos (2001).

Como a HNKPC com canal de custo define-se em termos dos desvios percentuais em relação ao equilíbrio de estado estacionário, todas as variáveis foram tomadas em termos de desvios percentuais em torno de suas respectivas tendências, obtidas via filtros HP. Nas estimações, o período amostral vai de janeiro de 1995 até junho de 2008 e os resultados encontrados estão na Tabela 11 a seguir:

Tabela 11 - estimativa dos parâmetros – economia fechada

IPCA									
	λ	δ	γ_f	γ_b	β	θ	ω	ψ	n x J-stat.
Forma Reduzida	0.1036 (0.0169)	0.0131 (0.0079)	0.5041 (0.0135)	0.4601 (0.0111)	-	-	-	0.1263 (0.0865)	13.73
Forma Estrutural Parametrização 1	0.0381 (0.0033)	-0.0006 (0.0008)	0.6100 (0.0179)	0.1563 (0.0200)	0.6878 (0.0193)	0.8850 (0.0056)	0.1559 (0.0229)	-0.0146 (0.0209)	17.73
Forma Estrutural Parametrização 2	0.0086 (0.0014)	0.0011 (0.0007)	0.5041 (0.0135)	0.4601 (0.0111)	0.8280 (0.0446)	0.8707 (0.0230)	0.6579 (0.0248)	0.1263 (0.0865)	13.68
Preços Livres									
	λ	δ	γ_f	γ_b	β	θ	ω	ψ	n x J-stat.
Forma Reduzida	0.0350 (0.0117)	-0.0069 (0.0043)	0.5243 (0.0108)	0.4983 (0.0115)	-	-	-	-0.1962 (0.1395)	10.85
Forma Estrutural Parametrização 1	0.0286 (0.0023)	-0.0021 (0.0005)	0.5753 (0.0175)	0.2052 (0.0175)	0.6725 (0.0256)	0.9022 (0.0069)	0.2165 (0.0215)	-0.0728 (0.0197)	17.46
Forma Estrutural Parametrização 2	0.0029 (0.0010)	-0.0006 (0.0004)	0.5243 (0.0108)	0.4983 (0.0115)	1.4414 (0.5854)	0.6273 (0.2288)	0.8592 (0.0485)	-0.1962 (0.1395)	10.83

Obs.: os valores em itálicos são recuperados a partir das estimativas dos parâmetros originais das respectivas especificações. Os desvios-padrões correspondentes foram obtidos numericamente.

Notamos, em primeiro lugar, que a hipótese de validade do conjunto de instrumentos (teste de sobre-identificação) não é rejeitada em nenhum caso dado que $\chi^2(0.95,69) = 89.39$.

Diante dos resultados obtidos, as seguintes observações são pertinentes:

- Analizando os resultados obtidos pelas formas reduzidas, tanto na utilização do IPCA cheio quanto apenas dos preços livres, notamos que as estimativas pontuais dos componentes *forward-looking* e dos termos *backward-looking* se mostraram muito próximas, com uma leve preponderância do primeiro componente. Isto revela que apesar de já terem passado mais de quatorze anos desde a implantação do Plano Real, boa parte das firmas brasileiras ainda ajusta seus preços com base em algum comportamento em relação à inflação passada.
- Ainda com relação às estimativas obtidas via formas reduzidas, os termos associados ao *working capital* sobre custo marginal real das firmas (parâmetro δ) não se revelaram significativos em apontar a presença do canal de custo. Adicionalmente, a recuperação da estimativa do parâmetro estrutural γ , utilizando o *delta method* para calcular o seu desvio-padrão, nos forneceu os valores de 0.1263 (no caso do IPCA) e -0.1962 (no caso

dos preços livres) e o teste de Wald, em ambos os casos, não rejeitaram a hipótese nula destas estimativas serem iguais a zero.

- c) Tomando-se agora os resultados encontrados pelas estimações das formas estruturais, notamos que as estimativas pontuais dos parâmetros são sensíveis à parametrização do modelo. Este é um problema que acontece com frequência quando se utiliza GMM, pois, embora assintoticamente a parametrização não prejudique a estimação consistente dos parâmetros, em pequenas amostras as diferenças podem ser substanciais. Contudo, o que é relevante é notarmos que, mesmo com os resultados sendo sensíveis à parametrização do modelo, as estimativas do parâmetro associado ao canal de custo não se mostraram significativas em qualquer um dos casos examinados.

A estimação conduzida nesta seção anterior não está livre de críticas. Em especial o fato de terem sido conduzida num contexto de economia fechada. Ou seja, não há a presença, em nenhuma das HNKPC estimadas, da variação mensal dos preços (em reais) dos produtos importados. Esta é uma omissão importante pois se é verdade que a partir da adoção do regime de câmbio flutuante, as oscilações da taxa cambial passaram a ser um determinante da trajetória de inflação, é inegável reconhecer o papel que a âncora cambial desempenhou nos primeiros anos de estabilização econômica a partir do Plano Real.

Por outro lado, o fato de não termos encontrado nas estimações das HNKPC, pelo menos até agora (em economia fechada), evidências quanto à presença de um canal de custo da política monetária, nos deixa em dúvidas quanto a adequação do modelo VAR ajustado na seção 2.4. Afinal, o *price puzzle* continua carente de uma boa explicação.

Portanto, para prosseguir em nosso estudo, conduziremos dois exercícios. O primeiro deles consiste em reestimar as HNKPC na presença de canal de custo incorporando-se alguma variável relativo ao custo dos produtos importados. Já o segundo exercício busca reestimar os modelos VAR apresentados na seção 2.4, introduzindo duas modificações:

- a) A substituição da série da produção industrial pela estimativa do PIB mensal, segundo a técnica de Litterman, desenvolvida no primeiro capítulo desta tese;
- b) A introdução de mais três variáveis exógenas: o EMBI, a meta de inflação estabelecida pelo CMN e as expectativas de inflação para os próximos 12 meses extraída do relatório Focus de Mercado divulgado pelo Banco Central.

Queremos, com estas alterações, verificar se a ausência de reflexos significativos sobre preços dos choques monetários pode ser fruto de uma especificação ainda não adequada do modelo VAR tal como construído na Seção 2.4.

2.7 Curva de Phillips em Economia Aberta

Como vimos na seção anterior, para a identificação do parâmetro associado á presença do canal de custo na HNKPC é suficiente que conduzamos a estimação desta em sua forma reduzida e, a partir daí, recuperarmos a estimativa de y bem como o seu desvio-padrão pelo *delta method*.

Para tanto, como medida de impacto dos preços importados (termos de troca) sobre a trajetória da inflação doméstica, dividiremos o produto entre taxa nominal de câmbio (relação R\$/US\$), no conceito média diária mensal, apurado pelo Banco Central e o índice de preços dos produtos importados, categoria matérias-primas e produtos intermediários, divulgado mensalmente pela FUNCEX, Fundação Estudos de Comércio Exterior, pela série dessazonalizada do rendimento nominal efetivo médio utilizada na apuração do custo marginal real.

É preciso lembrar que, como na estimação da HNKPC as variáveis estão em desvios em relação as seus valores em estado estacionário, o mesmo se aplica para a inflação dos insumos importados. Temos a seguinte especificação:

$$E_t[(p_t - l s_t - d r_t^{rf} - g_f p_{t+1} - g_b p_{t-1} - g_e p_t^*) Z_t] = 0 \quad (2.31)$$

onde p_t^* é a medida de inflação importada (variação, em reais, do preço das matérias-primas e insumos importados ajustadas pelo rendimento nominal das pessoas ocupadas)

Seguindo a mesma construção da seção anterior, a Tabela 12 a seguir fornece os resultados obtidos mediante a estimação das HNKPC para o mesmo período considerado. Na estimação, a inflação importada entra em defasagem de segunda ordem, sendo que o conjunto de

instrumentos é ampliado para contemplar as defasagens de ordem 3 até a ordem 12 desta variável.

Tabela 12 - estimativa dos parâmetros - economia aberta

IPCA							
	λ	δ	γ_f	γ_b	γ_ε	ψ	n x J-stat.
Forma Reduzida	0.1444 (0.0203)	-0.0035 (0.0080)	0.5050 (0.0119)	0.4214 (0.0120)	0.0279 (0.0048)	-0.0243 (0.0543)	14.94
Preços Livres							
	λ	δ	γ_f	γ_b	γ_ε	ψ	n x J-stat.
Forma Reduzida	0.0916 (0.0141)	-0.0164 (0.0052)	0.5151 (0.0093)	0.4529 (0.0140)	0.0171 (0.0042)	-0.1795 (0.0609)	12.93

Da mesma forma que obtivemos nas estimações em economia fechada, a hipótese de validade do conjunto de instrumentos (teste de sobre-identificação) também não é rejeitada em nenhum caso pois $\chi^2(0.95, 78) = 99.62$.

Diante dos novos resultados obtidos, avaliamos que o canal de custo continua não sendo significativo para a inflação che ia do IPCA e, no caso dos preços livres, seu sinal se mostrou contra-intuitivo à hipótese de presença de um canal de custo. Assim, a conclusão que extraímos destas duas últimas seções é de que não conseguimos identificar a presença de um canal de custo no Brasil, assumindo que a HNKPC pode ser considerado como um modelo adequado para o estudo do fenômeno da determinação da trajetória de inflação.

Assim, devemos buscar em outras dimensões, em especial a problemas associados a especificações inadequadas dos modelos do tipo VAR, a ocorrência do chamado *price puzzle* (ou *inflation rate puzzle*), objeto de avaliação da próxima seção.

2.8 Modelo VAR Ampliado

Os resultados encontrados pelas estimações das HNKPC com canal de custo, no geral refutam a hipótese de existência de tal canal de transmissão da política monetária no Brasil, pelo menos no período pós-Real. À luz das evidências empíricas internacionais, conforme

discutidas em Chowdhury *et al* (*Op. cit.*), mencionadas na seção 2.3 deste capítulo, seria, de fato, razoável se supor a não existência de um canal de custo para Brasil. Afinal, a proporção do crédito bancário em relação ao PIB do Brasil é ainda muito baixa quando comparada com o que se observa nos países desenvolvidos e, devido a alguns fatores (excesso de compulsórios, elevada carga tributária, a não existência de um cadastro positivo de tomadores de crédito, etc.) o *spread* bancário é muito alto no Brasil, apesar dos avanços institucionais recentes (nova Lei de Falências, novo Código Civil, instituição da alienação fiduciária nos financiamentos imobiliários, etc.).

Entretanto se é verdade que não se pode rejeitar a não existência do canal de custo para o Brasil, então a ausência de resposta mais significativa dos preços (ou da taxa de inflação) aos choques de política monetária, tal como nos mostraram as funções resposta ao impulso dos modelos VAR ajustados na seção 2.4 deste capítulo merecem ainda uma boa explicação.

Assim, nossas atenções se voltam para o problema de má especificação dos modelos VAR tal como exibidos anteriormente. É sabidamente reconhecido que tais modelos, por serem altamente consumidores de graus de liberdade, só podem ser tratados em pequena escala (algo em torno de 6 variáveis endógenas e não muito mais que isto). Porém, as relações econômicas são muito mais complexas do que isto e, neste sentido, inúmeras outras variáveis, que costumam fazer parte do conjunto de informação dos formuladores da política monetária, acabam não sendo representados em modelos do tipo VAR. Assim, corre-se um enorme risco de se incorrer em problemas de má especificação, sendo isto uma das principais fragilidades de modelos deste tipo.

Uma forma de se tentar minimizar esta omissão de inúmeras variáveis se dá através da construção de variáveis latentes utilizando um conjunto bastante amplo de séries econômicas no âmbito dos modelos de componentes principais ou de fatores dinâmicos. Por condensar as informações relevantes de um amplo conjunto de dados, tais variáveis latentes poderiam ser introduzidas nos modelos VAR sem maiores prejuízos do número de graus de liberdade. Um exemplo desta abordagem é a efetuada por Ortega (2005) que, com isto, conseguiu eliminar o *price puzzle* em modelos VAR ajustados para a economia brasileira, porém sem muito sucesso em proporcionar respostas significativas e na direção correta dos preços em relação aos choques monetários.

Outra forma de tentar solucionar este problema seria via introdução de algumas variáveis exógenas na especificação do VAR que, diferentemente das variáveis endógenas, não elevam exponencialmente o consumo de graus de liberdade e podem, se forem adequadamente escolhidas, melhorar tanto o ajuste geral do modelo quanto melhorar a configuração das funções de resposta ao impulso.

Este é o caminho que escolhemos neste artigo e, para tanto, adicionaremos na especificação de cada um dos modelos VAR três variáveis exógenas:

- a) a medida de risco-país EMBI, divulgada pelo banco norte-americano J.P. Morgan;
- b) a meta de inflação estabelecida pelo CMN, Conselho Monetário Nacional;
- c) as expectativas de inflação para a variação acumulada dos próximos 12 meses do IPCA extraídas do relatório Focus de Mercado divulgado pelo Banco Central;

Como o regime de metas de para a inflação foi introduzido no Brasil somente a partir de julho de 1999, sendo que a primeira meta que foi estabelecida foi para o ano de 2000, e dado que as primeiras apurações das expectativas para a variação acumulada do IPCA para os próximos 12 meses só começaram a ser divulgadas em novembro de 2001, é preciso dar um tratamento adequado para os valores não observados destas séries dos meses anteriores a estas datas.

Para tanto, construímos um modelo simples de regressão para a explicação do incremento mensal das expectativas de inflação para os próximos 12 meses em função das seguintes variáveis explicativas: variação mensal da taxa inflação acumulada nos últimos 3 meses, variação mensal da taxa de inflação realizada dos próximos seis meses, variação mensal do EMBI, variação mensal da taxa do Swap pré-DI para 360 dias. A partir dos coeficientes estimados bem como da séries das variáveis explicativas e da primeira observação disponível para a expectativa de inflação dos próximos 12 meses constante do relatório Focus (novembro de 2001), construímos retrospectivamente as estimativas das expectativas de inflação para os meses anteriores a novembro de 2001.

Por sua vez, para os meses em que ainda não existiam meta declarada de inflação do ano correspondente fizemos coincidir a referida meta com a expectativa para os próximos 12 meses gerada pelo modelo mencionado no parágrafo anterior.

Fazendo a introdução destas novas variáveis exógenas (com as devidas adaptações descritas pelos parágrafos anteriores) e conduzindo a reestimação dos modelos VAR (veja os resultados no Apêndice 6) tais como estruturados na seção 2.4, obtivemos as seguintes funções de resposta ao impulso:

Gráfico 8 - funções de resposta ao impulso (VAR ampliado em níveis)

Gráfico 9 - funções de resposta ao impulso (VAR ampliado em taxas)

Note, agora, que além de não termos o chamado *price puzzle* as respostas dos preços (modelo VAR em nível) quanto da inflação dos preços livres (modelo VAR em taxas de variações) em relação aos choques de política tornaram-se significativas e com sinal correto, conforme é previsto pela teoria monetária e coerente com aquilo que se espera em termos de ações por parte dos bancos centrais no combate à inflação.

2.9 Conclusões

O presente estudo teve por objetivo identificar a existência de um canal de custo de transmissão da política monetária no Brasil. Mais precisamente, avaliar se este fenômeno pode ser candidato à explicação dos chamados *price puzzle* ou *inflation rate puzzle* que surgem quando ajustamos modelos VAR a séries que busquem avaliar os impactos de choques de política monetária sobre os preços (ou taxa de inflação) e produto.

As estimativas conduzidas via GMM das HNKPC na presença de canal de custo revelaram fracos indícios da existência de tal canal quando consideramos todo o período amostral (1995 a 2008), seja nas estimações para a HNKPC em economia fechada como para a economia aberta.

Por sua vez, também notamos que a introdução de algumas variáveis exógenas nos modelos do tipo VAR conseguem eliminar tanto o *price puzzle* quanto o *inflation rate puzzle*, tornando significativa e com sinal correto a resposta dos preços (ou da inflação) em relação aos choques de política monetária.

Portanto, podemos concluir que não há evidências da existência de um canal de custo de transmissão da política monetária e os resquícios de *price puzzle* e de *inflation rate puzzle* devem refletir aspectos de má especificação dos modelos do tipo VAR e, neste sentido, melhorias em suas especificações, desde que não sejam altamente consumidoras de graus de liberdade (introdução de outras variáveis exógenas ou a utilização de componentes principais/fatores dinâmicos) podem corrigir as configurações contra-intuitivas das funções de resposta ao impulso.

Um desdobramento importante seria aprimorar os modelos do tipo VAR englobando-se estas duas formas de aprimoramento. Vale lembrar também que outras possíveis abordagens para o problema do *price puzzle* também merecem atenção como, por exemplo, o estudo de Castelar e Ferreira (2006) que atribuem a questões de não linearidade o surgimento do *price puzzle*.

3 INVESTIMENTOS PÚBLICOS E PRIVADOS NO BRASIL: COMPLEMENTARES OU SUBSTITUTOS?

3.1 Introdução

A redução da taxa de formação bruta de capital fixo tem sido apontada como um dos principais fatores que explicam a desaceleração do ritmo de crescimento econômico apresentado pela economia brasileira a partir do início da década de 80 do século passado. Questões como, inicialmente, a crise do balanço de pagamentos e o descontrole inflacionário e, posteriormente, a elevação da carga tributária, a deterioração da infra-estrutura, a insegurança jurídica e a falta de marcos regulatórios adequados costumam, cada um à sua época, fazer parte do rol de entraves à retomada dum ritmo mais vigoroso de investimentos públicos e privados no país.

Neste ambiente, se é realmente imprescindível elevar a taxa de formação bruta de capital fixo para alcançar-se um processo de crescimento acelerado e sustentado, uma questão crucial deve ser respondida: são os investimentos públicos e privados complementares ou substitutos? Em outros termos: existe *crowding-in* ou *crowding-out* entre as duas modalidades de investimentos?

A hipótese de *crowding-in* aparece em alguns modelos heterodoxos como o Modelo Estruturalista de Três Hiato, proposto inicialmente por Bacha (1990), que é uma extensão do Modelo Estruturalista de Dois Hiato desenvolvido originalmente por Bruno e Chenery (1962). No Modelo de Dois Hiato, o crescimento da economia numa perspectiva de longo prazo (crescimento da oferta) estaria estrangido por dois hiato: o hiato entre poupança e investimento agregados e o hiato de divisas. Bacha (*Op. cit.*), ao propor o Modelo de Três Hiato introduziu, além das restrições de poupança e de divisas, o hiato fiscal, tendo este como pedra angular a hipótese de existência de complementaridade (*crowding-in*) entre o investimento público e o investimento privado. Assim, se por algum motivo de restrição fiscal, o governo tiver que cortar gastos de investimento, via complementaridade isto reduziria os investimentos no setor privado, reduzindo o ritmo de acumulação de capital e, conseqüentemente, diminuindo a taxa de expansão do PIB potencial (oferta agregada). Nestes

modelos o mecanismo de transmissão do *crowding-in* ocorre pelo efeito positivo que os investimentos públicos exerceriam sobre a produtividade marginal do capital privado, estimulando os investimentos por parte do empresariado face aos avanços efetuados pelo setor público, especialmente nos setores de infra-estrutura.

Já a hipótese do *crowding-out* se verifica quando elevações do gasto público (que pode ser exclusivamente em investimentos), num ambiente de escassa disponibilidade de recursos provoca, via mecanismos como a elevação da taxa real de juros ou da carga tributária (sobre o retorno do capital privado), desestímulos à formação bruta de capital por parte do setor privado.

Existem alguns estudos econométricos no Brasil sobre a questão da complementaridade ou não dos investimentos públicos e privados, dos quais podemos citar Rocha e Teixeira (1996), Melo e Rodrigues Jr. (1998), Cruz e Teixeira (1999), Souza Jr. e Jayme Jr. (2002) e Cândido Jr. (2006), obtendo resultados conflitantes.

Talvez um dos primeiros estudos que utilizaram técnicas de cointegração para o estudo das relações entre o investimento público e o investimento privado tenha sido o de Rocha e Teixeira (*Op. cit.*). Neste trabalho, os autores procuraram ajustar um VECM, Modelo de Mecanismo de Correção de Erros, para explicar o comportamento do investimento privado face ao PIB, à taxa real de juros e ao investimento público. Foram utilizadas séries anuais de cada uma das variáveis compreendendo o período de 1965 a 1990 sendo que foi identificado certo grau de substitutibilidade entre o investimento público e o investimento privado.

Melo e Rodrigues Jr. (*Op. cit.*) estudaram os fatores que determinam o investimento privado no país, considerando o período de 1970 a 1995, estimando um VECM para as seguintes séries temporais anuais: investimento privado, PIB, investimento do setor público, taxa real de juros (como “proxy” para o custo de capital) e taxa de inflação (como “proxy” para o grau de incerteza). Suas conclusões foram que

Os sinais dos coeficientes obtidos para o PIB, a taxa de juros e a taxa de inflação correspondem aos sinais previstos pela teoria. Quanto à relação entre o investimento público e o investimento privado, há evidência de substitutibilidade, embora o parâmetro estimado não seja estatisticamente significativo.

Os autores ainda complementam que

Apesar da teoria econômica apontar efeitos ambíguos do investimento governamental sobre o investimento do setor privado – impacto positivo, se considerando que as inversões públicas, particularmente em infra-estrutura, tendem a elevar a produtividade global da economia, mas impacto negativo, se houver elevação da taxa de juros e/ou acirramento da competição por recursos reais limitados – os resultados deste trabalho indicam a dominância do *crowding-out* sobre o *crowding-in*.

Por sua vez, Cruz e Teixeira (*Op. cit.*), trabalhando com as mesmas variáveis de Rocha e Teixeira (*Op. cit.*) e utilizando tanto modelos ADL, Auto-Regressivos com Defasagens Distribuídas, bem como modelos VECM, porém analisando o período de 1947 até 1990, chegam à conclusão de que embora haja um certo grau de substituição entre o investimento público e o investimento privado, este apenas se manifesta no curto prazo (coeficiente de ajustamento negativo), porém o efeito de longo prazo, dado pelo coeficiente do vetor de cointegração, é positivo. Assim, a competição por recursos disponíveis ao investimento, determinante da substitutibilidade no curto prazo, tende a ser compensada pelas externalidades produzidas pelo investimento público sobre o investimento privado, no longo prazo.

Souza Jr. e Jayme Jr. (*Op. cit.*) procuram identificar nos diferentes episódios da história econômica brasileira recente, isto é, no período 1970 a 2000, qual dos três hiatos propostos por Bacha (*Op. cit.*) implicaram alguma restrição ao crescimento real da economia. Para a avaliação do Hiato Fiscal, os autores efetuaram uma análise de cointegração entre os investimentos do setor público e do setor privado concluindo que

Os resultados não indicam haver cointegração entre as séries de investimento privado e investimento do setor público, o que sugere não ocorrer o efeito *crowding-in* entre *IG* e *IP* no período de 1970 a 2000. [...] Pode-se inferir, portanto, que, da maneira como proposto no modelo de Bacha (1990), o hiato fiscal não se verifica. Isto porque sua hipótese básica está no papel central desempenhado pelos investimentos do governo como indutor dos investimentos privados (efeito *crowding-in*).

Um dos estudos mais recentes sobre os efeitos do investimento público na economia seja o de Cândido Jr. (*Op. cit.*). Diferentemente dos dois trabalhos citados anteriormente, Cândido Jr. (*Ibid.*) não visa identificar as relações entre investimento privado e público mas sim entre este

último e duas outras variáveis: o produto e a PTF, Produtividade Total dos Fatores. Além disto, o autor estende a análise para a economia argentina e a economia chilena, considerando o período de 1970 a 2000 utilizando também técnicas de cointegração em séries temporais. Sua principal conclusão é que

Os resultados encontrados para os três países foram unânimes, quando se refere a uma relação de longo prazo positiva entre investimento público e produto. Por outro lado, a relação de longo prazo entre investimento público e PTF somente foi positiva para a economia chilena.

Assim, embora não tendo tratado explicitamente sobre a relação entre o investimento público e privado, a ausência do efeito do primeiro sobre a PTF sugere uma possível substitutibilidade dado que é justamente o impacto positivo do investimento público sobre a PTF que justifica teoricamente, a complementaridade entre as duas modalidades de investimento. Sobre esta questão, Cândido Jr. (*Ibid.*) observa que “[...] os exercícios sugerem indícios de efeito *crowding-out* entre investimento público e produto no curto prazo para economia brasileira, possivelmente por meio do investimento privado, que neste trabalho não foi considerado.”

Vale comentar que todos os trabalhos discutidos nesta apresentação consideram os investimentos feitos pelas empresas estatais como sendo investimento do setor público, diferentemente do que é empregado pela metodologia das contas nacionais brasileiras que considera como investimento público aqueles relativos à infra-estrutura de transportes (rodovias pavimentadas, ferrovias, portos, aeroportos, etc.), tratamento e fornecimento de água, saneamento básico e demais investimentos providos somente pelas entidades da administração direta do setor estatal.

Tendo feito esta breve resenha dos trabalhos existentes, podemos elencar os motivos que nos levaram a conduzir este novo estudo sobre as relações de causa-efeito entre o investimento público e o investimento privado:

- a) Dentro do sistema de contas nacionais, a desagregação da conta de capital entre formação bruta do setor público e do setor privado só ocorre a partir de 1970. Daí por que a maioria dos trabalhos citados nesta apresentação somente analisa o período compreendido a partir desta data. Os trabalhos que procuram analisar as relações entre investimento público e privado contemplando informações anteriores a 1970 utilizam-se

de estimativas indiretas para a obtenção das séries de investimentos. Contudo, Morandi e Reis (2004) recuperaram as séries de estoques (bruto e líquido) de capital tanto do setor público quanto do setor privado, para o período pré-1970, gerando as novas séries consolidadas, segundo a metodologia das contas nacionais, seja para o investimento público quanto para o investimento privado, para o período 1947 a 2003. Portanto, já se torna possível a análise do período completo, indo de 1947 até 2003, sem o risco de incorremos em problemas de inconsistências das séries temporais em questão.

- b) Embora publicado em 2006, o trabalho de Cândido Jr. (*Op. cit.*) não utiliza as séries todas disponíveis para o Brasil (1947 a 2003), talvez por tentativa de harmonizar os dados relativos à Argentina e ao Chile.
- c) A análise dos trabalhos resenhados nos mostra que aqueles que se utilizam das séries mais antigas tendem a encontrar algum grau de complementaridade entre o investimento público e o investimento privado, ao passo que aqueles que utilizam as séries mais recentes encontram, sem exceção, substitutibilidade entre as modalidades de investimento. Isto sugere que a relação de longo prazo entre o investimento público e privado pode ter se alterado ao longo do tempo e só uma análise da série completa pode nos responder esta questão.
- d) Todos os trabalhos citados nesta apresentação utilizam o conceito mais amplo de investimento público somando os investimentos realizados pela administração direta (infra-estrutura primária) com aqueles realizados pelas empresas estatais (infra-estrutura secundária). Mediante o processo de privatização experimentado pela economia brasileira a partir do início dos anos 90 do século passado, boa parte das atividades realizadas pelas empresas estatais (p. ex., telefonia, transmissão e geração de energia, siderurgia, etc.) são hoje realizadas pelo setor privado. Destarte, falar hoje em ampliação do investimento do setor público significa, quase sempre, inversões em infraestrutura básica (como ocorre na maioria dos países desenvolvidos). Portanto, tem-se a necessidade de se avaliar quais as relações de complementaridade / substitutibilidade num outro ambiente de interações entre o setor público e privado no que diz respeito a realização de inversões. Logo, consideraremos os investimentos das empresas estatais como sendo investimentos do setor privado, compatibilizando-os tanto com o critério utilizado pelas contas nacionais quanto com o entendimento atual no que tange ao papel do setor público na economia como um todo.

Finalizando esta breve apresentação, salientamos que o trabalho está dividido em mais três seções e um apêndice. No Apêndice 7, serão conduzidos os testes de raízes unitárias das séries envolvidas, pré-condição para a análise de cointegração. Na seção 3.2 faremos a análise de cointegração entre o investimento público e o investimento privado. Na seção 3.3, mediante os resultados obtidos na seção anterior, analisaremos as relações de longo prazo entre o investimento público e o privado no âmbito do modelo de espaço de estados contemplando a possibilidade de TVP, Parâmetros Variáveis no Tempo. Por último, a seção 3.4 faz uma breve conclusão dos resultados encontrados.

3.2 Análise de Cointegração e Modelo com Mecanismo de Correção de Erros (VECM)

Conforme vimos no Apêndice 7, não rejeitamos a hipótese de existência de uma raiz unitária para as séries deste estudo. Portanto, partiremos agora para as análises de cointegração entre o investimento do governo e o investimento do setor privado.

Nesta seção, conduziremos os testes de cointegração utilizando o procedimento de Johansen. Caso encontremos cointegração entre as séries, ajustaremos modelos VECM e, a partir daí, analisaremos a questão da exogeneidade (fraca e forte) bem como as funções de resposta ao impulso.

3.2.1 Teste de Cointegração – Critério de Johansen

O primeiro passo do teste de cointegração de Johansen é ajustar um modelo VAR entre as séries, no caso, as séries do Investimento do Governo (lig_t) e a série do Investimento do Setor Privado (lip_t).

Seja $X_t = \begin{bmatrix} lig_t \\ lip_t \end{bmatrix}$, nosso objetivo é ajustar um modelo VAR do tipo

$X_t = A_1 X_{t-1} + A_2 X_{t-2} + \dots + A_p X_{t-p} + e_t$, onde $A_1, A_2, \dots, A_p$ são matrizes de coeficientes 2×2

2 e $\mathbf{e}_t$ é um vetor de erros independentes e identicamente distribuídos com matriz de variância-covariância $\Sigma \mathbf{e}_t$.

Para definir a ordem do VAR, isto é, o valor de p , utilizaremos os critérios de informação usuais: FPE, AIC, BIC e Hannan-Quinn (HQ). A Tabela 13 abaixo exhibe os valores destes critérios de informação para cada valor de p :

Tabela 13 - critérios de informação

Ordem (p)	FPE	AIC	BIC	HQ
0	0.02715	2.06950	2.14525	2.09844
1	0.00046	-2.02081	-1.79353	-1.93396
2	0.00047	-1.98289	-1.60410	-1.83815
3	0.00054	-1.84833	-1.31803	-1.64569
4	0.00055	-1.84043	-1.15861	-1.57989
5	0.00055	-1.83725	-1.00391	-1.51881
6	0.00061	-1.74339	-0.75854	-1.36705
7	0.00059	-1.78936	-0.65299	-1.35512
8	0.00061	-1.77914	-0.49126	-1.28700

Pelos quatro critérios considerados, a ordem do VAR adequada para as séries dos investimentos foi $p = 1$. A seguir, apresentamos na Tabela 14 os resultados do VAR (1) estimado:

Tabela 14 - VAR ajustado

	LOG(IP)	LOG(IG)
LOG(IP(-1))	0.837 (0.041)	0.144 (0.064)
LOG(IG(-1))	0.201 (0.058)	0.705 (0.091)
C	0.386 (0.111)	-0.560 (0.173)
R-squared	0.984	0.914
Adj. R-squared	0.983	0.911
Sum sq. resids	0.722	1.775
S.E. equation	0.115	0.180
F-statistic	1681.498	293.410
Log likelihood	44.898	18.808
Akaike AIC	-1.445	-0.545
Schwarz SC	-1.338	-0.439
Mean dependent	-0.997	-2.504
S.D. dependent	0.887	0.603
Determinant Residual Covariance	0.00042	
Log Likelihood (d.f. adjusted)	60.632	
Akaike Information Criteria	-1.884	
Schwarz Criteria	-1.671	

De ordem para conduzir os testes de Johansen (teste do traço e teste do maior autovalor) devemos identificar qual (ou quais) das cinco opções quanto ao comportamento das tendências deterministas se adaptam melhor aos dados. Pelo procedimento de Johansen temos cinco opções:

1. As séries não exibem qualquer tendência linear e não existe constante no vetor de cointegração.
2. As séries não exibem qualquer tendência linear a existe a presença de uma constante no vetor de cointegração.
3. As séries apresentam tendência linear que se anula dentro do vetor de cointegração.
4. As séries apresentam tendência linear, mas que não se anula dentro do vetor de cointegração.

5. As séries apresentam tendência quadrática com constante e tendência linear dentro e fora do vetor de cointegração.

Como as séries dos investimentos exibem um nítida tendência linear, as hipóteses 1, 2 e 5 estão descartadas. Logo, conduziremos os testes de cointegração sob as hipóteses 3 e 4 de comportamento dos termos deterministas.

A Tabela 15 abaixo fornece as estatísticas de teste obtidas bem como os valores das regiões críticas ao nível de 5% :

Tabela 15 - testes de cointegração de Johansen - estatísticas de teste

r	Hipótese 3				Hipótese 4			
	λ_{traco}	v.c.	λ_{max}	v.c.	λ_{traco}	v.c.	λ_{max}	v.c.
0	27.210	15.410	20.345	14.070	27.389	25.320	20.370	18.960
1	6.865	3.760	6.865	3.760	7.019	12.250	7.019	12.250

r = n° de vetores de cointegração

v.c. = valor crítico ao nível de 5%

Vemos que, sob a hipótese 3 - as séries apresentam tendência linear que se anula dentro do vetor de cointegração – não rejeitamos, seja pela estatística do traço seja pela estatística do máximo autovalor, a existência de cointegração entre o investimento do governo e o investimento do setor privado. Mesmo resultado é obtido sob a hipótese 4 onde as séries apresentam tendência linear, mas que não se anula dentro do vetor de cointegração. Mais ainda, se assumirmos que existe cointegração sob a hipótese 4 e estimarmos o VECM correspondente, percebemos que a presença da tendência linear dentro do vetor de cointegração não é significativa, como nos mostra a Tabela 16:

Tabela 16 - vetor de cointegração - hipótese 4

	lip_{t-1}	lig_{t-1}	c	t
coef.	1.000	-1.558	-2.985	0.002
desv.pad.	-	(0.245)	-	(0.009)
estatística t	-	-6.372	-	0.213

Assim, a melhor especificação que se ajusta às séries dos investimentos é aquela associada pela hipótese 3 sendo que, sob esta especificação a hipótese de existência de cointegração entre o Investimento do Governo e o Investimento do Setor Privado não é rejeitada.

3.2.2 Modelo de Mecanismo de Correção de Erros (VECM)

Tendo identificado a existência de cointegração entre o investimento do governo e o investimento do setor privado, passamos agora para a estimação dos modelos VECM correspondentes, isto porque, pelo Teorema da Representação de Granger, se existe cointegração entre as séries de um vetor aleatório X_t , então existe um VECM dado por:

$$\Delta X_t = \mathbf{a}\mathbf{b}'X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \mathbf{e}_t \quad (3.1)$$

3.2.2.1 Estimação do Modelo

Os testes de cointegração de Johansen não rejeitaram a hipótese de haver pelo menos um vetor de cointegração entre o investimento do governo e o investimento do setor privado. Estes testes foram conduzidos sob as hipóteses 3 e 4 dentre as opções disponíveis em relação aos comportamentos dos termos deterministas na especificação e, de acordo com a nossa análise, concluímos que a hipótese 3 - as séries apresentam tendência linear que se anula dentro do vetor de cointegração – é a mais adequada para as séries dos investimentos. Adicionalmente, a ordem do VAR associada a estas séries foi tida como sendo $p = 1$. Desta forma, o VECM neste caso terá a seguinte especificação:

$$\Delta X_t = \mathbf{a}[\mathbf{b}'X_{t-1} + \mathbf{m}_1] + \mathbf{m}_2 + \mathbf{e}_t \quad (3.2)$$

A seguir estão os resultados estimados referentes a esta especificação:

Tabela 17 - VECM ajustado

Eq. de Cointegração	CointEq1	
LOG(IP(-1))	1	
LOG(IG(-1))	-1.505 (0.127)	
C	-2.792	
Mec. Correção de Erros	D(LOG(IP))	D(LOG(IG))
CointEq1	-0.137 (0.039)	0.190 (0.062)
C	0.043 (0.015)	0.042 (0.024)
R-squared	0.181	0.144
Adj. R-squared	0.166	0.129
Sum sq. resids	0.762	1.902
S.E. equation	0.117	0.184
F-statistic	12.357	9.448
Log likelihood	43.319	16.803
Akaike AIC	-1.425	-0.510
Schwarz SC	-1.354	-0.439
Mean dependent	0.043	0.042
S.D. dependent	0.128	0.198
Determinant Residual Covariance	0.00046	
Log Likelihood	60.280	
Log Likelihood (d.f. adjusted)	58.245	
Akaike Information Criteria	-1.802	
Schwarz Criteria	-1.588	

Podemos escrever o VECM estimado da seguinte forma:

$$\begin{cases} \Delta lig_t = 0.190 (lip_{t-1} - 1.505 lig_{t-1} - 2.838) + 0.042 + \mathbf{e}_{1,t} \\ \Delta lip_t = -0.137 (lip_{t-1} - 1.505 lig_{t-1} - 2.838) + 0.043 + \mathbf{e}_{2,t} \end{cases} \quad (3.3)$$

Antes de proceder à análise dos resultados obtidos é importante antes checarmos os resíduos do modelo, mais especificamente, a questão de suas autocorrelações. O Gráfico 10 fornece as funções de autocorrelações dos resíduos das duas equações do modelo de VECM:

Gráfico 10 - autocorrelações dos resíduos do VECM ajustado

Vemos que os resíduos associados ao investimento do setor privado não apresentam autocorrelações significativas, sejam próprias ou cruzadas. Comportamento diferente encontramos com a série dos resíduos da equação associada ao investimento do governo: a quarta defasagem é significativa e notamos um padrão de decaimento nas defasagens múltiplas de 4. Isto pode significar a existência de um ciclo político na realização dos investimentos por parte do governo que deve ser considerado, de alguma forma, pelo modelo.

Assim, para introduzir este fato na especificação do VECM iremos adicionar uma variável *dummy* exógena assumindo o valor 1 a cada quatro anos a partir de 1947.

Os resultados estimados desta nova especificação encontram-se a seguir:

Tabela 18 - VECM ajustado com ciclo político

Eq. de Cointegração	CointEq1	
LOG(IP(-1))	1	
LOG(IG(-1))	-1.447 (0.136)	
C	-2.642	
Mec. Correção de Erros	D(LOG(IP))	D(LOG(IG))
CointEq1	-0.150 (0.041)	0.117 (0.056)
C	0.046 (0.018)	0.099 (0.024)
CICLO	-0.012 (0.037)	-0.237 (0.050)
R-squared	0.197	0.378
Adj. R-squared	0.168	0.356
Sum sq. resids	0.747	1.382
S.E. equation	0.117	0.159
F-statistic	6.757	16.738
Log likelihood	43.908	26.068
Akaike AIC	-1.411	-0.795
Schwarz SC	-1.304	-0.689
Mean dependent	0.043	0.042
S.D. dependent	0.128	0.198
Determinant Residual Covariance	0.00034	
Log Likelihood	70.065	
Log Likelihood (d.f. adjusted)	66.985	
Akaike Information Criteria	-2.034	
Schwarz Criteria	-1.750	

Portanto, o VECM estimado passa ter a seguinte expressão:

$$\begin{cases} \Delta lig_t = 0.117 (lip_{t-1} - 1.447 lig_{t-1} - 2.642) + 0.099 - 0.237 ciclo_t + \mathbf{e}_{1,t} \\ \Delta lip_t = -0.150 (lip_{t-1} - 1.447 lig_{t-1} - 2.642) + 0.046 - 0.012 ciclo_t + \mathbf{e}_{2,t} \end{cases} \quad (3.4)$$

Introduzindo a variável *ciclo*, para captar este eventual ciclo político do investimento do governo, os resíduos passam a ter as suas autocorrelações sem defasagens significativas, conforme nos mostram os testes de Portmanteau para as autocorrelações dos resíduos (Tabela 19):

Tabela 19 – testes de Portmanteau para autocorrelações dos resíduos do VECM ajustado

Defasagem	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	g.l.
1	2.70	0.61	2.75	0.60	4
2	12.42	0.13	12.81	0.12	8
3	13.80	0.31	14.27	0.28	12
4	16.29	0.43	16.94	0.39	16
5	17.61	0.61	18.39	0.56	20
6	18.60	0.77	19.50	0.72	24
7	20.20	0.86	21.32	0.81	28
8	21.60	0.92	22.93	0.88	32
9	24.43	0.93	26.29	0.88	36
10	28.41	0.91	31.10	0.84	40
11	33.27	0.88	37.09	0.76	44
12	34.98	0.92	39.25	0.81	48

Adicionalmente, se efetuarmos os testes de normalidade, vemos que a hipótese nula de normalidade não é rejeitada:

Tabela 20 - testes de normalidade

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0.02	0.01	1	0.944
2	0.08	0.07	1	0.797
Joint		0.071	2	0.965
Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	3.25	0.15	1	0.703
2	2.00	2.42	1	0.120
Joint		2.567	2	0.277
Component	Jarque-Bera	df	Prob.	
1	0.15	2	0.927	
2	2.49	2	0.288	
Joint	2.638	4	0.620	

3.2.2.2 Interpretação do Modelo

Feita a estimação do VECM para as séries dos investimentos do governo e do setor privado passamos, agora, para a interpretação dos resultados obtidos, sendo que a primeira questão tem a ver com a estabilidade do modelo;

3.2.2.2.1 Estabilidade do VECM

Convém, aqui, reproduzir os resultados estimados do VECM para as séries dos investimentos:

$$\begin{cases} \Delta lig_t = 0.117 (lip_{t-1} - 1.447 lig_{t-1} - 2.642) + 0.099 - 0.237 ciclo_t + e_{1,t} \\ \Delta lip_t = -0.150 (lip_{t-1} - 1.447 lig_{t-1} - 2.642) + 0.046 - 0.012 ciclo_t + e_{2,t} \end{cases} \quad (3.5)$$

Pelos sinais dos coeficientes de ajustamento encontrados temos que, na hipótese da elevação do investimento do governo acima da relação de equilíbrio de longo prazo, o termo entre parêntesis torna-se negativo. Desta forma, o investimento do setor privado reage positivamente ($\Delta lip_t > 0$) e o investimento do governo reage negativamente ($\Delta lig_t < 0$), ambos os movimentos no sentido de se restabelecer a relação de equilíbrio de longo prazo. Alternativamente, se presenciarmos um choque positivo do investimento privado, o termo entre parêntesis torna-se positivo sendo que o investimento do governo reagirá positivamente e o investimento do setor privado reagirá negativamente, novamente ambos os movimentos e direção do restabelecimento da relação de equilíbrio de longo prazo.

Temos, então, que o mecanismo de correção de erros está presente e sendo respeitado, tornando o VECM estimado um modelo estável.

3.2.2.2.2 Exogeneidade Fraca e Forte

Uma vez estimado o VECM podemos verificar as hipóteses de exogeneidade fraca e forte das séries que compõem o modelo.

Para verificar se o investimento do governo é fracamente exógeno devemos testar a hipótese do termo que multiplica o vetor de cointegração ser igual a zero (o valor estimado para este coeficiente foi de 0.117). Efetuando-se o teste de razão de verossimilhança (teste LR), encontramos um *p-value* de 0.115, ou seja, ao nível de 5% não rejeitamos a hipótese nula do investimento do governo ser fracamente exógeno. Da mesma forma, se calcularmos a estatística de teste para a hipótese nula de exogeneidade fraca para o investimento do setor privado, encontramos um *p-value* de 0.009, levando-nos a rejeitar a hipótese nula de exogeneidade fraca para a série do investimento do setor privado.

A verificação da hipótese de exogeneidade forte só faz sentido para a série do investimento do governo uma vez que a hipótese de exogeneidade fraca é condição necessária para que uma variável possa ser considerada como sendo fortemente exógena. A rigor, teríamos que conduzir o teste de não-causalidade de Granger-Sims sobre a série do investimento do governo para concluirmos sobre a sua exogeneidade forte. Todavia, como na equação relativa ao investimento do governo no VECM não possuímos valores defasados de Δlip_t , então a própria verificação da hipótese de exogeneidade fraca se confunde com a exogeneidade forte. Portanto, nossa conclusão é que dentro do VECM, o investimento do governo é fortemente exógeno em relação aos parâmetros de interesse sendo que o ajuste em relação aos desvios de longo prazo cabe, preponderantemente, ao investimento do setor privado.

3.2.2.2.3 Funções de Resposta ao Impulso

Para encerrar nossa análise, exibimos a seguir as funções de resposta ao impulso obtidas através da estimação do modelo VAR com ciclo político para as séries dos investimentos:

Gráfico 11 - funções de resposta ao impulso (1947-2005)

O que é importante notar é que os impactos do investimento do governo sobre o investimento do setor privado são bem mais significativos que os efeitos do investimento do setor privado sobre o investimento do governo. Este fato, associado com a exogeneidade forte do investimento do governo (e a não exogeneidade fraca do investimento do setor privado) e, assumindo a existência de uma relação de cointegração (pelo teste de Johansen), corrobora a hipótese de complementaridade entre o investimento do setor público e o investimento do setor privado, prevista pelo modelo de três hiatos, diferindo conflito com os resultados encontrados por citar Rocha e Teixeira (*Op. cit.*), Melo e Rodrigues Jr. (*Op. cit.*) e Souza Jr. e Jayme Jr. (*Op. cit.*).

Por outro lado, se lembrarmos que os testes de raiz unitária na presença de quebra estrutural identificaram uma quebra estrutural na série do investimento privado em 1979, é bem provável que a resposta do investimento privado ao investimento público possa ter se alterado ao final da década de 70 do século passado. Tal fato pode ser verificado se conduzirmos a estimação dos modelos VAR entre as séries de investimentos considerando-se duas sub-amostras: a primeira indo de 1947 a 1979 e a segunda de 1980 até 2005. A partir daí podemos verificar se houve alterações significativas em termos das funções de resposta ao impulso

entre estes dois períodos distintos. Os Gráficos 12 e 13 a seguir exibem estes dois conjuntos de funções de resposta ao impulso.

Gráfico 12 - funções de resposta ao impulso (1947-1979)

Gráfico 13 - funções de resposta ao impulso (1980-2005)

Note que, embora a resposta dos investimentos públicos em relação aos investimentos privados não seja significativa em ambos os períodos considerados, a natureza da resposta dos investimentos privados em relação aos investimentos públicos alteraram-se significativamente. Enquanto que no período mais antigo, isto é, de 1947 a 1979, havia uma certa indução dos investimentos públicos aos investimentos privados, este carácter indutor deixou de existir a partir dos anos 80 do século passado.

Uma forma de se corroborar e até mesmo entender como os investimentos públicos deixaram de influenciar positivamente as decisões de investimentos do setor privado é ajustarmos um modelo TVP entre as suas séries de investimentos, o que será objeto de estudo da seção seguinte.

3.3 Modelo de Regressão com Coeficientes Variáveis no Tempo

Do que vimos até agora, podemos resumir os seguintes pontos:

- a) Estudos econométricos sobre a questão da complementaridade ou não dos investimentos públicos e privados, no Brasil mostram resultados conflitantes, sendo que aqueles que

se utilizam das séries mais antigas tendem a encontrar algum grau de complementaridade entre o investimento público e o investimento privado, ao passo que aqueles que utilizam as séries mais recentes encontram, sem exceção, substitutibilidade entre as modalidades de investimento.

- b) Pelos testes de raízes unitárias, não rejeitamos a hipótese de existência de uma raiz unitária para as séries de investimentos públicos e privados.
- c) O teste de cointegração de Johansen não rejeita a hipótese da existência de cointegração entre o investimento do governo e o investimento do setor privado, em especial se considerarmos apenas a constante (sem o componente de tendência linear) dentro do vetor de cointegração.
- d) O ajuste de um VECM nos indicou que o investimento do governo é exógeno (fracamente e fortemente) em relação aos parâmetros de interesse.
- e) Os modelos VAR ajustados em períodos distintos do tempo revelaram que os investimentos públicos parecem ter deixado de ser indutores do investimento privado a partir da década de 80 do século passado.

Portanto, a relativa contradição entre os estudos citados e os resultados obtidos pelas nossas estimações sugerem que as relações (de longo prazo) entre o investimento público e o investimento privado possam ter se alterado ao longo do período considerado. Esta hipótese de trabalho pode ser perfeitamente verificada ajustando-se um modelo ADL com coeficientes variáveis no tempo da forma:

$$\begin{aligned}
 y_t &= X_t \mathbf{b}_t + \mathbf{e}_t, \quad \mathbf{e}_t \sim N(0, \mathbf{S}_e^2) \\
 \mathbf{b}_t &= \mathbf{b}_{t-1} + \mathbf{v}_t, \quad \mathbf{v}_t \sim N(0, \Sigma), \text{ com } \Sigma \text{ p.d., } \mathbf{e}_t \perp \mathbf{v}_t
 \end{aligned}
 \tag{3.6}$$

Nesta especificação y_t representa o investimento privado (em log), X_t é um vetor de covariadas contendo valores contemporâneos e defasados do investimento público (em log) bem como valores defasados do investimento privado, além de um vetor coluna de uns representando a constante da equação de medida.

É importante notar que esta especificação é flexível o bastante para poder contemplar situações onde não se presencia variações temporais em certos parâmetros. Por exemplo, se algum elemento da diagonal principal de Σ for nulo, isto significa que o parâmetro associado

à série que ocupa a posição na coluna correspondente do vetor das covariadas é constante no tempo. Se todos os elementos da diagonal principal forem nulos, recaímos no modelo linear clássico de regressão.

Vale ressaltar que os parâmetros são estimados de forma consistente via filtro de Kalman devido à verificação da hipótese de exogeneidade forte da série dos investimentos do setor público.

A fim de se conduzir a aplicação do filtro de Kalman sobre os modelos de regressão com coeficientes variáveis no tempo, iniciaremos com a seguinte especificação:

$$\begin{aligned}
 y_t &= lip_t \\
 X_t &= (1, lip_{t-1}, lig_t, lig_{t-1}) \\
 \mathbf{b}_t &= \begin{pmatrix} \mathbf{a}_{0t} \\ \mathbf{a}_{1t} \\ \mathbf{b}_{0t} \\ \mathbf{b}_{1t} \end{pmatrix} \\
 \mathbf{e}_t &\sim N(0, \mathbf{s}_e^2) \\
 \Sigma &= diag(\mathbf{s}_{a_0}^2, \mathbf{s}_{a_1}^2, \mathbf{s}_{b_0}^2, \mathbf{s}_{b_1}^2)
 \end{aligned} \tag{3.7}$$

Temos, então, cinco parâmetros a serem estimados (as cinco variâncias) e a aplicação do filtro de Kalman, além destas estimativas, também nos fornece a estimação para os parâmetros associados a cada uma das variáveis explicativas (variáveis de estado) em cada instante do tempo.

A Tabela 21 a seguir apresenta os resultados obtidos da estimação¹ correspondente a esta primeira especificação:

¹ No processo de estimação foi utilizado o programa STAMP 7

Tabela 21 - modelo TVP 1ª estimação

Variâncias Estimadas		
Componente	Estimativa	(q-ratio)
nível (α_0)	0.00000	0.0000
lip_{t-1} (α_1)	0.00297	1.0000
lig_t (β_0)	0.00000	0.0000
lig_{t-1} (β_1)	0.00180	0.6048
erro (e)	0.00000	0.0000
Estimativas do Último Estado		
Variável	Coeficiente	D.P. t-stat.
nível (α_0)	-0.1783	0.2742 -0.650
lip_{t-1} (α_1)	0.2460	0.2507 0.981
lig_t (β_0)	-0.0202	0.0783 -0.258
lig_{t-1} (β_1)	-0.0011	0.0819 -0.014
Estatísticas da Regressão		
Log-Likelihood (-2LogL)	-226.939	
Std. Error	0.091	
Normality	3.321	
H(18)	0.832	
r(1)	0.117	
DW	1.627	
Q(6,5)	1.502	
R2	0.989	

Desta primeira estimação, podemos perceber logo de início que as variâncias estimadas para a constante do modelo bem como para o investimento público contemporâneo (lig_t) mostraram-se não diferentes de zero. Isto não necessariamente significa que estas variáveis devam ser retiradas da especificação mas tão somente que a hipótese de que os parâmetros (coeficientes) associados a elas não variam no tempo mediante um passeio aleatório sendo, portanto, constantes no tempo. Porém, o fato da estimativa do último vetor de estado ter sinalizado a não significância do coeficiente associado ao investimento público contemporâneo (e como este é constante no tempo) é sim um indicativo que esta variável explicativa possa ser, de fato, excluída da especificação.

Eliminando-se, então, o investimento público contemporâneo da especificação e reestimando o modelo, encontramos:

Tabela 22 - modelo TVP 2ª estimação

Variâncias Estimadas			
Componente	Estimativa	(q-ratio)	
nível (α_0)	0.00000	0.0000	
lip_{t-1} (α_1)	0.00309	1.0000	
lig_{t-1} (β_1)	0.00174	0.5622	
erro (e)	0.00000	0.0000	
Estimativas do Último Estado			
Variável	Coeficiente	D.P.	t-stat.
nível (α_0)	-0.1283	0.159471	-0.805
lip_{t-1} (α_1)	0.2339	0.2487	0.940
lig_{t-1} (β_1)	0.0089	0.0723	0.123
Estatísticas da Regressão			
Log-Likelihood (-2LogL)			-232.98
Std. Error			0.089
Normality			2.897
H(18)			0.755
r(1)			0.112
DW			1.638
Q(6,5)			1.618
R2			0.990

Chegamos, agora, aos resultados finais do nosso modelo:

- O coeficiente associado à constante da equação de medida ($\hat{\alpha}_0 = -0.1283$) não é variável no tempo.
- Os coeficientes associados ao investimento privado defasado em um instante de tempo ($\hat{\alpha}_{1t}$), introduzido no modelo a fim de se capturar alguma grau de irreversibilidade do investimento, e do investimento do governo defasado em um instante de tempo ($\hat{\beta}_{1t}$) mostraram-se variáveis ao longo do tempo.
- A evolução no tempo, tanto de ($\hat{\alpha}_{1t}$) quanto de ($\hat{\beta}_{1t}$), apurada pelo filtro de Kalman suavizado aplicado sobre estas duas variáveis do vetor de estado exibidas pelos Gráficos 14 e 15 a seguir. Diante destas evoluções podemos perceber que houve uma ligeira diminuição nos valores associados a ($\hat{\alpha}_{1t}$), refletindo um diminuição do grau de irreversibilidade do investimento privado e, mais importante, notamos uma sensível

redução do valor de $(\hat{b}_{1t})$ a partir dos anos 70, refletindo uma diminuição do grau de complementaridade entre o investimento público e o investimento privado no país.

Gráfico 14 - evolução de $\hat{a}_{1t}$

Gráfico 15 - evolução de $\hat{b}_{1t}$

- d) As estatísticas do teste de Ljung-Box, relativos ao erro de previsão a um passo da equação de medida, ou seja, $lip_t - E(lip_{t-1})$ não apontam para a necessidade de se introduzir algum outro elemento defasado, seja o investimento do governo, seja do investimento privado, na equação de medida.

- e) Eliminando-se a dimensão temporal da equação de medida, a estimativa do coeficiente de longo prazo do investimento privado em relação ao investimento público, dada por

$$\left(\frac{\partial lip}{\partial lig} \right)_t = \frac{\hat{b}_{lt}}{1 - \hat{a}_{lt}} \text{ tem a seguinte evolução no tempo:}$$

Gráfico 16 - evolução da elasticidade de longo prazo

Analisando-se a evolução no tempo da sensibilidade de longo prazo do investimento privado em relação ao investimento público, percebemos perfeitamente que, a partir dos anos 70, houve uma sensível redução do grau de complementaridade entre estas duas modalidades de investimentos. Além disto, embora na década de 80 tenha havido um movimento no sentido da recuperação do grau de complementaridade, este novamente recuou a partir de meados da década de 90, permanecendo em níveis bastante irrisórios desde então.

É importante verificarmos se esta queda da elasticidade dos investimentos privados em relação aos investimentos públicos ocorreu em qual das categorias do investimento privado: máquinas e equipamentos, construção civil, ou em ambas? Assim, desmembramos a série do investimento privado e, novamente, utilizando os modelos de parâmetros variáveis no tempo, conduzimos exercícios semelhantes ao realizado sobre a série agregada. Os resultados das estimações encontradas bem como o Gráfico 17 que exhibe as evoluções das elasticidades estão a seguir:

Tabela 23 - modelo TVP máquinas e equipamentos

Variâncias Estimadas			
Componente	Estimativa (q-ratio)		
nível (α_0)	0.00000	0.0000	
$me-lip_{t-1}$ (α_1)	0.00218	0.7045	
lig_{t-1} (β_1)	0.00310	1.0000	
erro (e)	0.00000	0.0000	
Estimativas do Último Estado			
Variável	Coeficiente	D.P.	t-stat.
nível (α_0)	-1.2127	0.2724	-4.451
$me-lip_{t-1}$ (α_1)	0.3270	0.2155	1.518
lig_{t-1} (β_1)	-0.2199	0.1268	-1.734
Estatísticas da Regressão			
Log-Likelihood (-2LogL)		-196.389	
Std. Error		0.130	
Normality		3.971	
H(18)		0.919	
r(1)		0.210	
DW		1.466	
Q(6,5)		3.171	
R2		0.972	

Tabela 24 - modelo TVP construção civil

Variâncias Estimadas			
Componente	Estimativa (q-ratio)		
nível (α_0)	0.00000	0.0000	
$cc-lip_{t-1}$ (α_1)	0.00458	1.0000	
lig_{t-1} (β_1)	0.00136	0.2979	
erro (e)	0.00000	0.0000	
Estimativas do Último Estado			
Variável	Coefficiente	D.P.	t-stat.
nível (α_0)	-0.4716	0.2317	-2.035
$cc-lip_{t-1}$ (α_1)	0.0228	0.2706	0.084
lig_{t-1} (β_1)	0.0840	0.0868	0.967
Estatísticas da Regressão			
Log-Likelihood (-2LogL)			-220.011
Std. Error			0.088
Normality			4.165
H(18)			0.748
r(1)			0.169
DW			1.467
Q(6,5)			2.451
R2			0.992

Gráfico 17 - evolução das elasticidades de longo prazo por categorias de investimento

Percebe-se que a redução das elasticidades de longo prazo do investimento privado em relação ao investimento público ocorreu nas duas categorias do investimento e iniciando-se a

queda em momentos semelhantes (a partir da década de 70). No caso dos investimentos em máquinas e equipamentos realizados pelo setor privado, o sinal da elasticidade passou para o território negativo já em meados dos anos 70 permanecendo-se nesta região desde então, sugerindo não complementaridade (e nem neutralidade) mas substituição entre esta categoria e os investimentos públicos. Já no que diz respeito aos investimentos privados no setor de construção civil, apesar da redução da elasticidade, esta ainda mantém-se na região positiva, porém muito próxima de zero.

3.4 Conclusões

O presente trabalho teve como objetivo avaliar a questão da complementaridade, ou não, dos investimentos públicos e privados no Brasil. Utilizamos, para esta finalidade, técnicas de análise de cointegração, passando pelos testes de raízes unitárias e, posteriormente, pelos modelos de mecanismo de correção de erros e, mais adiante, utilizamos os modelos de regressão com coeficientes variando no tempo (TVP) ajustados mediante aplicação do filtro de Kalman. As séries utilizadas foram as de investimento do governo e do setor privado, anuais, para o período de 1947 a 2005.

Pelos resultados obtidos concluímos que:

- a) Não rejeitamos a hipótese de presença de, no máximo, uma raiz unitária tanto para a série do investimento do governo quanto para a série do investimento do setor privado.
- b) Pelo procedimento de Johansen, a hipótese de cointegração entre as duas séries não foi rejeitada, sugerindo a existência de complementaridade entre o investimento do setor público e o investimento do setor privado, prevista pelo modelo de três hiatos.
- c) Não rejeitamos a hipótese de exogeneidade forte do investimento do governo em relação ao investimento do setor privado.
- d) As explicações para os resultados também conflitantes apontados pelos trabalhos empíricos sobre esta questão da complementaridade entre as duas modalidades de investimentos no Brasil foram tratadas no âmbito dos modelos de regressão com coeficientes variando no tempo (TVP).

- e) Os resultados encontrados pelos modelos TVP apontaram para uma sensível redução do efeito da complementaridade do investimento público sobre o investimento privado, no Brasil, a partir da década de 70 do século passado. Isto corrobora os resultados obtidos por Rocha e Teixeira (*Op. cit.*), Melo e Rodrigues Jr. (*Op. cit.*), Souza Jr. e Jayme Jr. (*Op. cit.*), qual seja, a de não existência de cointegração entre as séries e, por consequência, não complementaridade entre investimento público e privado, pelo menos para o período pós-1970, mas também explica porque resultados obtidos por trabalhos que se utilizam de séries mais antigas, como por exemplo em Cruz e Teixeira (*Op. cit.*), também são encontrados.

Para finalizar, é importante mencionar que a perda do caráter de complementaridade entre o investimento público e privado no país verificada a partir dos anos 70 pode ser explicada por, pelo menos, duas maneiras. Inicialmente, se voltarmos ao Modelo de Três Hiatos, a explicação seria de que a partir daquela época o Hiato de Poupança passou a predominar no Brasil. Assim, estabelecida uma restrição ao limite máximo da poupança doméstica, a sociedade teria que optar em que modalidade de investimento alocá-la. Desta forma, investimentos públicos e privados estariam competindo sobre um mesmo volume dado de poupança doméstica e, acabariam tornando-se substitutos.

A outra possível explicação estaria no âmbito dos modelos dinâmicos de equilíbrio geral estocásticos. A sociedade brasileira, a partir dos anos 70, teria operado otimizando o seu volume de poupança global de acordo com as suas preferências. Desta maneira, qualquer tentativa de se elevar o gasto público de investimento traria, como reposta em contrapartida pelo setor privado, uma redução semelhante no seu volume de investimentos. Assim, da mesma forma que no Modelo de Três Hiatos, investimentos públicos e privados teriam tornado-se substitutos.

De qualquer maneira, a investigação sobre as causas que proporcionaram a mudança do caráter do investimento público vis-à-vis o investimento privado no Brasil, a partir dos anos 70, não faz parte do escopo deste trabalho sendo, portanto, deixado para pesquisas futuras.

REFERÊNCIAS

BACHA, Edmar L. *A three-gap model of foreign transfers and the GDP growth rate in developing countries*. **Journal of Development Economics**. v. 32, p. 279-296, 1990.

BARTH III, Marvin J.; RAMEY, Valerie A. *The cost channel of monetary transmission*. **NBER Working Paper n. 7675**, 2001.

BERNANKE, Ben S.; GERTLER, Mark. *Inside the black box: the credit channel of monetary policy transmission*. **Journal of Economic Perspectives**. v. 9, p. 27-48, 1995.

BOGDANSKI, Joel *et al.* *Implementing inflation targeting in Brazil*. Banco Central do Brasil, **Texto para Discussão n. 01**, 2000. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/pec/wps/ingl/wps01.pdf>>. Acesso em 18/04/2006.

BOOT, J.C.G. *et al.* *Further methods of derivation of quarterly figures from annual data*. **Applied Statistics**. v. 16, p. 65-75, 1967 *apud* QUILIS, Enrique M. *Notas sobre desagregación temporal de series económicas*. **Papeles de Trabajo del Instituto de Estudios Fiscales n 1/01**, 2001. Disponível em: <http://www.ief.es/Publicacionaes/PapelesDeTrabajo/pt2001_01Sintesis.pdf>. Acesso em 20/04/2007.

BOURNAY, Jacques; LAROQUE, Guy. *Réflexions sur la méthode d'élaboration des comptes trimestriels*. **Annales de l'INSEE**. n. 36, p.3-30, 1979 *apud* QUILIS, Enrique M. *Notas sobre desagregación temporal de series económicas*. **Papeles de Trabajo del Instituto de Estudios Fiscales n 1/01**, 2001. Disponível em: <http://www.ief.es/Publicacionaes/PapelesDeTrabajo/pt2001_01Sintesis.pdf>. Acesso em 20/04/2007.

BRÜCKNER, Matthias; SCHABERT, Andreas. *Supply-side effects of monetary policy and equilibrium multiplicity*. **Economic Letters**. v. 79, p. 205-211, 2003.

BRUNO, Michael; CHENERY, Hollis B.. *Development alternatives in a open economy: the case of Israel*. **Economic Journal**. v. 72, p. 79-103, 1962.

CALVO, Guillermo. *Staggered prices in a utility-maximizing framework*. **Journal of Monetary Economics**. v. 12, p. 383-398, 1983.

CÂNDIDO JUNIOR., José O. Efeitos do investimento público sobre o produto e a produtividade: uma análise empírica. IPEA. **Texto para Discussão n. 1204**. 2006. Disponível em: <http://www.ipea.gov.br/sites/000/2/publicacoes/tds/td_1204.pdf>. Acesso em 16/11/2006.

CASTELAR, Ivan; FERREIRA, Roberto T. *Nonlinearities and price puzzle in Brazil*. Encontro Nacional de Economia, ANPEC. 2006. Disponível em:<<http://www.anpec.org.br/encontro2004/artigos/A06A163.pdf>>. Acesso em 20/04/2007.

CHOW, Gregory; LIN, An-Loh. *Best linear unbiased interpolation, distribution and extrapolation of time series by related series*. **The Review of Economics and Statistics**. v. 53, p. 372-375, 1971.

CHOWDHURY, Ibrahim *et al.* *Inflation dynamics and the cost channel of monetary transmission*. University of Cologne (mimeo). 2003. Disponível em: <<http://repec.org/res2004/ChowdhuryHoffmannSchabert.pdf>>. Acesso em 18/04/2006.

CRUZ, Bruno de O.; TEIXEIRA, Joanílio R. *Impacto de la inversión pública sobre la inversión privada en brasil: 1947 – 1990*. **Revista de la Cepal**. v. 67, p. 71-80, 1999.

DI FONZO, Tommaso. *Temporal disaggregation of economic time series: towards a dynamic extension*. European Commission (Eurostat) **Working Papers and Studies, theme 1, General Statistics**, 2003. Disponível em: <www.oecd.org/dataoecd/59/25/21781422.pdf>. Acesso em 03/05/2007.

EVANS, Martin D. D.; LYON, Richard K. *A new micro model of exchange rate dynamics*. **NBER Working Paper n. 10.379**. 2004.

FERNÁNDEZ, Roque B. *A methodological note on the estimation of time series*. **The Review of Economics and Statistics**. v. 63, p. 471-478, 1981.

FORNI, Mario *et al.* *Coincident and leading indicators for the euro area*. **Economic Journal**. v.111, p. 62-85, 2001.

FREITAS, Paulo S.; MUINHOS, Marcelo K. *A simple model for inflation targeting in Brazil*. Banco Central do Brasil. **Texto para Discussão n. 18**, 2001. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/pec/wps/ingl/wps18.pdf>>. Acesso em 18/04/2006.

GAIOTTI, Eugenio; SECCHI, Alessandro. *Is there a cost channel of monetary policy transmission? an investigation into the pricing behavior of 2,000 firms*. Bank of Italy, **Economic Research Department** (mimeo), 2004. Disponível em: <<http://129.3.20.41/eps/mac/papers/0412/0412010.pdf>>. Acesso em 18/04/2006.

GALÍ, Jordi; GERTLER, Mark. *Inflation dynamics: a structural econometric analysis*. **Journal of Monetary Economics**. v. 44, p. 195-222, 1999.

HARVEY, Andrew C. *Univariate time series models*. In: _____. **Forecasting, structural time series and the Kalman filter**. Cambridge University Press, 1989.

IRELAND, Peter. *The monetary transmission mechanism*. Boston College, **Working Paper**, 2005. Disponível em: <<http://www2/bc.edu/~irelandp/mtm.pdf>>. Acesso em 29/05/2006.

JACOBS, Jan. *Dividing by 4': a feasible quarterly forecasting method?*. University of Groningen, **Department of Economics (mimeo)**, 1964 *apud* QUILIS, Enrique M. *Notas sobre desagregación temporal de series económicas*. **Papeles de Trabajo del Instituto de Estudios Fiscales n 1/01**, 2001. Disponível em:

<http://www.ief.es/Publicacionaes/PapelesDeTrabajo/pt2001_01Sintesis.pdf>. Acesso em 20/04/2007.

KANCZUK, Fábio. *Real interest rates and brazilian business cycles*. **Review of Economic Dynamics**. v. 7, p. 436-455, 2004.

LITTERMAN, Robert B. *A random walk, markov model for the distribution of time series*. **Journal of Business and Economic Statistics**. v. 1, p. 169-173, 1983.

MADDALA, Gangadharrao S.; KIM, In-Moo. *Unit roots, cointegration, and the structural change*. Cambridge University Press. 1998.

MELO, Giovani M.; RODRIGUES JUNIOR, Waldery. Determinantes do investimento privado no Brasil: 1970 – 1995. IPEA, **Texto para Discussão n. 605**. 1998. Disponível em:<www.ipea.gov.br/pub/td/td_605.pdf>. Acesso em 16/11/2006.

MINELLA, André. *Monetary policy and inflation in Brazil (1975-2000): a VAR estimation*. **Revista Brasileira de Economia**. v. 57, p. 605-635, 2003.

MITCHELL, James *et al.* *An indicator of monthly gdp and an early estimate of quarterly gdp growth*. **Economic Journal**. v. 115, p. 108-129, 2005.

MOAURO, Filippo; SAVIO, Giovanni. *Temporal disaggregation using multivariate structural time series models*. **Econometrics Journal**. v. 8, p. 214-234, 2005.

MORANDI, Lucilene ; REIS, Eustáquio J. *Estoque de capital fixo no Brasil: 1950 – 2002*. **XXXII Encontro Nacional de Economia – ANPEC 2004**. 2004. Disponível em:<<http://www.anpec.org.br/encontro2004/artigos/A04A042.pdf>>. Acesso em 16/11/2006.

ORTEGA, Thaís A. *Grandes conjuntos de dados, modelos de fatores e a condução da política monetária no Brasil*. Dissertação de Mestrado, IPE-USP, 2005.

PERRON, Pierre. *Trend, unit root and structural change in macroeconomic time series*. In: RAO, B. B. *Cointegration: Expository Essays for the Applied Economist*. Macmillan Press, 1993.

PROIETTI, Tommaso. *Temporal disaggregation by state space methods: dynamic regression method revisited*. **Econometrics Journal**. v. 9, p. 357-372, 2006.

QUILIS, Enrique M. *Notas sobre desagregación temporal de series económicas*. **Papeles de Trabajo del Instituto de Estudios Fiscales n 1/01**, 2001. Disponível em:<http://www.ief.es/Publicacionaes/PapelesDeTrabajo/pt2001_01Sintesis.pdf>. Acesso em 20/04/2007.

RABANAL, Paul. *The cost channel of monetary policy: further evidence for the united states and the euro area*. **IMF Working Paper 03/149**, 2003. Disponível em: <<http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2003/wp03149.pdf>>. Acesso em 29/05/2006.

RABANAL, Paul. *Does inflation increase after a monetary policy tightening? answers based on an estimated dsge model*. **Journal of Economic Dynamics and Control**. v. 31, p. 906-937, 2007.

RAVENNA, Frederico; WALSH, Carl. *Optimal monetary policy with the cost channel*. **Journal of Monetary Economics**. v. 53, p. 199-216, 2006.

ROCHA, Carlos; TEIXEIRA, Joanílio R. Complementaridade versus substituição entre investimento público e privado na economia brasileira: 1965-90. **Revista Brasileira de Economia**. v. 50, n. 3, 1996.

SANTOS SILVA, João M.C.; CARDOSO, F. N. *The chow-lin method using dynamic models*. **Economic Modelling**. v. 8, p. 269-280, 2001.

SIMS, Christopher. *Interpreting the macroeconomic time series facts: the effects of monetary policy*. **European Economic Review**. v. 36, p. 975-1000, 1992.

SOUZA JUNIOR., José R. C.; JAYME JUNIOR, Frederico G. Restrição do crescimento no Brasil: uma aplicação do modelo de três hiatos (1970-2000). IE/UFRJ, **Série Textos para Discussão TD.2002.003**, 2002. Disponível em: <www.ie.ufrj.br/publicacoes/discussao/restricao_ao_crescimento_no_brasil.pdf>. Acesso em 16/11/2006.

STOCK, James H.; WATSON, Mark. *New indices of coincident and leading economic indicators*. **NBER Macroeconomics Annual**. p. 351-394, 1989.

_____. *Macroeconomic forecasting using diffusion indices*. **Journal of Business and Economic Statistics**. v. 20, p. 147-162, 2002.

TOLEDO NETO, Celso de C. **Ciclos do produto brasileiro: decomposição e análise em tempo real**. Tese de Doutorado, IPE-USP, 2004.

WALSH, Carl. *Money, output, and inflation in the short run*. In: _____. **Monetary theory and policy**. 2nd ed., Cambridge: MIT Press, 2003.

WEI, William W.S.; STRAM, Daniel O. *Disaggregation of time series models*. **Journal of the Royal Statistical Society**. v. 52, p. 453-467, 1990.

WOODFORD, Michael. *Optimizing models with nominal rigidities*. In: _____. **Interest and prices**. Princeton University Press, 2003.

APÊNDICES

- APÊNDICE 1 – FUNÇÕES DE VEROSSIMILHANÇA
- APÊNDICE 2 – PROGRAMAS DE DESAGREGAÇÃO TEMPORAL
- APÊNDICE 3 – SÉRIES ESTIMADAS PARA O PIB MENSAL
- APÊNDICE 4 – MODELOS VAR PARA PROJEÇÃO DA INFLAÇÃO (CAP. 1)
- APÊNDICE 5 – MODELOS VAR PARA IDENTIFICAÇÃO DO “PRICE PUZZLE”
- APÊNDICE 6 – MODELOS VAR AMPLIADOS
- APÊNDICE 7 – TESTES DE RAÍZES UNITÁRIAS PARA AS SÉRIES DO INVESTIMENTO DO GOVERNO E O INVESTIMENTO DO SETOR PRIVADO

APÊNDICE 1 – FUNÇÕES DE VEROSSIMILHANÇA

Neste apêndice estão exibidos os gráficos das funções de verossimilhança encontradas para cada um dos componentes ou sub-componentes do PIB trimestral. A linha contínua espessa reflete o valor da máxima verossimilhança em relação à escolha de r para os modelos de Chow e Lin, a linha contínua fina corresponde ao parâmetro r do modelo de Litterman e a linha tracejada ao parâmetro f do modelo de Santos Silva e Cardoso.

APÊNDICE 2 – PROGRAMAS DE DESAGREGAÇÃO TEMPORAL

Neste apêndice estão listados os programas, escritos em **R**, que processam as desagregações temporais segundo cada um dos modelos alternativos.

Chow e Lin (sem quebra estrutural de sazonalidade)

```
rm(list=ls(all=TRUE))
xxhh<-read.csv("C:/serie_de_alta_frequencia.csv",header=TRUE)
yyll<-read.csv("C:/serie_de_baixa_frequencia.csv",header=TRUE)
s<-3
xx<-as.matrix(xxhh)
YY<-as.matrix(yyll)
p<-ncol(xx)
x<-as.matrix(xx)
Y<-as.matrix(YY)
n<-nrow(x)
N<-nrow(Y)
x<-cbind(1,x)
identN<-matrix(0,N,N)
for (i in 1:N) {identN[i,i]<-1}
C<-identN%*%matrix(1/s,1,s)
pred<-matrix(0,N,n-s*N)
C<-cbind(C,pred)
X<-C%*%x
rhovector<-seq(-0.99,0.99,by=0.01)
result<-matrix(0,nrow(as.matrix(rhovector)),2)
for (counter in 1:nrow(result))
{rho<-rhovector[counter]
I<-matrix(0,n,n)
for (i in 1:n) {I[i,i]<-1}
w<-I
LL<-matrix(0,n,n)
for (i in 2:n) {LL[i,i-1]<-1}
Aux<-I+rho*LL
Aux[1,1]<-(1-rho^2)^0.5
w<-solve(t(Aux)%*%Aux)
W<-C%*%w%*%t(C)
Wi<-solve(W)
beta<-solve(t(X)%*%Wi%*%X)%*%t(X)%*%Wi%*%Y
U<-Y-X%*%beta
scp<-t(U)%*%Wi%*%U
sigma_a<-scp/(N)
k<-(N/2)*log(2*pi*sigma_a)-(1/2)*log(det(W))-N/2
result[counter,1]<-rho
result[counter,2]<-1}
rhomax<-result[which.max(result[,2]),1]
```

```

rho_grid<-result[,1]
loglik<-result[,2]
rho<-rhomax
Aux<-I+rho*LL
Aux[1,1]<-(1-rho^2)^0.5
w<-solve(t(Aux)%*%Aux)
W<-C%*%w%*%t(C)
Wi<-solve(W)
beta<-solve(t(X)%*%Wi%*%X)%*%t(X)%*%Wi%*%Y
U<-Y-X%*%beta
scp<-t(U)%*%Wi%*%U
sigma_a<-scp/(N-(p+1))
L<-w%*%t(C)%*%Wi
u<-L%*%U
y<-x%*%beta+u
sigma_beta<-sigma_a*x%solve(t(X)%*%Wi%*%X)
std_beta<-sqrt(diag(sigma_beta))
VCV_y<-sigma_a*x%(I-L%*%C)%*%w+(x-L%*%X)%*%sigma_beta%*%t(x-L%*%X)
std_y<-sqrt(diag(VCV_y))
y_li<-y-std_y
y_ls<-y+std_y

```

Fernandez (sem quebra estrutural de sazonalidade)

```

rm(list=ls(all=TRUE))
xxhh<-read.csv("C:/serie_de_alta_frequencia.csv",header=TRUE)
yyl<-read.csv("C:/serie_de_baixa_frequencia.csv",header=TRUE)
s<-3
xx<-as.matrix(xxhh)
YY<-as.matrix(yyl)
p<-ncol(xx)
x<-as.matrix(xx)
Y<-as.matrix(YY)
x<-cbind(1,x)
n<-nrow(x)
N<-nrow(Y)
identN<-matrix(0,N,N)
for (i in 1:N) {identN[i,i]<-1}
C<-identN%x%matrix(1/s,1,s)
pred<-matrix(0,N,n-s*N)
C<-cbind(C,pred)
X<-C%*%x
I<-matrix(0,n,n)
for (i in 1:n) {I[i,i]<-1}
w<-I
LL<-matrix(0,n,n)
for (i in 2:n) {LL[i,i-1]<-1}

```

```

Aux<-I+LL
w<-solve(t(Aux)%*%Aux)
W<-C%*%w%*%t(C)
Wi<-solve(W)
beta<-solve(t(X)%*%Wi%*%X)%*%t(X)%*%Wi%*%Y
U<-Y-X%*%beta
scp<-t(U)%*%Wi%*%U
sigma_a<-scp/(N-(p+1))
L<-w%*%t(C)%*%Wi
u<-L%*%U
y<-x%*%beta+u
sigma_beta<-sigma_a*x%solve(t(X)%*%Wi%*%X)
std_beta<-sqrt(diag(sigma_beta))
VCV_y<-sigma_a*x%(I-L%*%C)%*%w+(x-L%*%X)%*%sigma_beta%*%t(x-L%*%X)
std_y<-sqrt(diag(VCV_y))
y_li<-y-std_y
y_ls<-y+std_y
tabela<-cbind(beta,std_beta)

```

Litterman (sem quebra estrutural de sazonalidade)

```

rm(list=ls(all=TRUE))
xxhh<-read.csv("C:/serie_de_alta_frequencia.csv",header=TRUE)
yyll<-read.csv("C:/serie_de_baixa_frequencia.csv",header=TRUE)
s<-3
xx<-as.matrix(xxhh)
YY<-as.matrix(yyll)
p<-ncol(xx)
x<-as.matrix(xx)
Y<-as.matrix(YY)
n<-nrow(x)
N<-nrow(Y)
x<-cbind(1,x)
identN<-matrix(0,N,N)
for (i in 1:N) {identN[i,i]<-1}
C<-identN%x%matrix(1/s,1,s)
pred<-matrix(0,N,n-s*N)
C<-cbind(C,pred)
X<-C%*%x
rhovector<-seq(-0.99,0.99,by=0.01)
result<-matrix(0,nrow(as.matrix(rhovector)),2)
for (counter in 1:nrow(result))
{rho<-rhovector[counter]
I<-matrix(0,n,n)
for (i in 1:n) {I[i,i]<-1}
w<-I
LL<-matrix(0,n,n)
for (i in 2:n) {LL[i,i-1]<-rho}
Aux<-(I+rho*LL)%*%(I+LL)

```



```

w<-solve(t(Aux)%*%Aux)
W<-C%*%w%*%t(C)
Wi<-solve(W)
beta<-solve(t(X)%*%Wi%*%X)%*%t(X)%*%Wi%*%Y
U<-Y-X%*%beta
scp<-t(U)%*%Wi%*%U
sigma_a<-scp/(N)
k<-(N/2)*log(2*pi*sigma_a)-(1/2)*log(det(W))-N/2
result[counter,1]<-rho
result[counter,2]<-1}
rhomax<-result[which.max(result[,2]),1]
rho_grid<-result[,1]
loglik<-result[,2]
rho<-rhomax
Aux<-(I+rho*LL)%*%(I+LL)
w<-solve(t(Aux)%*%Aux)
W<-C%*%w%*%t(C)
Wi<-solve(W)
beta<-solve(t(X)%*%Wi%*%X)%*%t(X)%*%Wi%*%Y
U<-Y-X%*%beta
scp<-t(U)%*%Wi%*%U
sigma_a<-scp/(N-(p+1))
L<-w%*%t(C)%*%Wi
u<-L%*%U
y<-x%*%beta+u
sigma_beta<-sigma_a*x%solve(t(X)%*%Wi%*%X)
std_beta<-sqrt(diag(sigma_beta))
VCV_y<-sigma_a*x%(I-L%*%C)%*%w+(x-L%*%X)%*%sigma_beta%*%t(x-L%*%X)
std_y<-sqrt(diag(VCV_y))
y_li<-y-std_y
y_ls<-y+std_y
tabela<-cbind(beta,std_beta)

```

SSC (sem quebra estrutural de sazonalidade)

```

rm(list=ls(all=TRUE))
xxhh<-read.csv("C:/serie_de_alta_frequencia.csv",header=TRUE)
yyl<-read.csv("C:/serie_de_baixa_frequencia.csv",header=TRUE)
s<-3
xx<-as.matrix(xxhh)
YY<-as.matrix(yyl)
p<-ncol(xx)
x<-as.matrix(xx)
Y<-as.matrix(YY)
n<-nrow(x)
N<-nrow(Y)
x<-cbind(1,x)

```

```

identN<-matrix(0,N,N)
for (i in 1:N) {identN[i,i]<-1}
C<-identN%x%matrix(1/s,1,s)
pred<-matrix(0,N,n-s*N)
C<-cbind(C,pred)
X<-C%*%x
phivector<-seq(-0.999,0.999,by=0.01)
result<-matrix(0,nrow(as.matrix(phivector)),2)
for (counter in 1:nrow(result))
{phi<-phivector[counter]
I<-matrix(0,n,n)
for (i in 1:n) {I[i,i]<-1}
w<-I
D_phi<-I
iD_phi<-I
LL<-matrix(0,n,n)
for (i in 2:n) {LL[i,i-1]<--1}
q<-matrix(0,n,1)
z<-cbind(x,q)
D_phi<-I+phi*LL
D_phi[1,1]<-(1-phi^2)^0.5
iD_phi<-solve(D_phi)
z[1,p+2]<-phi
z_phi<-iD_phi%*%z
Z_phi<-C%*%z_phi
w<-solve(t(D_phi)%*%D_phi)
W<-C%*%w%*%t(C)
iW<-solve(W)
gamma<-solve(t(Z_phi)%*%iW%*%Z_phi)%*%t(Z_phi)%*%iW%*%Y
U<-Y-Z_phi%*%gamma
scp<-t(U)%*%iW%*%U
sigma_a<-scp/(N-(p+1)-1)
k<-(N/2)*log(2*pi*sigma_a)-(1/2)*log(det(W))-N/2
result[counter,1]<-phi
result[counter,2]<-1}
phimax<-result[which.max(result[,2]),1]
phi_grid<-result[,1]
loglik<-result[,2]
phi<-phimax
D_phi<-I+phi*LL
D_phi[1,1]<-(1-phi^2)^0.5
iD_phi<-solve(D_phi)
q<-matrix(0,n,1)
q[1,1]<-phi
z<-cbind(x,q)
z_phi<-iD_phi%*%z
Z_phi<-C%*%z_phi
w<-solve(t(D_phi)%*%D_phi)
W<-C%*%w%*%t(C)
iW<-solve(W)

```

```

gamma<-solve(t(Z_phi)%*%iW%*%Z_phi)%*%t(Z_phi)%*%iW%*%Y
U<-Y-Z_phi%*%gamma
scp<-t(U)%*%iW%*%U
sigma_a<-scp/(N-(p+1)-1)
L<-w%*%t(C)%*%iW
u<-L%*%U
y<-z_phi%*%gamma+u
sigma_gamma<-sigma_a%x%solve(t(Z_phi)%*%iW%*%Z_phi)
std_gamma<-sqrt(diag(sigma_gamma))
VCV_y<-sigma_a%x%(I-L%*%C)%*%w+(z_phi-
L%*%Z_phi)%*%sigma_gamma%*%t(z_phi-L%*%Z_phi)
std_y<-sqrt(diag(VCV_y))
y_li<-y-std_y
y_ls<-y+std_y
tabela<-cbind(gamma,std_gamma)

```

Chow e Lin (com quebra estrutural de sazonalidade)

```

rm(list=ls(all=TRUE))
xxhh<-read.csv("C:/serie_de_alta_frequencia.csv",header=TRUE)
yyl<-read.csv("C:/serie_de_baixa_frequencia.csv",header=TRUE)
s<-3
xx<-as.matrix(xxhh)
YY<-as.matrix(yyl)
p<-ncol(xx)
x<-as.matrix(xx)
Y<-as.matrix(YY)
n<-nrow(x)
N<-nrow(Y)
identN<-matrix(0,N,N)
for (i in 1:N) {identN[i,i]<-1}
C<-identN%x%matrix(1/s,1,s)
pred<-matrix(0,N,n-s*N)
C<-cbind(C,pred)
X<-C%*%x
rhovector<-seq(-0.99,0.99,by=0.01)
result<-matrix(0,nrow(as.matrix(rhovector)),2)
for (counter in 1:nrow(result))
{rho<-rhovector[counter]
I<-matrix(0,n,n)
for (i in 1:n) {I[i,i]<-1}
w<-I
LL<-matrix(0,n,n)
for (i in 2:n) {LL[i,i-1]<-rho}
Aux<-I+rho*LL
Aux[1,1]<-(1-rho^2)^0.5
w<-solve(t(Aux)%*%Aux)

```

```

W<-C%%w%%t(C)
Wi<-solve(W)
beta<-solve(t(X)%%Wi%%X)%%t(X)%%Wi%%Y
U<-Y-X%%beta
scp<-t(U)%%Wi%%U
sigma_a<-scp/(N)
k<-(N/2)*log(2*pi*sigma_a)-(1/2)*log(det(W))-N/2
result[counter,1]<-rho
result[counter,2]<-1}
rhomax<-result[which.max(result[,2]),1]
rho_grid<-result[,1]
loglik<-result[,2]
rho<-rhomax
Aux<-I+rho*LL
Aux[1,1]<-(1-rho^2)^0.5
w<-solve(t(Aux)%%Aux)
W<-C%%w%%t(C)
Wi<-solve(W)
beta<-solve(t(X)%%Wi%%X)%%t(X)%%Wi%%Y
U<-Y-X%%beta
scp<-t(U)%%Wi%%U
sigma_a<-scp/(N-(p+1))
L<-w%%t(C)%%Wi
u<-L%%U
y<-x%%beta+u
sigma_beta<-sigma_a*x% solve(t(X)%%Wi%%X)
std_beta<-sqrt(diag(sigma_beta))
VCV_y<-sigma_a*x%(I-L%%C)%%w+(x-L%%X)%%sigma_beta%%t(x-L%%X)
std_y<-sqrt(diag(VCV_y))
y_li<-y-std_y
y_ls<-y+std_y
tabela<-cbind(beta,std_beta)

```

Fernandez (com quebra estrutural de sazonalidade)

```

rm(list=ls(all=TRUE))
xxhh<-read.csv("C:/serie_de_alta_frequencia.csv",header=TRUE)
yyl<-read.csv("C:/serie_de_baixa_frequencia.csv",header=TRUE)
xx<-as.matrix(xxhh)
YY<-as.matrix(yyl)
p<-ncol(xx)
x<-as.matrix(xx)
Y<-as.matrix(YY)
n<-nrow(x)
N<-nrow(Y)
identN<-matrix(0,N,N)
for (i in 1:N) {identN[i,i]<-1}

```

```

C<-identN%x%matrix(1/s,1,s)
pred<-matrix(0,N,n-s*N)
C<-cbind(C,pred)
X<-C%*%x
I<-matrix(0,n,n)
for (i in 1:n) {I[i,i]<-1}
w<-I
LL<-matrix(0,n,n)
for (i in 2:n) {LL[i,i-1]<--1}
Aux<-I+LL
w<-solve(t(Aux)%*%Aux)
W<-C%*%w%*%t(C)
Wi<-solve(W)
beta<-solve(t(X)%*%Wi%*%X)%*%t(X)%*%Wi%*%Y
U<-Y-X%*%beta
scp<-t(U)%*%Wi%*%U
sigma_a<-scp/(N-(p+1))
L<-w%*%t(C)%*%Wi
u<-L%*%U
y<-x%*%beta+u
sigma_beta<-sigma_a*x%solve(t(X)%*%Wi%*%X)
std_beta<-sqrt(diag(sigma_beta))
VCV_y<-sigma_a*x%(I-L%*%C)%*%w+(x-L%*%X)%*%sigma_beta%*%t(x-L%*%X)
std_y<-sqrt(diag(VCV_y))
y_li<-y-std_y
y_ls<-y+std_y
tabela<-cbind(beta,std_beta)

```

Litterman (com quebra estrutural de sazonalidade)

```

rm(list=ls(all=TRUE))
xxhh<-read.csv("C:/serie_de_alta_frequencia.csv",header=TRUE)
yyl<-read.csv("C:/serie_de_baixa_frequencia.csv",header=TRUE)
s<-3
xx<-as.matrix(xxhh)
YY<-as.matrix(yyl)
p<-ncol(xx)
x<-as.matrix(xx)
Y<-as.matrix(YY)
n<-nrow(x)
N<-nrow(Y)
identN<-matrix(0,N,N)
for (i in 1:N) {identN[i,i]<-1}
C<-identN%x%matrix(1/s,1,s)
pred<-matrix(0,N,n-s*N)
C<-cbind(C,pred)
X<-C%*%x

```

```

rhovector<-seq(-0.99,0.99,by=0.01)
result<-matrix(0,nrow(as.matrix(rhovector)),2)
for (counter in 1:nrow(result))
{rho<-rhovector[counter]
I<-matrix(0,n,n)
for (i in 1:n) {I[i,i]<-1}
w<-I
LL<-matrix(0,n,n)
for (i in 2:n) {LL[i,i-1]<--1}
Aux<-(I+rho*LL)%*%(I+LL)
w<-solve(t(Aux)%*%Aux)
W<-C%*%w%*%t(C)
Wi<-solve(W)
beta<-solve(t(X)%*%Wi%*%X)%*%t(X)%*%Wi%*%Y
U<-Y-X%*%beta
scp<-t(U)%*%Wi%*%U
sigma_a<-scp/(N)
k<-(N/2)*log(2*pi*sigma_a)-(1/2)*log(det(W))-N/2
result[counter,1]<-rho
result[counter,2]<-1}
rhomax<-result[which.max(result[,2]),1]
rho_grid<-result[,1]
loglik<-result[,2]
rho<-rhomax
Aux<-(I+rho*LL)%*%(I+LL)
w<-solve(t(Aux)%*%Aux)
W<-C%*%w%*%t(C)
Wi<-solve(W)
beta<-solve(t(X)%*%Wi%*%X)%*%t(X)%*%Wi%*%Y
U<-Y-X%*%beta
scp<-t(U)%*%Wi%*%U
sigma_a<-scp/(N-(p+1))
L<-w%*%t(C)%*%Wi
u<-L%*%U
y<-x%*%beta+u
sigma_beta<-sigma_a*x%solve(t(X)%*%Wi%*%X)
std_beta<-sqrt(diag(sigma_beta))
VCV_y<-sigma_a*x%(I-L%*%C)%*%w+(x-L%*%X)%*%sigma_beta%*%t(x-L%*%X)
std_y<-sqrt(diag(VCV_y))
y_li<-y-std_y
y_ls<-y+std_y
tabela<-cbind(beta,std_beta)

```

SSC (com quebra estrutural de sazonalidade)

```

rm(list=ls(all=TRUE))
xxhh<-read.csv("C:/serie_de_alta_frequencia.csv",header=TRUE)
yyll<-read.csv("C:/serie_de_baixa_frequencia.csv",header=TRUE)
s<-3
xx<-as.matrix(xxhh)
YY<-as.matrix(yyll)
p<-ncol(xx)
x<-as.matrix(xx)
Y<-as.matrix(YY)
n<-nrow(x)
N<-nrow(Y)
identN<-matrix(0,N,N)
for (i in 1:N) {identN[i,i]<-1}
C<-identN%x%matrix(1/s,1,s)
pred<-matrix(0,N,n-s*N)
C<-cbind(C,pred)
X<-C%%x
phivector<-seq(-0.999,0.999,by=0.01)
result<-matrix(0,nrow(as.matrix(phivector)),2)
for (counter in 1:nrow(result))
{phi<-phivector[counter]
I<-matrix(0,n,n)
for (i in 1:n) {I[i,i]<-1}
w<-I
D_phi<-I
iD_phi<-I
LL<-matrix(0,n,n)
for (i in 2:n) {LL[i,i-1]<-1}
q<-matrix(0,n,1)
z<-cbind(x,q)
D_phi<-I+phi*LL
D_phi[1,1]<-(1-phi^2)^0.5
iD_phi<-solve(D_phi)
z[1,p+1]<-phi
z_phi<-iD_phi%%z
Z_phi<-C%%z_phi
w<-solve(t(D_phi)%%D_phi)
W<-C%%w%%t(C)
iW<-solve(W)
gamma<-solve(t(Z_phi)%%iW%%Z_phi)%%t(Z_phi)%%iW%%Y
U<-Y-Z_phi%%gamma
scp<-t(U)%%iW%%U
sigma_a<-scp/(N-(p+1)-1)
k<-(N/2)*log(2*pi*sigma_a)-(1/2)*log(det(W))-N/2
result[counter,1]<-phi
result[counter,2]<-1}

```

```

phimax<-result[which.max(result[,2]),1]
phi_grid<-result[,1]
loglik<-result[,2]
phi<-phimax
D_phi<-I+phi*LL
D_phi[1,1]<-(1-phi^2)^0.5
iD_phi<-solve(D_phi)
q<-matrix(0,n,1)
q[1,1]<-phi
z<-cbind(x,q)
z_phi<-iD_phi%*%z
Z_phi<-C%*%z_phi
w<-solve(t(D_phi)%*%D_phi)
W<-C%*%w%*%t(C)
iW<-solve(W)
gamma<-solve(t(Z_phi)%*%iW%*%Z_phi)%*%t(Z_phi)%*%iW%*%Y
U<-Y-Z_phi%*%gamma
scp<-t(U)%*%iW%*%U
sigma_a<-scp/(N-(p+1)-1)
L<-w%*%t(C)%*%iW
u<-L%*%U
y<-z_phi%*%gamma+u
sigma_gamma<-sigma_a%x%solve(t(Z_phi)%*%iW%*%Z_phi)
std_gamma<-sqrt(diag(sigma_gamma))
VCV_y<-sigma_a%x%(I-L%*%C)%*%w+(z_phi-
L%*%Z_phi)%*%sigma_gamma%*%t(z_phi-L%*%Z_phi)
std_y<-sqrt(diag(VCV_y))
y_li<-y-std_y
y_ls<-y+std_y
tabela<-cbind(gamma,std_gamma)

```


APÊNDICE 3 – SÉRIES ESTIMADAS PARA O PIB MENSAL

Listamos, neste apêndice, as estimativas das séries do PIB mensal encontradas.

Tabela C.1 - Impostos sobre a Produção

	Chow-Lin	Fernandez	Litterman	SSC		Chow-Lin	Fernandez	Litterman	SSC
Jan-91	80.24	79.78	79.99	79.69	Jan-95	101.78	101.61	101.46	103.02
Feb-91	75.33	75.53	75.14	76.87	Feb-95	97.35	97.68	97.65	99.68
Mar-91	75.19	75.45	75.64	74.19	Mar-95	101.56	101.40	101.58	97.99
Apr-91	81.22	81.14	81.05	77.62	Apr-95	102.22	102.32	102.21	100.27
May-91	81.04	80.99	81.46	80.93	May-95	101.25	101.32	101.09	101.74
Jun-91	79.84	79.97	79.59	83.55	Jun-95	101.45	101.28	101.62	102.91
Jul-91	84.09	84.08	84.38	84.11	Jul-95	98.57	98.63	98.51	99.59
Aug-91	82.50	82.59	82.13	83.16	Aug-95	97.54	97.58	97.98	97.70
Sep-91	82.11	82.03	82.19	81.43	Sep-95	99.09	98.98	98.71	97.91
Oct-91	78.11	78.02	77.83	77.94	Oct-95	99.35	99.34	99.62	99.55
Nov-91	75.64	75.60	75.76	75.42	Nov-95	99.25	99.34	98.70	99.89
Dec-91	73.59	73.71	73.76	73.98	Dec-95	100.60	100.51	100.88	99.75
Jan-92	70.86	70.85	70.89	72.64	Jan-96	95.75	95.53	95.29	96.43
Feb-92	71.31	71.32	71.43	71.36	Feb-96	92.61	92.70	93.01	93.31
Mar-92	71.83	71.83	71.67	69.98	Mar-96	92.62	92.75	92.68	91.23
Apr-92	74.57	74.67	74.68	72.87	Apr-96	98.42	98.42	98.53	95.64
May-92	76.61	76.53	76.41	76.08	May-96	99.89	99.89	99.84	99.99
Jun-92	76.77	76.74	76.85	78.99	Jun-96	101.60	101.60	101.54	104.29
Jul-92	79.79	79.76	79.74	79.62	Jul-96	104.35	104.50	104.65	105.70
Aug-92	80.84	80.78	81.05	80.45	Aug-96	108.13	108.11	108.48	107.90
Sep-92	80.28	80.36	80.11	80.83	Sep-96	111.91	111.78	111.26	110.79
Oct-92	80.59	80.63	80.72	81.15	Oct-96	112.25	112.35	112.46	113.21
Nov-92	81.45	81.43	81.09	81.32	Nov-96	113.73	113.74	112.61	113.66
Dec-92	81.80	81.78	82.03	81.37	Dec-96	112.93	112.82	113.84	112.04
Jan-93	78.54	78.37	78.23	79.51	Jan-97	103.54	103.47	102.65	105.29
Feb-93	76.50	76.62	76.86	77.38	Feb-97	101.89	101.81	103.12	101.35
Mar-93	77.82	77.87	77.78	75.97	Mar-97	100.79	100.93	100.44	99.56
Apr-93	83.81	83.69	84.04	80.43	Apr-97	108.54	108.56	109.36	106.03
May-93	83.09	83.18	83.10	83.86	May-97	111.22	111.23	110.71	111.39
Jun-93	84.62	84.65	84.38	87.22	Jun-97	113.48	113.45	113.17	115.81
Jul-93	88.20	88.18	88.26	88.17	Jul-97	116.71	116.69	116.61	116.80
Aug-93	88.37	88.37	88.07	88.39	Aug-97	116.54	116.58	116.44	116.84
Sep-93	87.95	87.96	88.18	87.95	Sep-97	116.73	116.71	116.93	116.34
Oct-93	84.82	84.99	84.61	86.27	Oct-97	114.18	114.23	113.98	114.69
Nov-93	86.57	86.47	86.77	85.79	Nov-97	112.91	112.93	112.88	112.97
Dec-93	86.23	86.15	86.23	85.55	Dec-97	111.79	111.72	112.02	111.22
Jan-94	82.60	82.41	82.67	83.54	Jan-98	105.17	105.06	104.97	106.78
Feb-94	79.57	79.74	79.58	80.77	Feb-98	102.73	102.79	102.98	103.15
Mar-94	80.97	81.00	80.90	78.85	Mar-98	103.05	103.09	103.00	101.02
Apr-94	84.26	84.32	84.18	82.07	Apr-98	108.20	108.20	108.41	105.50
May-94	85.17	85.20	84.99	85.39	May-98	108.81	108.88	108.92	109.41
Jun-94	87.26	87.16	87.51	89.22	Jun-98	111.28	111.21	110.95	113.38
Jul-94	86.90	87.24	86.91	89.53	Jul-98	113.06	113.15	113.38	113.98
Aug-94	94.02	93.84	94.51	92.53	Aug-98	114.08	114.07	113.88	113.93
Sep-94	97.54	97.37	97.04	96.39	Sep-98	113.91	113.82	113.77	113.13
Oct-94	99.06	99.15	99.53	100.16	Oct-98	110.66	110.64	110.36	110.91
Nov-94	102.06	102.17	101.52	102.66	Nov-98	108.61	108.59	108.12	108.42
Dec-94	106.53	106.33	106.60	104.83	Dec-98	105.66	105.70	106.45	105.60

	Chow-Lin	Fernandez	Litterman	SSC		Chow-Lin	Fernandez	Litterman	SSC
Jan-99	98.57	98.56	98.14	100.51	Jan-04	118.58	118.27	118.91	118.80
Feb-99	97.81	97.77	98.86	97.54	Feb-04	116.19	116.33	115.74	117.33
Mar-99	97.78	97.81	97.15	96.09	Mar-04	117.05	117.20	117.15	115.68
Apr-99	104.77	104.65	105.44	101.64	Apr-04	121.20	121.29	120.92	119.03
May-99	104.05	104.18	103.18	105.16	May-04	121.84	121.86	121.96	122.00
Jun-99	106.18	106.17	106.38	108.20	Jun-04	122.63	122.53	122.79	124.64
Jul-99	110.60	110.35	110.02	108.81	Jul-04	121.89	122.05	121.92	123.23
Aug-99	107.04	107.22	107.50	108.46	Aug-04	124.08	123.98	124.19	123.18
Sep-99	108.37	108.44	108.48	108.73	Sep-04	123.87	123.81	123.73	123.43
Oct-99	107.68	107.80	107.95	108.72	Oct-04	121.94	122.08	122.03	123.36
Nov-99	110.72	110.59	110.73	109.74	Nov-04	123.77	123.76	123.59	123.65
Dec-99	110.61	110.62	110.33	110.55	Dec-04	125.60	125.47	125.69	124.29
Jan-00	109.55	109.30	109.58	110.10	Jan-05	124.17	123.74	124.03	123.39
Feb-00	106.70	106.88	106.47	108.08	Feb-05	119.08	119.32	119.44	121.00
Mar-00	108.32	108.38	108.52	106.39	Mar-05	120.71	120.90	120.49	119.57
Apr-00	111.71	111.78	111.65	109.57	Apr-05	127.42	127.39	127.67	124.46
May-00	112.12	112.18	112.46	112.58	May-05	127.75	127.77	127.38	128.04
Jun-00	114.33	114.20	114.06	116.01	Jun-05	127.95	127.97	128.08	130.63
Jul-00	114.94	115.05	114.97	116.04	Jul-05	129.75	129.76	129.39	129.99
Aug-00	116.70	116.64	116.06	116.14	Aug-05	128.48	128.59	128.52	129.19
Sep-00	116.26	116.22	116.88	115.73	Sep-05	130.12	130.00	130.44	129.17
Oct-00	113.49	113.60	113.24	114.33	Oct-05	126.87	126.99	126.88	128.16
Nov-00	116.12	116.00	117.27	115.21	Nov-05	127.70	127.79	128.23	128.24
Dec-00	116.92	116.93	116.02	116.99	Dec-05	132.10	131.89	131.57	130.27
Jan-01	117.62	117.38	118.33	118.35	Jan-06	131.28	130.93	131.62	131.21
Feb-01	115.00	115.18	113.64	116.36	Feb-06	126.56	126.91	126.08	129.09
Mar-01	115.11	115.17	115.76	113.02	Mar-06	129.72	129.73	129.88	127.27
Apr-01	115.88	115.88	115.01	113.08	Apr-06	131.83	131.86	131.55	129.38
May-01	113.25	113.30	114.29	113.73	May-06	131.61	131.61	131.88	131.67
Jun-01	112.99	112.94	112.82	115.32	Jun-06	131.90	131.87	131.91	134.28
Jul-01	114.05	114.09	114.54	114.65	Jul-06	133.51	133.62	133.50	134.50
Aug-01	113.79	113.80	113.25	113.78	Aug-06	134.60	134.65	134.31	134.84
Sep-01	113.48	113.43	113.52	112.89	Sep-06	136.92	136.77	137.21	135.69
Oct-01	110.64	110.70	110.39	111.35	Oct-06	134.33	134.45	134.19	135.38
Nov-01	110.60	110.62	110.90	110.66	Nov-06	137.09	137.03	137.72	136.57
Dec-01	111.75	111.69	111.70	110.99	Dec-06	138.97	138.92	138.50	138.45
Jan-02	109.31	109.12	109.46	110.14	Jan-07	139.65	139.28	140.14	139.43
Feb-02	108.38	108.40	108.28	108.65	Feb-07	136.82	136.99	136.34	138.20
Mar-02	107.90	108.07	107.85	106.80	Mar-07	137.92	138.12	137.91	136.76
Apr-02	113.60	113.56	113.57	110.56	Apr-07	143.87	143.86	143.50	140.93
May-02	113.83	113.81	113.75	113.82	May-07	143.42	143.48	143.28	144.01
Jun-02	113.39	113.46	113.51	116.46	Jun-07	144.32	144.27	144.84	146.66
Jul-02	115.21	115.33	115.09	116.26	Jul-07	144.62	144.73	144.45	145.66
Aug-02	116.47	116.46	116.50	116.34	Aug-07	146.13	146.15	146.82	146.20
Sep-02	117.34	117.23	117.43	116.43	Sep-07	149.56	149.43	149.04	148.45
Oct-02	116.78	116.62	116.82	116.01	Oct-07	150.58	150.64	151.12	151.20
Nov-02	115.80	115.78	116.08	115.78	Nov-07	153.76	153.69	153.12	153.22
Dec-02	114.94	115.11	114.63	115.73	Dec-07	153.85	153.85	153.95	153.77
Jan-03	114.62	114.43	114.80	115.25	Jan-08	152.22	151.81	151.67	151.95
Feb-03	112.50	112.57	112.03	113.07	Feb-08	148.23	148.30	148.48	149.14
Mar-03	111.07	111.20	111.36	109.88	Mar-08	147.06	147.40	147.36	146.42
Apr-03	112.72	112.82	112.45	110.88					
May-03	111.91	111.96	112.31	112.29					
Jun-03	113.26	113.11	113.13	114.72					
Jul-03	114.17	114.19	114.27	114.67					
Aug-03	114.59	114.62	114.24	114.72					
Sep-03	115.88	115.83	116.13	115.25					
Oct-03	114.33	114.45	114.19	115.38					
Nov-03	116.34	116.37	116.88	116.44					
Dec-03	119.61	119.46	119.22	118.46					

Tabela C.2 - PIB Agropecuária

	Chow-Lin	Fernandez	Litterman	SSC		Chow-Lin	Fernandez	Litterman	SSC
Jan-91	69.32	69.53	69.50	70.12	Jan-95	85.94	85.99	86.02	84.87
Feb-91	70.46	70.39	70.39	70.16	Feb-95	85.60	85.65	85.65	85.83
Mar-91	71.81	71.67	71.71	71.31	Mar-95	86.23	86.12	86.09	87.06
Apr-91	97.83	97.91	97.90	91.62	Apr-95	112.13	111.98	111.91	106.62
May-91	98.65	98.67	98.68	100.14	May-95	114.31	114.29	114.26	115.77
Jun-91	98.60	98.50	98.50	103.32	Jun-95	117.43	117.60	117.69	121.47
Jul-91	86.60	86.70	86.74	90.33	Jul-95	111.14	111.20	111.19	114.88
Aug-91	86.37	86.34	86.34	85.35	Aug-95	112.50	112.47	112.51	111.44
Sep-91	86.80	86.73	86.69	84.09	Sep-95	110.74	110.71	110.68	108.07
Oct-91	73.07	72.72	72.67	76.56	Oct-95	90.55	90.76	90.86	93.12
Nov-91	74.85	74.86	74.85	74.21	Nov-95	87.49	87.49	87.46	86.87
Dec-91	77.68	78.02	78.08	74.82	Dec-95	85.95	85.75	85.68	84.01
Jan-92	83.60	83.51	83.47	82.78	Jan-96	86.98	86.85	86.78	86.17
Feb-92	85.62	85.63	85.64	85.86	Feb-96	87.35	87.38	87.38	87.60
Mar-92	85.60	85.68	85.71	86.19	Mar-96	88.56	88.65	88.73	89.12
Apr-92	107.72	108.22	108.30	101.13	Apr-96	115.04	115.21	115.25	109.06
May-92	105.39	105.38	105.39	106.81	May-96	116.19	116.22	116.25	117.56
Jun-92	102.23	101.73	101.64	107.39	Jun-96	116.44	116.24	116.16	121.05
Jul-92	86.43	86.55	86.57	90.00	Jul-96	104.79	104.57	104.52	108.95
Aug-92	84.34	84.32	84.30	83.35	Aug-96	106.03	105.96	105.90	105.12
Sep-92	84.41	84.31	84.31	81.83	Sep-96	109.40	109.70	109.80	106.15
Oct-92	71.75	71.40	71.32	75.23	Oct-96	100.77	100.66	100.63	103.90
Nov-92	73.56	73.57	73.58	72.88	Nov-96	102.82	102.87	102.94	102.05
Dec-92	75.34	75.67	75.75	72.54	Dec-96	101.12	101.19	101.14	98.76
Jan-93	78.93	79.02	79.06	77.85	Jan-97	96.68	96.93	97.02	95.31
Feb-93	79.68	79.71	79.73	79.91	Feb-97	94.13	94.11	94.05	94.49
Mar-93	79.17	79.05	79.00	80.03	Mar-97	94.27	94.04	94.02	95.29
Apr-93	101.44	101.60	101.61	95.41	Apr-97	121.30	121.27	121.18	115.46
May-93	100.95	100.93	100.90	102.42	May-97	122.40	122.41	122.44	123.76
Jun-93	101.72	101.59	101.60	106.29	Jun-97	121.97	121.99	122.04	126.45
Jul-93	92.88	92.86	92.84	96.74	Jul-97	108.85	109.31	109.38	112.32
Aug-93	93.85	93.84	93.87	92.79	Aug-97	107.67	107.74	107.72	106.66
Sep-93	93.77	93.80	93.79	90.97	Sep-97	107.08	106.56	106.51	104.63
Oct-93	77.73	77.60	77.61	80.85	Oct-97	92.04	90.62	90.60	95.65
Nov-93	77.63	77.62	77.59	77.01	Nov-97	90.83	90.24	90.24	90.55
Dec-93	78.55	78.69	78.71	76.05	Dec-97	88.26	90.28	90.30	84.94
Jan-94	82.10	82.14	82.14	81.09	Jan-98	93.83	91.61	91.62	89.52
Feb-94	82.92	82.97	83.01	83.12	Feb-98	92.88	93.52	93.52	93.35
Mar-94	82.60	82.51	82.47	83.42	Mar-98	95.29	96.87	96.86	99.14
Apr-94	105.21	105.28	105.30	99.34	Apr-98	132.51	132.20	132.13	126.79
May-94	105.48	105.45	105.42	106.96	May-98	138.22	138.09	138.08	139.92
Jun-94	107.62	107.56	107.58	112.00	Jun-98	144.65	145.09	145.18	148.67
Jul-94	101.05	100.90	100.84	105.12	Jul-98	108.94	108.53	108.47	121.94
Aug-94	103.31	103.29	103.32	102.27	Aug-98	113.30	113.31	113.33	110.35
Sep-94	103.85	104.03	104.06	100.84	Sep-98	114.39	114.79	114.83	104.34
Oct-94	87.89	87.96	88.01	90.72	Oct-98	87.84	88.48	88.58	90.69
Nov-94	86.95	86.95	86.94	86.30	Nov-98	85.12	85.15	85.15	84.14
Dec-94	85.91	85.86	85.81	83.74	Dec-98	80.99	80.32	80.22	79.12

	Chow-Lin	Fernandez	Litterman	SSC		Chow-Lin	Fernandez	Litterman	SSC
Jan-99	112.19	112.59	112.66	101.49	Jan-04	154.79	154.50	154.39	145.30
Feb-99	108.71	108.65	108.64	111.20	Feb-04	159.47	159.33	159.31	162.02
Mar-99	107.45	107.10	107.05	115.66	Mar-04	162.26	162.69	162.82	169.19
Apr-99	139.03	138.46	138.39	133.69	Apr-04	194.71	195.08	195.18	187.80
May-99	141.40	141.44	141.43	142.81	May-04	192.24	192.27	192.33	193.57
Jun-99	146.02	146.55	146.63	149.94	Jun-04	185.18	184.77	184.62	190.77
Jul-99	109.59	109.15	109.06	122.70	Jul-04	127.52	127.94	128.07	139.10
Aug-99	114.34	114.33	114.34	111.42	Aug-04	120.95	120.95	120.88	118.13
Sep-99	117.00	117.44	117.51	106.80	Sep-04	119.57	119.15	119.08	110.81
Oct-99	93.56	94.01	94.08	96.73	Oct-04	98.42	98.07	97.94	102.92
Nov-99	92.81	92.85	92.86	91.81	Nov-04	102.25	102.36	102.39	101.18
Dec-99	89.96	89.47	89.39	87.78	Dec-04	107.31	107.55	107.64	103.88
Jan-00	122.02	122.48	122.56	111.27	Jan-05	152.49	152.22	152.14	143.00
Feb-00	118.66	118.59	118.58	121.17	Feb-05	157.21	157.07	157.04	159.77
Mar-00	116.79	116.41	116.34	125.05	Mar-05	160.28	160.69	160.80	167.21
Apr-00	146.88	146.47	146.39	141.26	Apr-05	193.30	193.60	193.68	186.52
May-00	147.70	147.73	147.72	149.12	May-05	191.48	191.51	191.57	192.80
Jun-00	150.34	150.73	150.82	154.54	Jun-05	185.29	184.95	184.81	190.74
Jul-00	111.04	110.82	110.79	123.79	Jul-05	128.91	129.26	129.38	140.62
Aug-00	113.74	113.75	113.78	110.79	Aug-05	123.16	123.15	123.08	120.34
Sep-00	114.67	114.87	114.88	104.87	Sep-05	122.31	121.96	121.90	113.42
Oct-00	89.44	89.71	89.75	92.91	Oct-05	101.54	101.23	101.07	105.93
Nov-00	89.11	89.13	89.12	88.15	Nov-05	104.99	105.09	105.11	103.94
Dec-00	88.96	88.66	88.64	86.45	Dec-05	108.86	109.08	109.21	105.51
Jan-01	126.67	126.90	126.91	116.31	Jan-06	151.73	151.79	151.82	141.74
Feb-01	126.24	126.18	126.20	128.70	Feb-06	154.44	154.35	154.36	156.92
Mar-01	125.27	125.10	125.07	133.17	Mar-06	155.32	155.36	155.31	162.83
Apr-01	154.43	154.19	154.21	148.55	Apr-06	185.48	185.33	185.35	179.44
May-01	154.46	154.48	154.46	155.89	May-06	185.31	185.31	185.29	186.75
Jun-01	156.26	156.48	156.48	160.71	Jun-06	185.65	185.80	185.80	190.25
Jul-01	115.89	115.55	115.48	128.79	Jul-06	142.22	142.16	142.16	154.68
Aug-01	118.68	118.68	118.69	115.76	Aug-06	142.70	142.73	142.74	139.76
Sep-01	120.91	121.24	121.30	110.92	Sep-06	142.82	142.86	142.84	133.30
Oct-01	98.47	98.73	98.76	101.99	Oct-06	117.99	118.08	118.06	121.73
Nov-01	99.13	99.18	99.19	98.12	Nov-06	118.45	118.48	118.45	117.50
Dec-01	98.41	98.10	98.06	95.90	Dec-06	119.69	119.57	119.62	116.91
Jan-02	133.83	134.11	134.17	123.40	Jan-07	159.69	159.95	160.00	149.32
Feb-02	132.69	132.61	132.61	135.20	Feb-07	160.11	160.08	160.12	162.53
Mar-02	132.41	132.22	132.16	140.34	Mar-07	158.75	158.53	158.44	166.71
Apr-02	163.84	163.44	163.37	158.21	Apr-07	186.19	185.84	185.84	180.48
May-02	165.13	165.14	165.13	166.55	May-07	186.29	186.27	186.20	187.80
Jun-02	167.47	167.86	167.94	171.67	Jun-07	189.96	190.33	190.40	194.17
Jul-02	127.04	126.94	126.95	139.59	Jul-07	153.70	153.38	153.28	166.61
Aug-02	128.91	128.94	128.97	125.95	Aug-07	157.57	157.61	157.66	154.58
Sep-02	129.13	129.21	129.17	119.54	Sep-07	158.08	158.36	158.41	148.17
Oct-02	103.13	103.27	103.32	106.85	Oct-07	130.73	131.17	131.28	133.86
Nov-02	103.59	103.63	103.60	102.64	Nov-07	128.84	128.84	128.81	127.89
Dec-02	105.97	105.79	105.77	103.20	Dec-07	127.34	126.90	126.82	125.16
Jan-03	148.54	148.37	148.26	138.82	Jan-08	163.57	163.96	163.94	153.34
Feb-03	151.43	151.33	151.33	153.93	Feb-08	163.04	163.09	163.09	165.52
Mar-03	153.01	153.28	153.38	160.22	Mar-08	163.33	162.88	162.90	171.07
Apr-03	184.55	184.73	184.80	177.98					
May-03	182.94	182.97	183.00	184.31					
Jun-03	178.71	178.51	178.41	183.92					
Jul-03	126.50	126.71	126.79	138.45					
Aug-03	122.84	122.85	122.82	119.97					
Sep-03	122.51	122.29	122.24	113.43					
Oct-03	100.82	100.55	100.47	105.20					
Nov-03	104.38	104.47	104.49	103.35					
Dec-03	109.41	109.59	109.66	106.06					

Tabela C.3 - PIB Ind. - Extrativa Mineral

	Chow-Lin	Fernandez	Litterman	SSC		Chow-Lin	Fernandez	Litterman	SSC
Jan-91	83.68	84.06	84.71	83.61	Jan-95	97.12	97.74	98.93	99.08
Feb-91	79.23	79.40	78.66	80.14	Feb-95	92.90	93.53	93.20	94.26
Mar-91	82.37	81.82	81.92	81.53	Mar-95	104.78	103.54	102.68	101.47
Apr-91	82.39	81.47	81.15	82.10	Apr-95	95.46	100.11	101.57	95.26
May-91	86.99	87.31	86.97	85.87	May-95	88.60	82.37	77.53	90.38
Jun-91	81.69	82.29	82.94	83.10	Jun-95	96.74	98.32	101.70	95.16
Jul-91	89.89	90.66	91.36	87.98	Jul-95	100.73	102.08	100.17	99.42
Aug-91	89.30	90.83	92.76	89.18	Aug-95	101.39	100.66	104.60	101.28
Sep-91	83.49	81.19	78.56	85.52	Sep-95	97.43	96.81	94.78	98.86
Oct-91	106.09	104.68	105.75	103.05	Oct-95	111.68	112.24	113.32	109.07
Nov-91	100.27	99.32	97.39	101.98	Nov-95	108.06	107.27	105.12	109.05
Dec-91	97.60	99.95	100.82	98.92	Dec-95	105.13	105.36	106.44	106.75
Jan-92	89.46	91.53	89.39	90.04	Jan-96	100.02	100.81	100.34	101.52
Feb-92	83.36	82.07	83.97	83.79	Feb-96	99.37	99.47	100.50	99.29
Mar-92	83.31	82.54	82.77	82.30	Mar-96	101.72	100.84	100.26	100.30
Apr-92	80.27	79.23	80.80	80.60	Apr-96	98.07	97.46	99.09	98.42
May-92	83.30	84.11	83.60	82.63	May-96	103.02	101.80	101.02	101.86
Jun-92	82.25	82.48	81.42	82.60	Jun-96	98.70	100.53	99.68	99.51
Jul-92	85.88	84.98	85.53	85.28	Jul-96	104.40	104.20	103.16	102.33
Aug-92	84.67	84.74	84.75	85.12	Aug-96	103.04	102.40	102.14	103.05
Sep-92	85.11	85.93	85.39	85.26	Sep-96	96.95	97.78	99.08	99.00
Oct-92	91.79	91.16	90.17	90.33	Oct-96	109.84	108.28	107.99	108.25
Nov-92	90.74	90.37	91.24	90.62	Nov-96	106.02	104.84	107.04	107.42
Dec-92	84.59	85.59	85.70	86.16	Dec-96	107.98	110.73	108.82	108.18
Jan-93	81.83	83.98	84.85	82.93	Jan-97	96.02	95.52	98.78	99.52
Feb-93	77.08	77.08	74.47	78.50	Feb-97	95.73	94.72	90.60	96.04
Mar-93	87.27	85.12	86.87	84.76	Mar-97	106.55	108.06	108.91	102.74
Apr-93	79.08	79.43	77.97	79.88	Apr-97	100.63	99.76	98.12	101.13
May-93	83.35	84.06	87.37	82.25	May-97	105.28	106.11	109.84	104.47
Jun-93	81.76	80.72	78.86	82.07	Jun-97	104.74	104.78	102.69	105.05
Jul-93	92.14	91.48	92.94	90.47	Jul-97	115.58	114.75	116.71	113.84
Aug-93	91.47	91.30	87.10	91.89	Aug-97	112.44	113.50	110.26	113.17
Sep-93	89.12	89.95	92.69	90.36	Sep-97	110.44	110.21	111.49	111.45
Oct-93	98.33	99.26	95.24	96.57	Oct-97	114.57	110.44	109.24	113.85
Nov-93	95.59	93.27	100.25	96.58	Nov-97	112.82	112.93	114.34	113.63
Dec-93	95.58	96.97	94.01	96.35	Dec-97	115.69	119.71	119.50	115.60
Jan-94	92.11	92.15	95.95	93.95	Jan-98	108.31	110.27	110.16	109.64
Feb-94	89.86	90.94	83.67	90.39	Feb-98	100.51	99.80	98.27	102.35
Mar-94	96.22	95.10	98.57	93.86	Mar-98	112.48	111.23	112.87	109.31
Apr-94	87.58	89.36	85.16	87.92	Apr-98	104.52	104.13	103.65	105.64
May-94	89.32	88.00	94.49	88.74	May-98	110.53	111.46	114.89	109.49
Jun-94	88.30	87.83	85.56	88.54	Jun-98	111.15	110.60	107.64	111.06
Jul-94	92.32	93.83	96.12	92.16	Jul-98	116.22	116.61	118.97	115.35
Aug-94	96.79	96.96	94.22	96.11	Aug-98	117.57	118.33	113.57	116.89
Sep-94	94.96	93.28	93.73	95.80	Sep-98	110.71	109.55	111.95	112.25
Oct-94	100.73	100.51	98.43	99.76	Oct-98	116.43	116.17	112.70	115.47
Nov-94	101.52	99.75	101.03	101.72	Nov-98	112.82	110.90	116.57	113.98
Dec-94	100.70	102.68	103.49	101.46	Dec-98	115.87	118.05	115.84	115.67

	Chow-Lin	Fernandez	Litterman	SSC		Chow-Lin	Fernandez	Litterman	SSC
Jan-99	106.26	109.68	112.30	107.89	Jan-04	127.22	130.36	116.73	129.45
Feb-99	102.46	101.88	95.89	103.04	Feb-04	119.94	120.11	145.31	121.25
Mar-99	108.62	105.77	109.15	106.41	Mar-04	135.82	132.51	120.94	132.28
Apr-99	101.04	101.55	99.14	101.03	Apr-04	140.12	140.72	154.91	142.50
May-99	99.44	99.36	105.67	99.62	May-04	150.37	150.80	129.42	149.06
Jun-99	101.03	100.59	96.68	100.85	Jun-04	152.31	151.28	158.47	151.24
Jul-99	108.55	109.74	111.92	107.07	Jul-04	151.71	152.83	144.11	149.48
Aug-99	110.19	109.21	103.46	109.89	Aug-04	155.97	155.95	166.37	154.72
Sep-99	104.81	104.60	108.16	106.60	Sep-04	145.77	144.67	142.98	149.25
Oct-99	113.34	112.87	109.30	111.35	Oct-04	154.76	155.29	159.89	153.32
Nov-99	112.70	111.61	116.98	113.15	Nov-04	151.87	149.75	144.11	152.68
Dec-99	110.47	112.03	110.23	112.01	Dec-04	151.35	152.93	153.98	151.98
Jan-00	104.38	105.74	109.01	106.57	Jan-05	138.44	142.21	140.15	141.38
Feb-00	103.19	100.38	94.66	103.52	Feb-05	131.96	128.09	131.47	133.61
Mar-00	109.29	110.74	113.19	106.78	Mar-05	147.40	147.51	146.19	142.83
Apr-00	104.82	106.69	103.17	105.18	Apr-05	153.57	152.94	155.48	153.99
May-00	107.44	106.51	111.75	107.22	May-05	162.85	164.44	161.56	162.00
Jun-00	110.06	109.12	107.40	109.92	Jun-05	163.72	162.77	163.11	164.16
Jul-00	117.42	117.80	120.23	116.89	Jul-05	163.16	164.81	164.36	162.62
Aug-00	122.34	120.98	117.29	121.93	Aug-05	168.69	166.09	167.46	167.40
Sep-00	120.77	121.76	123.02	121.72	Sep-05	161.56	162.51	161.59	163.40
Oct-00	134.30	133.61	131.23	132.15	Oct-05	173.27	175.23	174.31	171.39
Nov-00	131.32	129.70	131.11	132.41	Nov-05	165.93	163.27	164.10	167.77
Dec-00	129.83	132.15	133.13	130.90	Dec-05	168.52	169.22	169.32	168.56
Jan-01	116.31	116.65	116.90	117.98	Jan-06	156.28	163.16	161.15	158.42
Feb-01	106.61	107.06	106.68	108.07	Feb-06	148.78	144.46	145.57	151.02
Mar-01	115.54	114.76	114.88	112.41	Mar-06	166.25	163.67	164.58	161.87
Apr-01	111.44	111.22	111.69	112.07	Apr-06	154.91	157.22	157.75	156.76
May-01	116.45	115.08	115.34	115.28	May-06	167.74	166.86	169.23	164.96
Jun-01	112.22	113.81	113.09	112.76	Jun-06	162.81	161.38	158.47	163.73
Jul-01	122.51	123.21	124.07	121.47	Jul-06	171.93	173.20	174.45	170.36
Aug-01	122.59	121.06	119.93	122.88	Aug-06	174.45	173.16	172.11	174.32
Sep-01	120.81	121.64	121.91	121.56	Sep-06	170.64	170.66	170.46	172.34
Oct-01	126.07	121.09	119.33	125.36	Oct-06	181.34	179.96	179.49	179.20
Nov-01	126.86	126.16	128.29	127.25	Nov-06	179.80	176.54	176.39	179.92
Dec-01	128.70	134.38	134.01	129.02	Dec-06	172.08	176.72	177.33	174.10
Jan-02	119.46	123.40	124.58	122.28	Jan-07	160.61	162.55	163.60	163.09
Feb-02	117.73	113.96	114.18	119.07	Feb-07	157.24	154.90	155.28	158.61
Mar-02	134.00	133.83	132.43	129.84	Mar-07	172.41	172.81	171.38	168.56
Apr-02	131.02	128.72	129.45	131.10	Apr-07	165.33	167.03	167.94	166.82
May-02	133.31	134.37	133.61	132.95	May-07	175.96	175.54	173.58	173.97
Jun-02	132.09	133.33	133.37	132.37	Jun-07	172.91	171.63	172.68	173.41
Jul-02	141.41	141.52	139.18	138.74	Jul-07	177.57	179.24	179.14	175.87
Aug-02	141.74	141.79	142.44	140.90	Aug-07	180.04	180.03	178.79	178.91
Sep-02	127.58	127.42	129.11	131.08	Sep-07	169.67	168.01	169.36	172.50
Oct-02	143.88	145.12	146.24	139.69	Oct-07	180.62	177.46	176.35	178.58
Nov-02	137.86	136.69	134.01	139.00	Nov-07	173.01	169.12	173.66	175.71
Dec-02	131.24	131.16	132.73	134.28	Dec-07	181.15	188.20	184.77	180.50
Jan-03	125.91	128.28	126.95	127.74	Jan-08	171.04	172.82	174.49	173.12
Feb-03	116.12	113.18	118.74	118.75	Feb-08	162.39	161.47	158.83	164.00
Mar-03	133.30	133.87	129.64	128.84	Mar-08	172.95	172.08	173.05	169.25
Apr-03	125.61	127.13	129.41	125.77					
May-03	133.73	135.82	128.21	131.54					
Jun-03	126.28	122.67	127.99	128.30					
Jul-03	133.03	135.95	131.90	134.39					
Aug-03	144.31	142.92	157.78	143.06					
Sep-03	145.78	144.25	133.44	145.67					
Oct-03	166.74	163.08	173.08	163.68					
Nov-03	160.13	160.22	136.98	161.54					
Dec-03	154.87	158.44	171.68	156.53					

Tabela C.4 - PIB Ind. - Ind. Transformação

	Chow-Lin	Fernandez	Litterman	SSC		Chow-Lin	Fernandez	Litterman	SSC
Jan-91	72.96	72.91	72.80	81.53	Jan-95	94.18	94.70	94.46	93.37
Feb-91	67.46	68.14	68.13	60.43	Feb-95	90.30	91.91	93.05	89.54
Mar-91	73.75	73.11	73.25	72.21	Mar-95	106.24	104.12	103.22	107.81
Apr-91	85.51	85.92	85.84	85.09	Apr-95	99.53	100.67	101.29	98.50
May-91	89.18	88.98	89.14	88.89	May-95	102.03	101.98	100.66	102.42
Jun-91	89.25	89.05	88.96	89.96	Jun-95	103.54	102.45	103.16	104.17
Jul-91	97.01	96.87	96.85	97.92	Jul-95	100.77	101.12	100.11	100.52
Aug-91	97.50	97.00	96.45	97.93	Aug-95	103.46	102.84	103.97	104.57
Sep-91	89.70	90.35	90.92	88.37	Sep-95	99.67	99.93	99.82	98.81
Oct-91	95.26	92.60	91.84	98.22	Oct-95	105.24	103.43	104.15	107.42
Nov-91	84.10	83.63	84.52	83.21	Nov-95	103.84	102.97	103.82	103.78
Dec-91	68.59	71.72	71.59	66.52	Dec-95	91.18	93.86	92.30	89.07
Jan-92	66.77	67.65	68.49	66.46	Jan-96	88.35	89.29	89.94	86.65
Feb-92	71.78	71.72	70.72	71.94	Feb-96	86.57	87.48	82.35	85.30
Mar-92	74.90	74.08	74.24	75.05	Mar-96	93.79	91.95	96.42	96.76
Apr-92	76.86	77.87	77.52	76.28	Apr-96	92.30	92.50	89.33	92.36
May-92	79.59	79.69	79.97	79.60	May-96	99.39	98.17	107.78	102.31
Jun-92	84.09	82.98	83.06	84.66	Jun-96	96.49	97.50	91.07	93.51
Jul-92	87.45	87.03	86.89	88.23	Jul-96	116.17	115.70	121.46	118.48
Aug-92	85.60	85.75	86.13	85.55	Aug-96	117.26	117.38	105.39	113.88
Sep-92	86.00	86.28	86.03	85.27	Sep-96	112.20	112.55	118.78	113.26
Oct-92	89.66	88.04	88.07	91.68	Oct-96	108.78	107.74	100.80	107.97
Nov-92	87.51	86.87	86.56	87.37	Nov-96	100.94	100.16	110.29	102.92
Dec-92	77.53	79.78	80.07	75.65	Dec-96	88.75	90.58	87.38	87.59
Jan-93	73.11	73.94	74.18	71.89	Jan-97	90.31	89.61	94.60	91.63
Feb-93	73.70	74.81	75.12	72.95	Feb-97	87.76	88.92	83.31	85.87
Mar-93	88.42	86.48	85.93	90.39	Mar-97	97.99	97.53	98.15	98.57
Apr-93	86.24	87.51	87.75	84.60	Apr-97	103.33	104.07	101.91	102.73
May-93	92.68	92.25	91.46	93.48	May-97	105.07	105.01	106.55	104.81
Jun-93	92.73	91.89	92.44	93.58	Jun-97	106.23	105.56	106.19	107.11
Jul-93	94.98	94.93	94.26	95.14	Jul-97	108.96	109.24	109.49	108.84
Aug-93	94.81	94.53	95.33	95.35	Aug-97	108.79	109.03	109.84	108.93
Sep-93	91.46	91.79	91.66	90.77	Sep-97	111.89	111.37	110.31	111.87
Oct-93	93.32	92.05	92.32	95.02	Oct-97	116.97	114.10	114.19	119.30
Nov-93	92.77	92.03	92.01	93.02	Nov-97	104.42	104.26	102.74	103.09
Dec-93	83.31	85.32	85.08	81.36	Dec-97	89.20	92.23	93.66	88.20
Jan-94	79.36	79.83	80.30	78.34	Jan-98	84.77	85.61	84.97	83.37
Feb-94	75.68	77.29	76.76	74.21	Feb-98	82.68	83.81	85.65	82.00
Mar-94	92.07	89.98	90.05	94.55	Mar-98	96.87	94.90	93.71	98.96
Apr-94	85.74	87.46	87.13	83.57	Apr-98	96.67	97.70	98.70	95.69
May-94	96.07	95.19	95.25	97.84	May-98	103.51	103.08	101.39	104.29
Jun-94	95.61	94.75	95.03	96.00	Jun-98	103.36	102.76	103.44	103.56
Jul-94	96.60	97.31	97.37	96.64	Jul-98	106.52	106.37	105.49	107.19
Aug-94	105.57	104.73	105.39	107.15	Aug-98	103.80	103.96	105.31	103.81
Sep-94	103.89	104.02	103.30	102.27	Sep-98	103.36	103.35	102.88	102.67
Oct-94	105.84	104.80	105.27	107.37	Oct-98	104.05	102.34	102.69	106.00
Nov-94	106.80	106.26	105.17	106.80	Nov-98	100.11	99.28	98.36	100.08
Dec-94	100.35	101.93	102.55	98.82	Dec-98	85.61	88.14	88.73	83.69

	Chow-Lin	Fernandez	Litterman	SSC		Chow-Lin	Fernandez	Litterman	SSC
Jan-99	80.83	81.55	81.47	79.46	Jan-04	98.55	98.76	100.30	98.69
Feb-99	78.41	79.73	80.56	77.29	Feb-04	95.85	97.49	97.52	95.04
Mar-99	93.95	91.91	91.17	96.45	Mar-04	114.99	113.14	111.57	115.67
Apr-99	93.08	94.18	94.57	91.59	Apr-04	114.35	115.17	115.88	113.80
May-99	99.28	98.86	97.65	100.12	May-04	120.75	120.27	118.56	120.66
Jun-99	98.91	98.23	99.05	99.56	Jun-04	119.62	119.29	120.28	120.25
Jul-99	99.21	99.68	99.01	99.01	Jul-04	121.26	122.08	120.98	119.42
Aug-99	102.73	102.32	103.90	103.65	Aug-04	123.33	123.05	123.96	123.64
Sep-99	102.04	101.99	101.07	101.34	Sep-04	122.31	121.77	121.96	123.84
Oct-99	105.69	104.09	104.74	107.50	Oct-04	122.38	121.28	121.23	122.92
Nov-99	103.51	102.84	101.25	103.39	Nov-04	120.73	120.08	120.33	121.79
Dec-99	91.83	94.09	95.02	90.13	Dec-04	110.41	112.16	111.96	108.80
Jan-00	83.33	84.65	84.32	81.80	Jan-05	103.41	103.56	104.13	102.86
Feb-00	89.98	89.89	91.12	90.85	Feb-05	98.63	100.15	100.10	97.28
Mar-00	95.79	94.56	93.66	96.45	Mar-05	114.34	112.67	112.15	116.24
Apr-00	95.26	96.91	97.70	94.10	Apr-05	115.50	116.39	116.47	114.87
May-00	105.16	104.51	102.64	106.18	May-05	120.34	120.11	119.46	120.87
Jun-00	105.59	104.57	105.65	105.73	Jun-05	120.91	120.26	120.83	121.02
Jul-00	105.90	106.04	105.07	106.15	Jul-05	118.58	119.42	119.04	118.05
Aug-00	110.85	109.90	112.28	112.21	Aug-05	126.02	125.00	125.87	127.36
Sep-00	104.61	105.42	104.01	103.00	Sep-05	121.41	121.58	121.10	120.59
Oct-00	112.93	111.20	112.40	114.77	Oct-05	124.05	123.09	123.57	124.86
Nov-00	108.19	107.82	105.10	106.88	Nov-05	123.85	123.24	122.59	123.93
Dec-00	97.30	99.40	100.92	96.77	Dec-05	114.83	116.41	116.56	113.94
Jan-01	91.05	91.83	90.55	89.05	Jan-06	105.28	106.25	106.25	102.97
Feb-01	87.35	88.60	90.61	87.01	Feb-06	101.66	103.15	102.91	100.85
Mar-01	100.64	98.60	97.87	102.97	Mar-06	117.18	114.72	114.96	120.31
Apr-01	97.67	98.70	99.54	97.47	Apr-06	109.27	110.89	110.52	107.88
May-01	107.51	106.38	105.23	109.46	May-06	121.87	120.48	120.90	124.82
Jun-01	102.17	102.27	102.58	100.42	Jun-06	116.94	116.72	116.67	115.39
Jul-01	107.62	107.51	107.29	109.58	Jul-06	121.54	121.60	122.16	123.36
Aug-01	111.96	111.07	112.15	112.51	Aug-06	130.16	129.01	129.73	131.12
Sep-01	105.02	106.01	105.16	102.50	Sep-06	124.35	125.44	124.17	121.57
Oct-01	112.25	110.51	110.95	114.22	Oct-06	132.85	131.53	132.16	134.55
Nov-01	108.18	107.31	105.06	107.24	Nov-06	131.57	130.71	127.85	130.67
Dec-01	92.00	94.60	96.41	90.96	Dec-06	116.85	119.03	121.26	116.05
Jan-02	90.36	90.61	89.34	89.46	Jan-07	109.64	110.41	108.72	107.30
Feb-02	86.64	87.57	89.88	86.39	Feb-07	103.45	105.12	108.14	102.78
Mar-02	96.15	94.97	93.93	97.31	Mar-07	121.10	118.67	117.34	124.12
Apr-02	104.47	104.01	104.92	106.35	Apr-07	117.28	118.56	120.13	116.51
May-02	105.52	105.24	103.67	105.37	May-07	130.19	128.98	127.41	132.28
Jun-02	102.25	102.99	103.64	100.53	Jun-07	126.32	126.26	126.26	125.01
Jul-02	111.43	111.16	110.72	112.78	Jul-07	130.37	130.72	130.35	130.81
Aug-02	112.67	112.38	114.27	111.89	Aug-07	138.04	136.74	136.65	138.82
Sep-02	111.30	111.86	110.41	110.72	Sep-07	129.03	129.98	130.44	127.81
Oct-02	121.12	119.36	120.07	122.04	Oct-07	142.00	139.58	139.06	144.68
Nov-02	113.17	112.88	109.10	111.86	Nov-07	134.94	134.35	134.59	134.32
Dec-02	98.15	100.19	103.26	98.53	Dec-07	119.48	122.49	122.78	117.42
Jan-03	88.63	89.15	86.61	87.76	Jan-08	119.13	119.20	119.51	119.36
Feb-03	86.11	86.61	90.70	87.57	Feb-08	115.03	116.06	115.85	113.94
Mar-03	93.32	92.29	90.74	92.71	Mar-08	124.36	123.27	123.17	125.23
Apr-03	101.51	100.93	103.27	105.29					
May-03	108.00	107.36	106.43	108.06					
Jun-03	105.97	107.20	105.78	102.13					
Jul-03	115.94	116.45	116.92	116.21					
Aug-03	116.74	117.13	114.37	114.35					
Sep-03	121.08	120.18	122.47	123.20					
Oct-03	122.16	120.51	117.84	121.58					
Nov-03	113.84	113.56	116.50	114.58					
Dec-03	103.12	105.04	104.78	102.96					

Tabela C.5 - PIB Ind. - Ind. Construção Civil

	Chow-Lin	Fernandez	Litterman	SSC		Chow-Lin	Fernandez	Litterman	SSC
Jan-91	67.45	67.14	67.13	65.24	Jan-95	101.82	101.91	102.28	104.61
Feb-91	64.71	64.95	64.87	67.83	Feb-95	94.82	95.19	94.33	99.15
Mar-91	75.89	75.96	76.05	74.98	Mar-95	110.73	110.28	110.76	103.63
Apr-91	88.22	88.15	88.19	85.66	Apr-95	97.51	97.76	97.34	100.15
May-91	93.13	93.10	93.31	93.40	May-95	105.21	105.00	105.65	101.87
Jun-91	95.89	95.98	95.73	98.17	Jun-95	99.20	99.15	98.93	99.91
Jul-91	107.77	107.76	107.97	105.55	Jul-95	96.71	96.87	97.02	97.85
Aug-91	110.75	110.67	110.58	109.96	Aug-95	101.89	101.73	101.19	99.53
Sep-91	105.09	105.18	105.06	108.09	Sep-95	98.17	98.16	98.55	99.37
Oct-91	110.15	109.62	109.90	104.44	Oct-95	101.27	101.05	100.81	99.42
Nov-91	97.39	97.26	97.14	96.71	Nov-95	101.15	101.00	101.83	99.54
Dec-91	77.58	78.24	78.08	83.97	Dec-95	91.52	91.90	91.30	94.98
Jan-92	78.99	79.21	78.93	81.54	Jan-96	95.15	95.16	95.53	95.87
Feb-92	83.52	83.47	83.63	82.44	Feb-96	92.69	92.88	92.00	95.01
Mar-92	85.35	85.17	85.30	83.87	Mar-96	101.60	101.40	101.91	98.56
Apr-92	81.63	81.77	81.74	83.09	Apr-96	99.44	99.51	99.16	99.37
May-92	86.54	86.45	86.62	85.15	May-96	106.58	106.34	107.46	103.42
Jun-92	86.50	86.45	86.31	86.42	Jun-96	99.02	99.19	98.42	102.25
Jul-92	92.52	92.50	92.56	90.47	Jul-96	110.75	110.69	111.23	107.74
Aug-92	90.96	91.00	90.54	91.81	Aug-96	111.00	110.95	109.32	110.71
Sep-92	90.84	90.82	91.22	92.04	Sep-96	106.68	106.81	107.89	109.99
Oct-92	90.68	90.39	90.25	88.65	Oct-96	111.05	110.77	109.89	108.45
Nov-92	85.27	85.20	86.04	84.84	Nov-96	106.98	106.88	109.06	106.26
Dec-92	77.64	78.00	77.31	80.11	Dec-96	97.81	98.19	96.90	101.12
Jan-93	79.55	79.70	80.11	82.14	Jan-97	100.82	100.86	102.05	102.16
Feb-93	80.49	80.73	79.75	83.17	Feb-97	99.92	100.08	98.24	101.80
Mar-93	95.47	95.09	95.65	90.20	Mar-97	108.78	108.58	109.22	105.55
Apr-93	88.55	88.70	88.22	90.00	Apr-97	110.25	110.19	109.45	108.48
May-93	93.43	93.35	94.10	92.09	May-97	110.26	110.24	111.22	110.35
Jun-93	92.67	92.60	92.34	92.56	Jun-97	109.67	109.75	109.52	111.35
Jul-93	95.94	95.90	96.21	94.12	Jul-97	118.07	118.07	118.41	116.57
Aug-93	95.07	95.03	94.33	94.76	Aug-97	118.02	118.07	117.50	119.12
Sep-93	91.89	91.97	92.35	94.02	Sep-97	120.83	120.76	121.00	121.22
Oct-93	95.14	94.93	94.64	93.49	Oct-97	126.78	126.29	126.28	121.50
Nov-93	94.05	93.93	94.85	92.84	Nov-97	115.78	115.78	116.27	116.72
Dec-93	85.93	86.27	85.65	88.80	Dec-97	104.93	105.42	104.94	109.27
Jan-94	87.29	87.39	87.83	89.47	Jan-98	106.51	106.59	106.81	108.47
Feb-94	84.78	85.07	84.16	88.14	Feb-98	100.69	101.04	100.43	105.14
Mar-94	99.34	98.95	99.43	93.80	Mar-98	117.79	117.36	117.75	111.38
Apr-94	87.80	88.06	87.59	90.94	Apr-98	113.03	113.07	112.86	112.81
May-94	96.27	96.11	96.76	93.61	May-98	116.65	116.55	117.00	115.29
Jun-94	95.74	95.64	95.46	95.27	Jun-98	113.31	113.37	113.13	114.90
Jul-94	95.45	95.67	95.78	97.17	Jul-98	121.11	121.03	121.22	118.37
Aug-94	106.32	106.14	105.64	103.54	Aug-98	118.53	118.54	117.95	119.07
Sep-94	106.33	106.29	106.67	107.39	Sep-98	116.04	116.11	116.51	118.24
Oct-94	109.32	109.21	108.93	108.97	Oct-98	116.42	116.27	115.99	115.35
Nov-94	110.34	110.30	111.05	109.91	Nov-98	114.95	114.80	115.75	113.20
Dec-94	107.22	107.37	106.89	108.01	Dec-98	104.18	104.49	103.81	107.01

	Chow-Lin	Fernandez	Litterman	SSC		Chow-Lin	Fernandez	Litterman	SSC
Jan-99	99.72	99.90	100.35	103.60	Jan-04	99.34	99.50	99.38	102.30
Feb-99	98.87	99.09	98.13	101.14	Feb-04	97.82	98.08	100.51	100.93
Mar-99	112.60	112.19	112.71	106.45	Mar-04	113.62	113.19	110.88	107.54
Apr-99	105.83	105.96	105.49	106.86	Apr-04	108.47	108.52	110.21	109.02
May-99	112.23	112.09	112.69	110.14	May-04	111.63	111.56	106.39	110.53
Jun-99	109.46	109.47	109.34	110.51	Jun-04	109.42	109.44	112.92	109.96
Jul-99	114.44	114.46	114.65	113.13	Jul-04	112.58	112.64	109.43	111.18
Aug-99	116.66	116.58	116.31	115.71	Aug-04	115.37	115.29	121.51	114.59
Sep-99	113.45	113.51	113.59	115.72	Sep-04	114.65	114.67	111.66	116.83
Oct-99	117.28	117.03	117.01	115.21	Oct-04	120.74	120.48	123.92	118.86
Nov-99	112.99	112.94	113.21	112.84	Nov-04	116.19	116.18	111.15	116.43
Dec-99	105.70	106.00	105.75	107.92	Dec-04	108.98	109.25	110.83	110.61
Jan-00	100.76	100.99	101.00	104.50	Jan-05	104.11	104.17	101.83	105.99
Feb-00	106.22	106.20	106.01	105.25	Feb-05	98.21	98.48	101.33	101.49
Mar-00	110.81	110.59	110.78	108.04	Mar-05	111.21	110.88	110.37	106.04
Apr-00	106.46	106.64	106.49	108.11	Apr-05	109.34	109.38	110.47	109.03
May-00	114.92	114.73	115.06	112.10	May-05	110.83	110.85	109.26	111.06
Jun-00	111.22	111.24	111.05	112.40	Jun-05	112.50	112.45	112.94	112.58
Jul-00	115.64	115.71	115.77	114.71	Jul-05	111.30	111.49	110.83	112.63
Aug-00	123.17	122.90	122.52	119.63	Aug-05	119.68	119.49	121.08	116.98
Sep-00	113.15	113.35	113.67	117.62	Sep-05	117.68	117.68	116.75	119.05
Oct-00	119.48	119.22	119.03	117.01	Oct-05	121.11	120.96	121.91	120.47
Nov-00	117.33	117.18	118.12	115.88	Nov-05	120.69	120.64	118.69	120.26
Dec-00	106.36	106.77	106.02	110.27	Dec-05	115.71	115.91	116.91	116.78
Jan-01	110.17	110.20	110.72	111.35	Jan-06	111.01	111.07	109.85	112.86
Feb-01	105.74	106.02	104.99	109.26	Feb-06	104.54	104.85	106.40	108.27
Mar-01	117.90	117.59	118.09	113.20	Mar-06	118.39	118.01	117.67	112.80
Apr-01	111.89	111.97	111.52	111.72	Apr-06	107.77	108.03	108.64	110.94
May-01	118.41	118.10	118.85	114.20	May-06	119.29	119.03	118.32	115.32
Jun-01	104.95	105.18	104.88	109.33	Jun-06	115.13	115.12	115.22	115.92
Jul-01	110.55	110.66	110.75	109.82	Jul-06	121.59	121.61	121.46	120.19
Aug-01	116.50	116.24	115.76	113.07	Aug-06	127.96	127.76	128.53	125.45
Sep-01	105.76	105.93	106.31	109.93	Sep-06	121.17	121.34	120.72	125.06
Oct-01	112.24	111.92	111.83	109.05	Oct-06	128.05	127.81	128.31	125.69
Nov-01	108.01	107.87	109.25	106.77	Nov-06	124.98	124.88	123.53	124.20
Dec-01	95.32	95.78	94.49	99.75	Dec-06	114.99	115.31	116.17	118.12
Jan-02	99.12	99.16	99.93	100.21	Jan-07	112.87	112.92	111.92	114.72
Feb-02	98.00	98.12	95.76	99.50	Feb-07	106.20	106.54	107.99	110.40
Mar-02	104.44	104.29	105.86	101.85	Mar-07	122.42	122.03	121.58	116.37
Apr-02	107.89	107.76	106.40	104.54	Apr-07	116.19	116.35	117.10	117.75
May-02	107.03	106.94	109.58	106.27	May-07	125.87	125.66	124.93	122.77
Jun-02	100.29	100.51	99.23	104.39	Jun-07	121.81	121.85	121.85	123.36
Jul-02	107.51	107.59	108.92	107.53	Jul-07	127.98	128.01	127.84	126.81
Aug-02	110.87	110.82	109.00	110.43	Aug-07	134.26	134.05	134.48	131.62
Sep-02	112.46	112.43	112.92	112.88	Sep-07	127.06	127.25	127.00	130.87
Oct-02	121.67	121.25	120.76	116.89	Oct-07	139.83	139.36	139.72	134.15
Nov-02	115.59	115.54	116.63	115.72	Nov-07	131.26	131.22	130.54	131.82
Dec-02	104.20	104.68	104.07	108.84	Dec-07	119.57	120.08	120.40	124.69
Jan-03	104.11	104.21	104.59	105.64	Jan-08	125.03	124.94	124.29	124.58
Feb-03	102.98	103.01	101.98	103.12	Feb-08	118.86	119.08	120.00	122.00
Mar-03	103.59	103.46	104.11	101.91	Mar-08	127.72	127.59	127.31	125.03
Apr-03	99.64	99.70	99.08	99.51					
May-03	102.89	102.70	103.96	100.35					
Jun-03	95.40	95.53	94.89	98.07					
Jul-03	103.74	103.74	104.43	102.47					
Aug-03	104.44	104.46	103.48	105.08					
Sep-03	107.00	106.98	107.26	107.63					
Oct-03	115.46	115.03	114.55	110.38					
Nov-03	109.63	109.55	109.46	109.36					
Dec-03	97.89	98.40	98.97	103.24					

Tabela C.6 - PIB Ind. - Ind. Dist. Energia, Gás, etc.

	Chow-Lin	Fernandez	Litterman	SSC		Chow-Lin	Fernandez	Litterman	SSC
Jan-91	82.32	81.81	81.88	80.45	Jan-95	102.08	101.74	102.11	100.87
Feb-91	76.39	77.15	76.67	79.39	Feb-95	95.65	96.73	95.94	99.80
Mar-91	82.10	81.84	82.26	80.96	Mar-95	105.09	104.35	104.78	102.15
Apr-91	79.53	79.42	79.16	80.01	Apr-95	97.58	97.72	97.29	99.26
May-91	80.23	80.11	80.61	79.80	May-95	100.36	99.93	100.35	98.58
Jun-91	79.37	79.60	79.35	79.33	Jun-95	97.05	97.34	97.35	97.15
Jul-91	81.42	81.35	81.59	80.79	Jul-95	98.95	98.94	99.07	98.40
Aug-91	82.53	82.36	82.08	81.94	Aug-95	101.01	100.72	100.90	99.94
Sep-91	80.40	80.64	80.68	81.62	Sep-95	98.15	98.46	98.14	99.78
Oct-91	84.20	83.91	83.91	82.58	Oct-95	102.42	102.22	102.41	101.22
Nov-91	80.98	81.21	81.51	82.08	Nov-95	100.11	100.35	99.89	101.20
Dec-91	81.48	81.53	81.24	81.99	Dec-95	101.58	101.54	101.82	101.69
Jan-92	82.90	82.84	82.99	82.41	Jan-96	103.23	103.11	102.87	102.50
Feb-92	80.46	80.79	80.02	81.72	Feb-96	99.78	100.35	100.68	101.97
Mar-92	83.00	82.73	83.36	82.23	Mar-96	105.09	104.65	104.54	103.64
Apr-92	78.30	78.37	77.86	79.61	Apr-96	101.10	101.01	101.23	101.94
May-92	80.19	79.91	80.98	79.05	May-96	102.48	102.18	101.85	101.29
Jun-92	78.67	78.88	78.31	78.49	Jun-96	99.41	99.80	99.92	99.77
Jul-92	81.66	81.49	82.16	80.78	Jul-96	102.33	102.14	101.92	101.14
Aug-92	81.87	81.84	81.07	81.86	Aug-96	102.93	102.78	103.11	102.49
Sep-92	80.82	81.01	81.12	81.71	Sep-96	101.31	101.64	101.54	102.94
Oct-92	83.73	83.55	83.21	82.42	Oct-96	106.65	106.50	106.76	105.56
Nov-92	81.19	81.38	81.51	82.11	Nov-96	104.84	105.19	105.28	106.36
Dec-92	81.98	81.96	82.19	82.37	Dec-96	108.28	108.08	107.73	107.85
Jan-93	83.73	83.58	83.56	83.23	Jan-97	110.78	110.35	110.60	109.26
Feb-93	79.17	80.02	80.19	82.43	Feb-97	103.97	104.87	104.02	107.51
Mar-93	88.39	87.68	87.52	85.62	Mar-97	110.87	110.40	111.00	108.85
Apr-93	84.64	84.57	84.83	85.53	Apr-97	106.47	106.35	105.83	106.96
May-93	86.95	86.71	86.43	85.96	May-97	107.33	107.09	107.81	106.44
Jun-93	85.09	85.40	85.43	85.19	Jun-97	105.26	105.61	105.40	105.65
Jul-93	87.43	87.25	87.16	86.39	Jul-97	108.50	108.39	108.74	107.78
Aug-93	87.03	86.99	87.15	86.99	Aug-97	109.54	109.48	109.39	109.40
Sep-93	85.79	86.01	85.95	86.87	Sep-97	109.32	109.49	109.23	110.18
Oct-93	89.02	88.97	88.99	88.17	Oct-97	114.26	113.96	114.14	112.53
Nov-93	87.74	87.90	87.69	88.47	Nov-97	111.50	111.78	111.56	112.78
Dec-93	88.83	88.72	88.91	88.95	Dec-97	112.69	112.71	112.76	113.15
Jan-94	89.25	89.19	89.09	89.12	Jan-98	114.41	114.20	114.13	113.65
Feb-94	85.37	86.09	86.33	88.06	Feb-98	107.01	108.11	107.81	111.25
Mar-94	93.07	92.41	92.27	90.51	Mar-98	116.53	115.64	116.02	113.06
Apr-94	88.26	88.32	88.55	89.55	Apr-98	109.88	109.70	109.48	110.31
May-94	91.83	91.38	91.05	89.99	May-98	110.23	109.92	110.13	109.05
Jun-94	88.22	88.62	88.73	88.78	Jun-98	106.50	106.99	107.00	107.24
Jul-94	89.69	89.78	89.49	89.64	Jul-98	109.40	109.37	109.52	108.74
Aug-94	91.87	91.68	91.88	91.15	Aug-98	110.50	110.37	110.86	110.08
Sep-94	91.29	91.39	91.48	92.06	Sep-98	109.20	109.35	108.72	110.29
Oct-94	95.50	95.36	95.47	94.60	Oct-98	112.34	112.20	112.61	111.48
Nov-94	94.12	94.51	94.77	95.74	Nov-98	109.18	109.55	108.39	110.72
Dec-94	98.95	98.70	98.33	98.23	Dec-98	111.60	111.37	112.12	110.91

	Chow-Lin	Fernandez	Litterman	SSC		Chow-Lin	Fernandez	Litterman	SSC
Jan-99	111.87	111.62	110.96	110.93	Jan-04	122.26	122.26	123.00	122.64
Feb-99	104.58	105.69	106.62	108.86	Feb-04	119.27	120.17	119.68	122.63
Mar-99	115.11	114.25	113.97	111.77	Mar-04	130.23	129.33	129.08	126.50
Apr-99	110.07	109.97	110.57	110.90	Apr-04	126.38	126.12	126.26	126.50
May-99	112.09	111.76	111.14	110.79	May-04	127.58	127.30	126.89	126.50
Jun-99	108.89	109.32	109.35	109.36	Jun-04	123.98	124.51	124.78	124.94
Jul-99	110.76	110.76	110.46	110.24	Jul-04	125.68	125.74	125.34	125.66
Aug-99	111.55	111.43	111.65	111.12	Aug-04	126.52	126.43	126.64	126.33
Sep-99	110.21	110.34	110.42	111.15	Sep-04	126.01	126.04	126.23	126.21
Oct-99	113.23	113.09	113.18	112.36	Oct-04	128.09	128.13	128.07	126.38
Nov-99	110.83	111.21	111.32	112.41	Nov-04	126.05	126.40	126.87	126.87
Dec-99	114.79	114.55	114.35	114.08	Dec-04	128.81	128.42	128.01	129.70
Jan-00	116.28	116.22	116.41	115.87	Jan-05	128.58	128.42	128.72	129.31
Feb-00	113.80	114.36	113.89	115.90	Feb-05	119.46	120.79	119.53	124.84
Mar-00	119.30	118.80	119.08	117.61	Mar-05	131.22	130.06	131.01	125.11
Apr-00	113.78	113.82	113.49	114.95	Apr-05	131.12	130.59	130.00	127.27
May-00	115.76	115.36	115.56	114.12	May-05	127.94	127.89	128.78	128.16
Jun-00	111.83	112.18	112.33	112.30	Jun-05	124.02	124.59	124.29	127.64
Jul-00	112.85	112.91	113.01	112.83	Jul-05	127.79	128.13	128.45	128.01
Aug-00	115.61	115.27	115.96	114.35	Aug-05	131.96	131.45	131.31	129.98
Sep-00	113.52	113.80	112.99	114.79	Sep-05	128.65	128.83	128.65	130.41
Oct-00	121.50	120.89	121.40	118.51	Oct-05	137.07	136.54	136.65	134.38
Nov-00	117.04	117.44	115.87	118.91	Nov-05	132.89	133.35	133.06	135.18
Dec-00	118.19	118.40	119.46	119.31	Dec-05	136.06	136.12	136.31	136.46
Jan-01	120.44	120.34	119.45	120.01	Jan-06	128.26	127.90	127.81	131.02
Feb-01	113.18	114.42	116.19	118.02	Feb-06	119.92	121.32	121.32	124.58
Mar-01	125.09	123.95	123.08	120.68	Mar-06	132.64	131.60	131.69	125.21
Apr-01	120.27	119.57	120.87	118.42	Apr-06	130.14	130.22	130.36	128.58
May-01	118.86	118.00	116.46	115.64	May-06	132.92	132.51	132.66	131.74
Jun-01	102.15	103.71	103.95	107.23	Jun-06	130.12	130.45	130.15	132.86
Jul-01	100.48	101.00	100.06	102.07	Jul-06	136.88	136.86	136.99	135.57
Aug-01	101.41	100.97	101.77	99.77	Aug-06	140.27	139.76	139.44	138.37
Sep-01	97.96	97.87	98.01	98.01	Sep-06	134.81	135.34	135.53	138.02
Oct-01	101.80	101.46	101.63	99.88	Oct-06	141.36	141.25	140.90	140.00
Nov-01	100.00	100.19	100.01	100.90	Nov-06	138.65	139.00	139.07	140.36
Dec-01	101.45	101.59	101.59	102.47	Dec-06	142.03	141.79	142.07	141.68
Jan-02	105.82	105.60	105.64	105.25	Jan-07	132.20	131.89	131.99	135.69
Feb-02	100.57	101.79	102.01	105.31	Feb-07	123.17	124.84	125.15	128.81
Mar-02	114.84	113.85	113.59	110.68	Mar-07	140.03	138.67	138.26	130.90
Apr-02	113.62	113.11	113.62	112.64	Apr-07	139.98	139.62	140.14	136.51
May-02	113.59	113.48	112.94	113.22	May-07	140.51	140.20	139.30	139.85
Jun-02	110.22	110.85	110.89	111.58	Jun-07	135.70	136.36	136.75	139.83
Jul-02	111.60	111.60	111.23	111.24	Jul-07	141.61	141.70	141.11	140.86
Aug-02	113.66	113.19	113.25	112.02	Aug-07	144.08	143.74	144.58	142.89
Sep-02	109.30	109.77	110.07	111.31	Sep-07	141.99	142.24	142.00	143.93
Oct-02	118.34	117.67	117.71	114.88	Oct-07	151.90	151.35	151.83	148.87
Nov-02	113.44	113.90	114.55	115.59	Nov-07	146.87	147.49	146.95	149.73
Dec-02	115.23	115.44	114.75	116.54	Dec-07	150.78	150.71	150.77	150.95
Jan-03	118.26	118.13	118.55	117.66	Jan-08	140.13	139.89	139.76	143.87
Feb-03	113.50	114.21	112.83	116.25	Feb-08	134.29	135.19	135.20	137.16
Mar-03	119.24	118.66	119.62	117.09	Mar-08	142.60	141.95	142.07	136.00
Apr-03	113.31	113.16	112.50	113.88					
May-03	113.74	113.46	115.19	112.66					
Jun-03	111.12	111.54	110.47	111.62					
Jul-03	115.40	115.25	116.23	114.62					
Aug-03	116.26	116.21	114.38	116.18					
Sep-03	115.56	115.76	116.62	116.41					
Oct-03	119.97	119.66	118.63	117.97					
Nov-03	116.72	117.12	118.47	118.46					
Dec-03	120.19	120.10	119.78	120.45					

Tabela C.7 - PIB Serviços

	Chow-Lin	Fernandez	Litterman	SSC		Chow-Lin	Fernandez	Litterman	SSC
Jan-91	89.57	90.41	90.46	94.96	Jan-95	96.91	96.96	96.99	99.11
Feb-91	90.06	89.83	89.84	88.80	Feb-95	95.71	95.73	95.71	95.45
Mar-91	89.27	88.65	88.60	85.13	Mar-95	95.31	95.26	95.24	93.38
Apr-91	88.74	88.66	88.67	86.73	Apr-95	97.33	97.36	97.33	95.99
May-91	87.57	87.61	87.59	87.93	May-95	97.63	97.63	97.64	97.79
Jun-91	87.24	87.28	87.29	88.89	Jun-95	97.90	97.88	97.89	99.08
Jul-91	90.84	90.89	90.87	90.24	Jul-95	101.31	101.30	101.30	100.60
Aug-91	90.91	90.90	90.91	90.96	Aug-95	101.76	101.75	101.75	101.85
Sep-91	90.56	90.52	90.53	91.12	Sep-95	102.42	102.44	102.45	103.04
Oct-91	90.72	90.71	90.74	90.51	Oct-95	104.34	104.30	104.30	104.18
Nov-91	90.23	90.23	90.22	90.25	Nov-95	104.74	104.73	104.74	104.74
Dec-91	90.01	90.02	90.01	90.20	Dec-95	104.63	104.67	104.68	104.79
Jan-92	84.16	84.14	84.13	86.39	Jan-96	98.16	98.17	98.20	100.38
Feb-92	84.37	84.39	84.40	84.11	Feb-96	97.93	97.95	97.94	97.67
Mar-92	84.82	84.82	84.83	82.85	Mar-96	98.06	98.03	98.00	96.11
Apr-92	87.20	87.22	87.22	85.86	Apr-96	100.24	100.24	100.20	98.91
May-92	87.91	87.90	87.90	88.08	May-96	100.89	100.88	100.87	101.06
Jun-92	88.68	88.66	88.66	89.86	Jun-96	101.75	101.76	101.81	102.91
Jul-92	92.72	92.70	92.69	92.01	Jul-96	106.04	106.08	106.10	105.30
Aug-92	93.46	93.45	93.45	93.55	Aug-96	106.20	106.20	106.22	106.28
Sep-92	94.08	94.10	94.12	94.70	Sep-96	105.34	105.30	105.26	105.99
Oct-92	95.64	95.62	95.63	95.46	Oct-96	104.36	104.36	104.39	104.18
Nov-92	95.69	95.68	95.68	95.69	Nov-96	103.54	103.53	103.51	103.55
Dec-92	95.21	95.23	95.22	95.38	Dec-96	103.77	103.79	103.78	103.94
Jan-93	88.29	88.32	88.35	90.50	Jan-97	99.22	99.16	99.11	101.47
Feb-93	87.67	87.69	87.68	87.41	Feb-97	100.16	100.18	100.20	99.90
Mar-93	87.41	87.36	87.34	85.47	Mar-97	100.86	100.90	100.93	98.87
Apr-93	89.15	89.16	89.15	87.81	Apr-97	103.06	103.11	103.14	101.71
May-93	89.66	89.65	89.65	89.82	May-97	103.45	103.45	103.44	103.62
Jun-93	90.66	90.65	90.66	91.83	Jun-97	103.74	103.70	103.68	104.93
Jul-93	95.38	95.34	95.31	94.68	Jul-97	107.08	107.08	107.06	106.36
Aug-93	96.54	96.53	96.53	96.63	Aug-97	107.29	107.29	107.29	107.39
Sep-93	97.37	97.42	97.44	97.98	Sep-97	107.52	107.53	107.55	108.15
Oct-93	98.96	98.96	98.97	98.78	Oct-97	108.77	108.76	108.78	108.60
Nov-93	98.91	98.90	98.90	98.92	Nov-97	108.67	108.66	108.67	108.67
Dec-93	98.20	98.21	98.20	98.37	Dec-97	108.18	108.20	108.17	108.35
Jan-94	90.88	90.93	90.97	93.08	Jan-98	101.40	101.39	101.40	103.64
Feb-94	89.93	89.95	89.95	89.66	Feb-98	101.21	101.23	101.22	100.95
Mar-94	89.37	89.30	89.26	87.43	Mar-98	101.73	101.73	101.73	99.76
Apr-94	90.79	90.79	90.79	89.46	Apr-98	104.69	104.70	104.67	103.36
May-94	91.40	91.40	91.40	91.57	May-98	105.48	105.47	105.48	105.64
Jun-94	92.93	92.93	92.94	94.10	Jun-98	105.85	105.84	105.87	107.02
Jul-94	98.68	98.58	98.52	98.00	Jul-98	108.97	109.01	109.04	108.23
Aug-94	100.77	100.76	100.76	100.86	Aug-98	108.77	108.77	108.77	108.86
Sep-94	102.57	102.67	102.73	103.15	Sep-98	108.35	108.32	108.29	109.00
Oct-94	105.27	105.27	105.29	105.09	Oct-98	108.64	108.61	108.61	108.48
Nov-94	105.70	105.69	105.71	105.71	Nov-98	108.37	108.36	108.36	108.38
Dec-94	104.90	104.91	104.87	105.07	Dec-98	108.49	108.53	108.53	108.65

	Chow-Lin	Fernandez	Litterman	SSC		Chow-Lin	Fernandez	Litterman	SSC
Jan-99	103.17	103.14	103.12	105.41	Jan-04	117.79	117.74	117.72	120.04
Feb-99	103.58	103.60	103.60	103.32	Feb-04	118.84	118.85	118.85	118.58
Mar-99	103.93	103.94	103.96	101.95	Mar-04	119.86	119.90	119.92	117.87
Apr-99	105.92	105.98	105.98	104.57	Apr-04	122.62	122.68	122.69	121.26
May-99	106.07	106.06	106.06	106.23	May-04	123.11	123.10	123.11	123.28
Jun-99	106.04	106.00	105.99	107.23	Jun-04	123.03	122.98	122.96	124.22
Jul-99	108.97	108.99	109.00	108.24	Jul-04	125.48	125.51	125.53	124.74
Aug-99	108.90	108.90	108.90	108.99	Aug-04	125.23	125.23	125.22	125.32
Sep-99	108.95	108.93	108.92	109.59	Sep-04	125.37	125.34	125.33	126.01
Oct-99	110.09	110.04	110.03	109.95	Oct-04	126.85	126.80	126.78	126.70
Nov-99	110.49	110.48	110.48	110.49	Nov-04	127.42	127.42	127.42	127.43
Dec-99	111.16	111.22	111.24	111.30	Dec-04	128.11	128.17	128.18	128.25
Jan-00	106.33	106.30	106.29	108.57	Jan-05	123.11	123.08	123.06	125.36
Feb-00	107.00	107.02	107.02	106.74	Feb-05	123.93	123.94	123.94	123.67
Mar-00	107.40	107.41	107.42	105.42	Mar-05	124.78	124.80	124.82	122.79
Apr-00	109.22	109.28	109.30	107.87	Apr-05	127.40	127.45	127.45	126.04
May-00	109.35	109.35	109.35	109.52	May-05	127.80	127.79	127.80	127.97
Jun-00	109.47	109.42	109.40	110.66	Jun-05	127.67	127.62	127.61	128.85
Jul-00	112.71	112.70	112.69	111.99	Jul-05	130.08	130.13	130.16	129.33
Aug-00	112.96	112.96	112.96	113.06	Aug-05	129.70	129.69	129.69	129.78
Sep-00	113.39	113.40	113.41	114.01	Sep-05	129.57	129.52	129.49	130.23
Oct-00	115.00	114.97	114.98	114.84	Oct-05	130.63	130.56	130.54	130.49
Nov-00	115.27	115.27	115.27	115.27	Nov-05	131.22	131.21	131.20	131.22
Dec-00	115.21	115.24	115.23	115.37	Dec-05	132.35	132.43	132.46	132.49
Jan-01	108.96	108.94	108.94	111.19	Jan-06	128.28	128.25	128.23	130.53
Feb-01	109.01	109.02	109.01	108.75	Feb-06	129.38	129.40	129.41	129.12
Mar-01	109.52	109.52	109.53	107.54	Mar-06	129.90	129.92	129.92	127.92
Apr-01	112.20	112.24	112.23	110.85	Apr-06	131.53	131.61	131.63	130.16
May-01	112.64	112.63	112.65	112.80	May-06	131.51	131.50	131.49	131.68
Jun-01	112.54	112.50	112.50	113.72	Jun-06	131.46	131.40	131.38	132.66
Jul-01	115.01	115.05	115.07	114.28	Jul-06	134.48	134.51	134.52	133.74
Aug-01	114.72	114.71	114.71	114.81	Aug-06	134.53	134.53	134.54	134.62
Sep-01	114.73	114.70	114.68	115.37	Sep-06	134.70	134.67	134.66	135.35
Oct-01	116.02	115.97	115.95	115.87	Oct-06	135.96	135.89	135.88	135.82
Nov-01	116.41	116.41	116.41	116.42	Nov-06	136.71	136.70	136.69	136.71
Dec-01	116.92	116.98	116.99	117.06	Dec-06	137.97	138.05	138.07	138.11
Jan-02	111.74	111.71	111.70	113.98	Jan-07	134.02	133.98	133.96	136.26
Feb-02	112.30	112.32	112.32	112.04	Feb-07	135.19	135.21	135.22	134.93
Mar-02	112.83	112.84	112.85	110.85	Mar-07	135.76	135.78	135.79	133.78
Apr-02	115.03	115.08	115.09	113.68	Apr-07	137.41	137.49	137.52	136.04
May-02	115.38	115.37	115.38	115.55	May-07	137.41	137.41	137.40	137.58
Jun-02	115.58	115.54	115.53	116.76	Jun-07	137.41	137.34	137.31	138.61
Jul-02	118.76	118.77	118.76	118.04	Jul-07	140.47	140.48	140.48	139.74
Aug-02	118.95	118.95	118.94	119.04	Aug-07	140.71	140.71	140.71	140.80
Sep-02	119.28	119.29	119.29	119.92	Sep-07	141.24	141.24	141.24	141.89
Oct-02	120.76	120.74	120.73	120.60	Oct-07	143.06	143.03	143.02	142.93
Nov-02	120.94	120.93	120.93	120.94	Nov-07	144.04	144.05	144.04	144.05
Dec-02	120.79	120.82	120.82	120.95	Dec-07	145.23	145.25	145.27	145.34
Jan-03	114.45	114.46	114.46	116.67	Jan-08	140.88	140.69	140.68	143.03
Feb-03	114.21	114.22	114.22	113.95	Feb-08	141.86	141.81	141.81	141.56
Mar-03	114.18	114.16	114.16	112.22	Mar-08	142.42	142.66	142.67	140.57
Apr-03	116.01	116.07	116.06	114.66					
May-03	116.07	116.06	116.07	116.23					
Jun-03	116.01	115.96	115.96	117.20					
Jul-03	118.94	118.95	118.96	118.21					
Aug-03	119.00	119.00	118.99	119.09					
Sep-03	119.31	119.29	119.28	119.94					
Oct-03	120.86	120.80	120.80	120.72					
Nov-03	121.57	121.56	121.56	121.57					
Dec-03	122.46	122.53	122.53	122.60					

Tabela C.8 - PIB Industrial

	Chow-Lin	Fernandez	Litterman	SSC		Chow-Lin	Fernandez	Litterman	SSC
Jan-91	73.53	73.39	73.35	79.09	Jan-95	96.52	96.85	96.83	96.45
Feb-91	68.53	69.16	69.09	64.58	Feb-95	91.73	93.08	93.63	92.57
Mar-91	75.56	75.07	75.18	73.95	Mar-95	106.86	105.18	104.65	106.09
Apr-91	85.33	85.56	85.51	84.57	Apr-95	98.83	99.84	100.20	98.86
May-91	88.92	88.77	88.85	88.67	May-95	102.00	101.62	100.68	101.49
Jun-91	89.09	89.01	88.98	90.10	Jun-95	101.84	101.21	101.79	102.32
Jul-91	96.83	96.75	96.76	96.79	Jul-95	99.88	100.19	99.44	99.77
Aug-91	97.73	97.40	97.21	97.81	Aug-95	102.85	102.33	103.21	103.03
Sep-91	90.98	91.38	91.57	90.93	Sep-95	99.13	99.34	99.21	99.06
Oct-91	96.94	94.96	94.64	97.51	Oct-95	104.44	103.18	103.71	105.25
Nov-91	86.54	86.21	86.55	86.01	Nov-95	103.04	102.44	102.96	102.86
Dec-91	72.49	74.79	74.77	72.43	Dec-95	92.86	94.71	93.66	92.21
Jan-92	71.26	71.95	72.27	71.52	Jan-96	91.51	92.16	92.57	90.49
Feb-92	74.89	74.84	74.45	74.99	Feb-96	89.42	90.16	86.69	89.27
Mar-92	77.68	77.04	77.11	77.32	Mar-96	96.60	95.21	98.27	97.77
Apr-92	77.90	78.56	78.46	78.03	Apr-96	94.70	94.79	92.72	94.92
May-92	81.07	81.11	81.14	80.63	May-96	101.16	100.20	106.85	102.34
Jun-92	83.85	83.15	83.22	84.16	Jun-96	97.42	98.30	93.71	96.02
Jul-92	87.64	87.27	87.15	87.67	Jul-96	113.44	113.08	117.03	114.18
Aug-92	86.10	86.20	86.58	86.26	Aug-96	114.27	114.29	105.80	111.88
Sep-92	86.31	86.57	86.31	86.11	Sep-96	109.58	109.93	114.47	111.22
Oct-92	89.50	88.31	88.40	90.25	Oct-96	108.96	108.14	103.24	107.68
Nov-92	86.77	86.36	86.01	86.66	Nov-96	102.52	102.00	109.50	103.98
Dec-92	78.49	80.09	80.36	77.85	Dec-96	93.23	94.57	91.98	93.05
Jan-93	75.69	76.36	76.43	75.30	Jan-97	94.73	94.18	97.99	95.86
Feb-93	75.44	76.38	76.63	75.91	Feb-97	92.12	93.04	88.56	91.63
Mar-93	89.49	87.89	87.57	89.42	Mar-97	101.81	101.44	102.11	101.18
Apr-93	86.17	87.03	87.22	85.55	Apr-97	104.89	105.32	103.56	104.26
May-93	91.86	91.55	91.05	91.97	May-97	106.35	106.29	107.82	106.06
Jun-93	91.51	90.97	91.28	92.03	Jun-97	106.79	106.42	106.64	107.71
Jul-93	94.32	94.21	93.80	93.91	Jul-97	111.04	111.16	111.55	110.53
Aug-93	93.98	93.77	94.19	94.29	Aug-97	110.93	111.13	111.35	111.22
Sep-93	90.94	91.26	91.25	91.04	Sep-97	113.38	113.05	112.44	113.58
Oct-93	93.53	92.68	92.74	94.12	Oct-97	118.51	116.31	116.34	118.84
Nov-93	92.67	92.10	92.28	92.72	Nov-97	107.73	107.68	106.82	107.21
Dec-93	84.91	86.33	86.10	84.27	Dec-97	95.87	98.12	98.95	96.06
Jan-94	82.19	82.52	82.90	81.95	Jan-98	93.09	93.70	93.30	92.50
Feb-94	78.67	79.96	79.45	78.69	Feb-98	89.46	90.45	91.46	90.40
Mar-94	93.45	91.83	91.97	93.67	Mar-98	103.65	102.05	101.44	103.30
Apr-94	86.47	87.72	87.41	85.87	Apr-98	101.62	102.27	102.88	101.05
May-94	95.49	94.75	94.95	95.91	May-98	107.15	106.83	105.96	107.23
Jun-94	94.67	94.16	94.26	94.86	Jun-98	106.05	105.73	105.98	106.54
Jul-94	95.65	96.24	96.29	95.96	Jul-98	110.14	110.04	109.61	109.95
Aug-94	104.04	103.41	103.73	104.45	Aug-98	108.04	108.15	108.73	108.06
Sep-94	102.74	102.77	102.41	102.02	Sep-98	106.81	106.80	106.65	106.98
Oct-94	105.21	104.48	104.67	105.96	Oct-98	107.83	106.63	106.67	108.77
Nov-94	105.85	105.48	104.96	105.97	Nov-98	104.39	103.81	103.58	104.30
Dec-94	101.48	102.58	102.91	100.60	Dec-98	93.21	95.00	95.18	92.36

	Chow-Lin	Fernandez	Litterman	SSC		Chow-Lin	Fernandez	Litterman	SSC
Jan-99	88.94	89.54	89.64	88.72	Jan-04	102.58	102.89	103.33	103.33
Feb-99	86.20	87.30	87.44	86.39	Feb-04	99.82	101.13	102.69	100.31
Mar-99	100.53	98.84	98.59	100.56	Mar-04	117.37	115.75	113.75	116.13
Apr-99	97.79	98.56	98.66	97.09	Apr-04	115.75	116.29	117.72	115.60
May-99	103.25	102.89	102.47	103.28	May-04	121.15	120.79	117.72	120.71
Jun-99	102.20	101.79	102.12	102.87	Jun-04	119.65	119.48	121.11	120.24
Jul-99	103.86	104.22	103.89	103.34	Jul-04	121.46	122.08	120.32	119.88
Aug-99	106.76	106.40	107.10	107.11	Aug-04	123.62	123.39	125.61	123.61
Sep-99	105.29	105.28	104.91	105.45	Sep-04	122.33	121.95	121.48	123.92
Oct-99	109.00	107.84	108.09	109.62	Oct-04	124.11	123.34	124.14	123.90
Nov-99	106.42	105.99	105.34	106.54	Nov-04	121.84	121.39	120.45	122.72
Dec-99	97.72	99.31	99.71	96.97	Dec-04	113.99	115.21	115.35	113.32
Jan-00	91.18	92.14	92.14	90.92	Jan-05	107.97	108.19	108.07	108.18
Feb-00	96.30	96.22	96.62	96.93	Feb-05	102.42	103.56	104.06	102.81
Mar-00	101.88	100.98	100.60	101.50	Mar-05	117.24	115.89	115.49	116.64
Apr-00	99.85	101.08	101.34	99.51	Apr-05	117.88	118.36	118.66	116.96
May-00	108.30	107.73	106.87	108.26	May-05	121.37	121.27	120.49	121.75
Jun-00	107.54	106.89	107.48	107.92	Jun-05	121.62	121.24	121.72	122.16
Jul-00	108.99	109.12	108.62	108.93	Jul-05	120.24	120.94	120.54	120.14
Aug-00	114.17	113.37	114.74	114.25	Aug-05	127.43	126.52	127.48	127.55
Sep-00	107.84	108.50	107.63	107.81	Sep-05	123.33	123.54	122.99	123.33
Oct-00	115.93	114.58	115.27	116.26	Oct-05	127.21	126.51	127.01	127.28
Nov-00	111.72	111.46	109.83	110.88	Nov-05	126.24	125.82	125.04	126.57
Dec-00	102.59	104.21	105.14	103.10	Dec-05	119.87	120.99	121.27	119.47
Jan-01	99.00	99.51	98.75	97.93	Jan-06	111.41	112.31	112.00	110.66
Feb-01	94.53	95.65	96.85	95.55	Feb-06	106.59	107.71	107.85	107.35
Mar-01	107.32	105.67	105.25	107.36	Mar-06	121.62	119.61	119.78	121.62
Apr-01	103.41	104.01	104.57	103.04	Apr-06	113.55	114.78	114.66	113.06
May-01	111.15	110.14	109.43	111.26	May-06	124.84	123.75	124.03	125.81
Jun-01	103.02	103.44	103.58	103.28	Jun-06	120.23	120.09	119.94	119.75
Jul-01	107.93	107.97	107.78	109.26	Jul-06	125.58	125.64	126.04	126.29
Aug-01	112.04	111.27	111.97	111.60	Aug-06	132.95	132.01	132.57	132.91
Sep-01	105.01	105.75	105.25	104.13	Sep-06	127.06	127.94	126.98	126.39
Oct-01	111.72	110.25	110.52	112.22	Oct-06	135.20	134.20	134.67	135.70
Nov-01	108.09	107.50	106.30	107.37	Nov-06	133.44	132.80	130.67	132.93
Dec-01	95.27	97.34	98.27	95.50	Dec-06	121.98	123.63	125.29	122.01
Jan-02	95.03	95.33	94.67	94.67	Jan-07	115.36	115.94	114.71	114.67
Feb-02	91.67	92.39	93.51	92.38	Feb-07	108.88	110.23	112.51	109.88
Mar-02	101.48	100.46	99.99	101.13	Mar-07	126.11	124.17	123.12	125.79
Apr-02	107.31	106.81	107.26	107.81	Apr-07	121.94	122.84	124.08	121.28
May-02	107.92	107.73	107.13	107.63	May-07	132.69	131.78	130.41	133.35
Jun-02	104.06	104.74	104.90	103.85	Jun-07	128.62	128.63	128.76	128.62
Jul-02	112.04	111.88	111.70	112.78	Jul-07	133.21	133.50	133.11	133.09
Aug-02	113.74	113.45	114.29	112.91	Aug-07	139.80	138.83	138.99	139.67
Sep-02	112.02	112.48	111.80	112.11	Sep-07	131.84	132.52	132.74	132.08
Oct-02	121.91	120.56	120.93	121.11	Oct-07	144.47	142.56	142.37	144.83
Nov-02	114.71	114.54	112.42	114.20	Nov-07	137.36	136.94	137.01	137.51
Dec-02	102.68	104.20	105.95	103.99	Dec-07	125.80	128.14	128.26	125.30
Jan-03	96.72	97.15	95.68	96.45	Jan-08	125.05	125.13	125.21	125.66
Feb-03	93.94	94.31	96.65	95.32	Feb-08	120.21	121.04	121.02	120.44
Mar-03	100.13	99.33	98.46	99.02	Mar-08	129.41	128.50	128.44	128.57
Apr-03	103.56	103.28	104.57	106.00					
May-03	108.72	108.28	107.91	108.10					
Jun-03	105.30	106.03	105.10	103.49					
Jul-03	114.14	114.54	114.96	114.06					
Aug-03	115.35	115.54	114.00	113.85					
Sep-03	118.75	118.16	119.28	120.33					
Oct-03	122.59	121.20	119.72	120.96					
Nov-03	115.42	115.30	116.28	116.10					
Dec-03	106.33	107.84	108.33	107.27					

Tabela C.9 - PIB Geral

	Chow-Lin	Fernandez	Litterman	SSC		Chow-Lin	Fernandez	Litterman	SSC
Jan-91	83.95	84.43	84.47	88.91	Jan-95	96.76	96.85	96.85	98.17
Feb-91	82.57	82.59	82.53	80.83	Feb-95	94.35	94.72	94.85	94.69
Mar-91	83.83	83.33	83.35	80.61	Mar-95	98.34	97.87	97.74	96.59
Apr-91	87.71	87.72	87.70	85.57	Apr-95	98.98	99.26	99.32	97.76
May-91	87.86	87.84	87.91	88.09	May-95	99.99	99.90	99.65	100.07
Jun-91	87.57	87.57	87.53	89.47	Jun-95	100.30	100.12	100.31	101.46
Jul-91	91.55	91.57	91.59	91.35	Jul-95	101.24	101.33	101.13	101.04
Aug-91	91.64	91.56	91.47	91.71	Aug-95	102.16	102.03	102.28	102.21
Sep-91	89.75	89.81	89.88	89.89	Sep-95	101.67	101.71	101.66	101.82
Oct-91	90.20	89.67	89.58	90.35	Oct-95	103.11	102.78	102.93	103.31
Nov-91	87.17	87.08	87.17	87.01	Nov-95	102.80	102.65	102.71	102.81
Dec-91	83.51	84.14	84.13	83.52	Dec-95	100.30	100.78	100.56	100.09
Jan-92	79.71	79.86	79.94	81.28	Jan-96	95.62	95.75	95.84	96.79
Feb-92	80.88	80.89	80.81	80.75	Feb-96	94.68	94.89	94.07	94.58
Mar-92	81.87	81.71	81.72	80.43	Mar-96	96.62	96.28	97.00	95.55
Apr-92	84.64	84.87	84.85	83.36	Apr-96	99.42	99.46	98.94	98.10
May-92	85.94	85.94	85.93	85.95	May-96	101.63	101.38	102.99	102.07
Jun-92	86.97	86.75	86.77	88.24	Jun-96	101.42	101.62	100.52	102.29
Jul-92	89.95	89.85	89.81	89.71	Jul-96	107.61	107.55	108.54	107.67
Aug-92	90.06	90.08	90.20	90.07	Aug-96	108.37	108.37	106.35	107.81
Sep-92	90.47	90.55	90.46	90.69	Sep-96	107.32	107.39	108.42	107.83
Oct-92	91.66	91.33	91.36	91.97	Oct-96	106.32	106.11	104.94	106.19
Nov-92	91.22	91.11	90.99	91.15	Nov-96	104.55	104.42	106.11	104.85
Dec-92	89.04	89.48	89.57	88.80	Dec-96	102.23	102.59	102.06	102.07
Jan-93	84.00	84.18	84.20	85.24	Jan-97	98.56	98.39	99.21	100.30
Feb-93	83.34	83.59	83.68	83.38	Feb-97	98.15	98.39	97.45	97.85
Mar-93	86.64	86.21	86.10	85.36	Mar-97	100.83	100.75	100.88	99.39
Apr-93	88.40	88.63	88.71	86.75	Apr-97	105.03	105.18	104.85	103.50
May-93	89.93	89.85	89.72	90.22	May-97	105.97	105.95	106.26	106.08
Jun-93	90.66	90.50	90.55	92.01	Jun-97	106.46	106.34	106.35	107.88
Jul-93	94.26	94.20	94.09	94.00	Jul-97	109.22	109.27	109.35	108.83
Aug-93	95.02	94.97	95.04	95.11	Aug-97	109.23	109.29	109.32	109.35
Sep-93	94.82	94.94	94.97	95.00	Sep-97	109.95	109.85	109.73	110.23
Oct-93	95.44	95.22	95.20	95.80	Oct-97	110.98	110.35	110.34	111.18
Nov-93	95.43	95.27	95.35	95.32	Nov-97	108.10	108.05	107.84	107.98
Dec-93	93.11	93.48	93.43	92.86	Dec-97	104.68	105.36	105.58	104.59
Jan-94	87.75	87.86	88.00	88.98	Jan-98	99.52	99.55	99.45	100.73
Feb-94	85.93	86.29	86.14	85.91	Feb-98	98.24	98.53	98.79	98.38
Mar-94	89.21	88.75	88.75	88.00	Mar-98	102.18	101.86	101.70	100.83
Apr-94	89.55	89.89	89.79	88.04	Apr-98	105.76	105.92	106.07	104.23
May-94	92.14	91.96	91.98	92.45	May-98	107.91	107.82	107.62	108.16
Jun-94	93.19	93.04	93.11	94.39	Jun-98	108.42	108.34	108.39	109.69
Jul-94	96.65	96.75	96.69	96.86	Jul-98	109.78	109.77	109.70	110.00
Aug-94	100.91	100.74	100.89	100.84	Aug-98	109.45	109.48	109.60	109.36
Sep-94	102.14	102.21	102.12	102.00	Sep-98	108.93	108.92	108.86	108.81
Oct-94	103.84	103.66	103.76	104.14	Oct-98	107.76	107.47	107.45	108.08
Nov-94	104.54	104.45	104.26	104.59	Nov-98	106.43	106.27	106.16	106.34
Dec-94	103.38	103.65	103.74	103.02	Dec-98	103.27	103.72	103.84	103.04

	Chow-Lin	Fernandez	Litterman	SSC		Chow-Lin	Fernandez	Litterman	SSC
Jan-99	99.77	99.91	99.89	100.79	Jan-04	115.95	115.95	116.12	117.18
Feb-99	99.12	99.40	99.55	99.09	Feb-04	115.97	116.32	116.63	116.20
Mar-99	102.77	102.34	102.21	101.77	Mar-04	121.23	120.89	120.41	119.78
Apr-99	105.51	105.71	105.83	103.92	Apr-04	124.64	124.84	125.16	123.21
May-99	106.96	106.87	106.65	107.24	May-04	126.24	126.15	125.42	126.27
Jun-99	107.12	107.01	107.11	108.43	Jun-04	125.50	125.39	125.80	126.90
Jul-99	108.03	108.10	107.98	107.89	Jul-04	124.38	124.60	124.17	124.13
Aug-99	108.53	108.46	108.66	108.68	Aug-04	124.53	124.47	125.03	124.36
Sep-99	108.46	108.47	108.38	108.45	Sep-04	124.10	123.96	123.82	124.53
Oct-99	108.86	108.56	108.64	109.20	Oct-04	124.14	123.91	124.08	124.34
Nov-99	108.77	108.65	108.50	108.66	Nov-04	124.27	124.16	123.91	124.43
Dec-99	106.94	107.36	107.43	106.70	Dec-04	123.20	123.54	123.61	122.83
Jan-00	103.90	104.13	104.15	104.75	Jan-05	120.73	120.70	120.70	121.70
Feb-00	105.12	105.13	105.18	105.36	Feb-05	119.61	119.92	120.06	119.91
Mar-00	106.79	106.56	106.48	105.70	Mar-05	124.22	123.94	123.81	122.94
Apr-00	109.11	109.44	109.50	107.70	Apr-05	128.47	128.64	128.75	126.82
May-00	111.32	111.17	111.00	111.53	May-05	129.60	129.58	129.35	129.85
Jun-00	111.59	111.39	111.52	112.79	Jun-05	129.29	129.15	129.27	130.69
Jul-00	112.16	112.19	112.05	112.47	Jul-05	127.79	128.02	127.90	127.82
Aug-00	113.94	113.74	114.00	113.80	Aug-05	128.81	128.59	128.81	128.82
Sep-00	112.66	112.84	112.71	112.49	Sep-05	127.79	127.78	127.67	127.74
Oct-00	114.12	113.78	113.91	114.35	Oct-05	127.99	127.76	127.85	128.25
Nov-00	113.53	113.45	113.20	113.19	Nov-05	128.33	128.23	128.08	128.43
Dec-00	111.35	111.77	111.89	111.45	Dec-05	128.10	128.43	128.49	127.74
Jan-01	108.58	108.70	108.62	109.25	Jan-06	125.53	125.71	125.70	126.22
Feb-01	107.21	107.52	107.63	107.56	Feb-06	124.63	124.94	124.89	125.04
Mar-01	110.57	110.16	110.13	109.56	Mar-06	128.98	128.49	128.55	127.88
Apr-01	112.60	112.78	112.81	111.08	Apr-06	129.59	129.94	129.89	128.14
May-01	114.44	114.19	114.13	114.68	May-06	132.32	132.04	132.14	132.73
Jun-01	112.44	112.52	112.54	113.72	Jun-06	131.30	131.23	131.18	132.34
Jul-01	113.37	113.38	113.40	113.91	Jul-06	132.72	132.74	132.84	133.24
Aug-01	114.30	114.10	114.21	114.09	Aug-06	134.80	134.57	134.68	134.71
Sep-01	112.63	112.81	112.69	112.29	Sep-06	133.79	134.00	133.80	133.36
Oct-01	113.63	113.25	113.27	113.87	Oct-06	135.16	134.88	134.95	135.40
Nov-01	112.97	112.82	112.56	112.77	Nov-06	135.46	135.29	134.84	135.21
Dec-01	110.20	110.74	110.97	110.18	Dec-06	133.54	133.99	134.37	133.55
Jan-02	108.42	108.47	108.35	109.28	Jan-07	131.25	131.36	131.14	131.84
Feb-02	107.78	107.97	108.23	107.96	Feb-07	129.97	130.33	130.83	130.36
Mar-02	110.44	110.20	110.06	109.41	Mar-07	134.58	134.10	133.82	133.58
Apr-02	115.31	115.20	115.31	114.02	Apr-07	136.59	136.84	137.13	135.12
May-02	115.77	115.72	115.57	115.87	May-07	139.28	139.05	138.69	139.66
Jun-02	115.03	115.19	115.23	116.22	Jun-07	138.67	138.64	138.72	139.76
Jul-02	117.20	117.17	117.10	117.64	Jul-07	140.11	140.17	140.04	140.50
Aug-02	117.96	117.88	118.09	117.65	Aug-07	142.35	142.11	142.23	142.23
Sep-02	117.82	117.93	117.79	117.68	Sep-07	141.26	141.44	141.45	140.99
Oct-02	119.81	119.44	119.55	119.59	Oct-07	144.44	143.97	143.98	144.61
Nov-02	118.05	118.01	117.52	117.91	Nov-07	143.56	143.45	143.40	143.46
Dec-02	115.06	115.47	115.84	115.43	Dec-07	141.24	141.82	141.87	141.17
Jan-03	111.80	111.89	111.57	112.71	Jan-08	139.64	139.55	139.54	140.43
Feb-03	110.91	111.02	111.53	111.27	Feb-08	138.42	138.61	138.63	138.56
Mar-03	112.36	112.16	111.98	111.09	Mar-08	140.83	140.73	140.73	139.90
Apr-03	115.98	115.97	116.25	115.22					
May-03	117.11	117.00	116.96	117.16					
Jun-03	116.16	116.28	116.05	116.87					
Jul-03	117.67	117.79	117.91	117.79					
Aug-03	117.83	117.88	117.46	117.40					
Sep-03	118.92	118.75	119.05	119.23					
Oct-03	119.56	119.16	118.76	119.40					
Nov-03	118.60	118.58	118.87	118.75					
Dec-03	117.55	117.97	118.07	117.55					

APÊNDICE 4 – MODELOS VAR PARA PROJEÇÃO DA INFLAÇÃO (CAP. 1)

Neste apêndice encontram-se as estimativas dos modelos VAR ajustados segundo cada um dos métodos alternativos de desagregação temporal.

As variáveis são:

PROD = variação mensal da produção industrial (PIM-IBGE) sem ajuste sazonal

CAMB = variação mensal da taxa nominal de câmbio

PADM = variação mensal dos preços administrados

PLIVRES = variação mensal dos preços livres

SELIC = taxa acumulada mensal da Selic nominal, expressa de forma anualizada em base de 252 dias úteis

M1 = variação mensal do estoque de moeda (conceito média mensal por dias úteis)

PIB = estimativa do PIB mensal por um determinado método de desagregação temporal

DT1, DT2, DT3 = “dummies” de tendência

DS01, ..., DS11 = “dummies” sazonais

As estimações foram conduzidas no programa Eviews 4.1.

Tabela D.1 - VAR - Produção Industrial

	PROD	CAMB	PADM	PLIVRES	SELIC	M1
PROD(-1)	-0.596 (0.104)	-0.318 (0.165)	-0.075 (0.039)	0.014 (0.012)	-0.007 (0.010)	-0.174 (0.110)
PROD(-2)	-0.430 (0.123)	-0.194 (0.195)	-0.003 (0.046)	0.017 (0.014)	-0.010 (0.012)	0.041 (0.130)
PROD(-3)	-0.078 (0.125)	-0.017 (0.198)	0.051 (0.047)	0.002 (0.014)	-0.006 (0.012)	-0.045 (0.132)
PROD(-4)	-0.284 (0.120)	0.235 (0.189)	0.044 (0.045)	0.008 (0.014)	0.011 (0.012)	-0.083 (0.127)
PROD(-5)	-0.226 (0.106)	0.150 (0.168)	-0.005 (0.040)	0.009 (0.012)	0.007 (0.010)	-0.067 (0.112)
PROD(-6)	-0.068 (0.085)	0.075 (0.134)	0.032 (0.032)	-0.004 (0.010)	-0.002 (0.008)	0.070 (0.090)
CAMB(-1)	-0.047 (0.062)	0.400 (0.098)	0.058 (0.023)	0.031 (0.007)	0.015 (0.006)	0.065 (0.066)
CAMB(-2)	0.081 (0.071)	-0.187 (0.113)	0.002 (0.027)	0.001 (0.008)	-0.005 (0.007)	-0.059 (0.076)
CAMB(-3)	-0.066 (0.069)	0.153 (0.109)	0.024 (0.026)	0.011 (0.008)	0.003 (0.007)	0.124 (0.073)
CAMB(-4)	0.056 (0.070)	0.011 (0.111)	-0.034 (0.026)	0.009 (0.008)	0.001 (0.007)	-0.043 (0.074)
CAMB(-5)	-0.074 (0.068)	0.078 (0.108)	0.051 (0.025)	0.002 (0.008)	0.000 (0.007)	0.137 (0.072)
CAMB(-6)	-0.043 (0.064)	-0.089 (0.102)	0.021 (0.024)	0.003 (0.007)	-0.006 (0.006)	-0.116 (0.068)
PADM(-1)	0.177 (0.259)	0.243 (0.409)	0.212 (0.097)	0.036 (0.030)	-0.002 (0.025)	0.335 (0.274)
PADM(-2)	-0.522 (0.246)	-0.165 (0.389)	0.022 (0.092)	-0.064 (0.028)	-0.026 (0.024)	-0.177 (0.260)
PADM(-3)	0.194 (0.252)	0.508 (0.399)	-0.129 (0.094)	0.026 (0.029)	-0.029 (0.024)	-0.361 (0.267)
PADM(-4)	-0.478 (0.257)	-0.482 (0.406)	0.168 (0.096)	-0.016 (0.029)	-0.025 (0.025)	0.328 (0.272)
PADM(-5)	0.212 (0.242)	-0.517 (0.383)	0.030 (0.090)	-0.020 (0.028)	0.018 (0.023)	-0.099 (0.256)
PADM(-6)	-0.216 (0.243)	-0.069 (0.385)	0.045 (0.091)	0.010 (0.028)	0.024 (0.023)	0.069 (0.257)
PLIVRES(-1)	0.197 (0.835)	-0.352 (1.321)	0.051 (0.312)	0.681 (0.096)	0.050 (0.080)	-0.734 (0.883)
PLIVRES(-2)	1.662 (1.014)	-1.677 (1.603)	0.458 (0.378)	-0.065 (0.116)	-0.037 (0.097)	0.246 (1.072)
PLIVRES(-3)	-1.853 (0.956)	0.516 (1.513)	0.215 (0.357)	-0.143 (0.110)	0.046 (0.092)	0.464 (1.012)
PLIVRES(-4)	1.964 (0.983)	-2.460 (1.555)	-0.964 (0.367)	0.145 (0.113)	0.007 (0.095)	-2.560 (1.040)
PLIVRES(-5)	-1.676 (1.016)	1.432 (1.606)	0.805 (0.379)	-0.023 (0.117)	0.126 (0.098)	2.320 (1.074)
PLIVRES(-6)	0.706 (0.784)	-0.269 (1.240)	-0.309 (0.293)	0.200 (0.090)	-0.077 (0.075)	-1.035 (0.829)
SELIC(-1)	-3.332 (1.030)	-2.131 (1.629)	-0.802 (0.384)	0.008 (0.118)	0.792 (0.099)	-2.592 (1.089)
SELIC(-2)	1.061 (1.306)	-0.496 (2.065)	0.673 (0.487)	0.028 (0.150)	0.118 (0.126)	-0.078 (1.381)
SELIC(-3)	-1.139 (1.281)	3.441 (2.026)	1.052 (0.478)	-0.070 (0.147)	-0.103 (0.123)	1.887 (1.355)
SELIC(-4)	3.214 (1.345)	3.791 (2.127)	-0.526 (0.502)	-0.053 (0.154)	-0.063 (0.129)	-1.954 (1.422)
SELIC(-5)	-1.246 (1.365)	-0.893 (2.159)	-0.266 (0.509)	0.029 (0.157)	0.285 (0.131)	1.751 (1.444)
SELIC(-6)	1.659 (1.140)	-2.723 (1.802)	-0.107 (0.425)	-0.112 (0.131)	-0.123 (0.110)	-0.191 (1.205)

M1(-1)	0.038 (0.096)	0.056 (0.152)	-0.041 (0.036)	0.017 (0.011)	-0.010 (0.009)	0.141 (0.101)
M1(-2)	0.143 (0.090)	0.035 (0.142)	0.054 (0.034)	-0.021 (0.010)	0.004 (0.009)	-0.023 (0.095)
M1(-3)	-0.020 (0.102)	0.124 (0.161)	0.003 (0.038)	-0.001 (0.012)	-0.003 (0.010)	-0.275 (0.108)
M1(-4)	0.279 (0.113)	0.157 (0.179)	0.030 (0.042)	0.011 (0.013)	0.002 (0.011)	-0.233 (0.119)
M1(-5)	-0.188 (0.090)	-0.016 (0.143)	-0.046 (0.034)	-0.008 (0.010)	-0.005 (0.009)	0.130 (0.096)
M1(-6)	0.147 (0.079)	0.036 (0.125)	-0.015 (0.029)	0.002 (0.009)	0.014 (0.008)	-0.097 (0.083)
C	-0.100 (0.018)	-0.004 (0.029)	0.005 (0.007)	0.005 (0.002)	0.000 (0.002)	0.177 (0.019)
DT1	-0.016 (0.007)	-0.002 (0.011)	0.003 (0.003)	0.001 (0.001)	0.000 (0.001)	0.014 (0.008)
DT2	0.001 (0.001)	0.000 (0.001)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.001 (0.001)
DT3	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
DS01	0.004 (0.021)	-0.047 (0.033)	-0.008 (0.008)	0.001 (0.002)	0.001 (0.002)	-0.210 (0.022)
DS02	-0.004 (0.024)	-0.024 (0.038)	-0.015 (0.009)	0.004 (0.003)	0.000 (0.002)	-0.157 (0.025)
DS03	0.201 (0.028)	-0.029 (0.045)	0.000 (0.011)	0.000 (0.003)	0.000 (0.003)	-0.131 (0.030)
DS04	0.060 (0.033)	0.040 (0.052)	0.011 (0.012)	-0.003 (0.004)	0.002 (0.003)	-0.119 (0.035)
DS05	0.200 (0.027)	0.077 (0.043)	0.005 (0.010)	-0.001 (0.003)	0.002 (0.003)	-0.211 (0.029)
DS06	0.081 (0.030)	0.042 (0.048)	0.002 (0.011)	-0.005 (0.003)	-0.001 (0.003)	-0.116 (0.032)
DS07	0.186 (0.018)	-0.019 (0.028)	0.005 (0.007)	-0.004 (0.002)	0.000 (0.002)	-0.136 (0.019)
DS08	0.164 (0.018)	0.019 (0.029)	-0.004 (0.007)	-0.004 (0.002)	0.001 (0.002)	-0.146 (0.019)
DS09	0.123 (0.017)	0.000 (0.028)	-0.011 (0.007)	-0.002 (0.002)	0.002 (0.002)	-0.138 (0.018)
DS10	0.144 (0.014)	-0.009 (0.022)	-0.004 (0.005)	-0.001 (0.002)	0.002 (0.001)	-0.125 (0.015)
DS11	0.087 (0.015)	-0.009 (0.023)	-0.002 (0.005)	-0.002 (0.002)	0.003 (0.001)	-0.139 (0.015)
R-squared	0.908	0.467	0.618	0.810	0.929	0.837
Adj. R-squared	0.866	0.218	0.439	0.721	0.897	0.761
Sum sq. resids	0.064	0.160	0.009	0.001	0.001	0.071
S.E. equation	0.024	0.039	0.009	0.003	0.002	0.026
F-statistic	21.227	1.875	3.459	9.118	28.201	11.025
Log likelihood	393.080	320.635	548.821	735.032	763.054	384.207
Determinant Residual Covariance	1.63E-24					
Log Likelihood (d.f. adjusted)	2981.77					
Akaike Information Criteria	-33.87					
Schwarz Criteria	-27.94					

Tabela D.2 - VAR - PIB Mensal - Chow e Lin

	PIB	CAMB	PADM	PLIVRES	SELIC	M1
PIB(-1)	-0.042 (0.095)	-0.344 (0.435)	-0.246 (0.101)	0.031 (0.030)	0.004 (0.026)	-0.501 (0.271)
PIB(-2)	-0.135 (0.091)	0.314 (0.415)	0.045 (0.097)	0.026 (0.029)	-0.001 (0.024)	0.607 (0.258)
PIB(-3)	0.113 (0.083)	0.101 (0.378)	0.025 (0.088)	-0.078 (0.026)	-0.029 (0.022)	-0.113 (0.235)
PIB(-4)	-0.300 (0.083)	0.384 (0.379)	-0.054 (0.088)	-0.039 (0.026)	0.049 (0.022)	-0.471 (0.236)
PIB(-5)	-0.154 (0.090)	-0.057 (0.412)	-0.176 (0.096)	0.016 (0.029)	0.013 (0.024)	0.104 (0.256)
PIB(-6)	-0.261 (0.087)	0.233 (0.398)	0.090 (0.093)	0.009 (0.028)	0.011 (0.023)	0.762 (0.247)
CAMB(-1)	-0.018 (0.022)	0.436 (0.098)	0.065 (0.023)	0.031 (0.007)	0.016 (0.006)	0.080 (0.061)
CAMB(-2)	0.003 (0.025)	-0.234 (0.114)	-0.010 (0.027)	0.000 (0.008)	-0.007 (0.007)	-0.080 (0.071)
CAMB(-3)	-0.015 (0.024)	0.128 (0.110)	0.020 (0.026)	0.012 (0.008)	0.003 (0.007)	0.100 (0.069)
CAMB(-4)	0.013 (0.025)	0.009 (0.112)	-0.032 (0.026)	0.009 (0.008)	-0.001 (0.007)	-0.027 (0.070)
CAMB(-5)	-0.038 (0.024)	0.081 (0.108)	0.055 (0.025)	0.003 (0.007)	0.000 (0.006)	0.124 (0.067)
CAMB(-6)	0.002 (0.022)	-0.056 (0.102)	0.021 (0.024)	0.001 (0.007)	-0.006 (0.006)	-0.141 (0.063)
PADM(-1)	-0.086 (0.090)	0.386 (0.412)	0.223 (0.096)	0.046 (0.029)	0.006 (0.024)	0.498 (0.256)
PADM(-2)	-0.092 (0.084)	-0.257 (0.384)	-0.015 (0.090)	-0.074 (0.027)	-0.032 (0.023)	-0.209 (0.239)
PADM(-3)	0.203 (0.085)	0.660 (0.387)	-0.106 (0.090)	0.008 (0.027)	-0.018 (0.023)	-0.313 (0.241)
PADM(-4)	-0.070 (0.089)	-0.393 (0.408)	0.170 (0.095)	-0.016 (0.028)	-0.018 (0.024)	0.488 (0.253)
PADM(-5)	0.119 (0.083)	-0.461 (0.380)	0.025 (0.089)	-0.026 (0.026)	0.020 (0.022)	-0.092 (0.236)
PADM(-6)	-0.154 (0.084)	-0.132 (0.383)	0.049 (0.089)	0.008 (0.027)	0.025 (0.023)	0.109 (0.238)
PLIVRES(-1)	0.287 (0.304)	-0.096 (1.390)	0.032 (0.324)	0.632 (0.096)	0.088 (0.082)	-1.074 (0.864)
PLIVRES(-2)	0.217 (0.364)	-1.615 (1.665)	0.540 (0.388)	-0.013 (0.115)	-0.044 (0.098)	1.163 (1.036)
PLIVRES(-3)	-0.604 (0.338)	0.038 (1.545)	0.176 (0.360)	-0.125 (0.107)	0.036 (0.091)	0.080 (0.961)
PLIVRES(-4)	0.603 (0.344)	-2.584 (1.574)	-0.927 (0.367)	0.153 (0.109)	-0.004 (0.093)	-2.776 (0.979)
PLIVRES(-5)	-0.707 (0.348)	1.477 (1.595)	0.859 (0.372)	0.029 (0.110)	0.120 (0.094)	2.821 (0.992)
PLIVRES(-6)	0.236 (0.285)	-0.411 (1.305)	-0.438 (0.304)	0.157 (0.090)	-0.101 (0.077)	-1.752 (0.811)
SELIC(-1)	-0.261 (0.364)	-1.355 (1.664)	-0.771 (0.388)	-0.045 (0.115)	0.820 (0.098)	-2.912 (1.034)
SELIC(-2)	-0.738 (0.471)	0.183 (2.156)	0.658 (0.502)	0.028 (0.149)	0.141 (0.127)	0.530 (1.341)
SELIC(-3)	-0.149 (0.457)	2.096 (2.093)	0.599 (0.488)	-0.092 (0.145)	-0.155 (0.123)	1.478 (1.302)
SELIC(-4)	0.845 (0.459)	3.763 (2.098)	-0.480 (0.489)	-0.072 (0.145)	-0.038 (0.124)	-1.691 (1.305)
SELIC(-5)	0.118 (0.464)	-1.860 (2.123)	-0.300 (0.495)	0.011 (0.147)	0.221 (0.125)	1.705 (1.320)
SELIC(-6)	-0.146 (0.366)	-1.971 (1.673)	0.156 (0.390)	-0.009 (0.116)	-0.071 (0.099)	-0.127 (1.040)

M1(-1)	-0.029 (0.033)	0.078 (0.152)	-0.044 (0.035)	0.019 (0.011)	-0.009 (0.009)	0.170 (0.095)
M1(-2)	0.031 (0.032)	-0.009 (0.146)	0.040 (0.034)	-0.019 (0.010)	0.001 (0.009)	-0.033 (0.091)
M1(-3)	-0.041 (0.035)	0.046 (0.160)	-0.005 (0.037)	0.001 (0.011)	-0.007 (0.009)	-0.289 (0.099)
M1(-4)	0.053 (0.039)	0.081 (0.178)	0.025 (0.042)	0.011 (0.012)	-0.003 (0.011)	-0.273 (0.111)
M1(-5)	-0.043 (0.030)	-0.054 (0.138)	-0.046 (0.032)	-0.004 (0.010)	-0.004 (0.008)	0.098 (0.086)
M1(-6)	0.027 (0.027)	0.074 (0.122)	-0.010 (0.028)	0.005 (0.008)	0.013 (0.007)	-0.108 (0.076)
C	-0.008 (0.006)	0.007 (0.027)	0.010 (0.006)	0.005 (0.002)	0.000 (0.002)	0.173 (0.017)
DT1	0.000 (0.002)	0.003 (0.011)	0.003 (0.003)	0.001 (0.001)	0.000 (0.001)	0.015 (0.007)
DT2	0.000 (0.000)	0.000 (0.001)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.001 (0.001)
DT3	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
DS01	-0.004 (0.007)	-0.023 (0.030)	-0.005 (0.007)	-0.001 (0.002)	0.002 (0.002)	-0.212 (0.019)
DS02	0.000 (0.007)	0.002 (0.030)	-0.020 (0.007)	0.002 (0.002)	0.001 (0.002)	-0.159 (0.019)
DS03	0.046 (0.007)	-0.006 (0.033)	-0.007 (0.008)	-0.003 (0.002)	0.001 (0.002)	-0.111 (0.021)
DS04	0.030 (0.009)	-0.001 (0.041)	0.000 (0.009)	-0.006 (0.003)	0.001 (0.002)	-0.118 (0.025)
DS05	0.028 (0.008)	0.044 (0.036)	0.002 (0.008)	-0.004 (0.003)	0.002 (0.002)	-0.202 (0.023)
DS06	-0.002 (0.009)	-0.011 (0.039)	-0.007 (0.009)	-0.003 (0.003)	0.000 (0.002)	-0.131 (0.024)
DS07	0.027 (0.006)	-0.023 (0.030)	0.008 (0.007)	0.001 (0.002)	0.001 (0.002)	-0.110 (0.018)
DS08	0.033 (0.006)	0.005 (0.026)	0.001 (0.006)	-0.002 (0.002)	0.000 (0.002)	-0.141 (0.016)
DS09	0.027 (0.006)	-0.015 (0.026)	-0.005 (0.006)	-0.003 (0.002)	0.001 (0.002)	-0.156 (0.016)
DS10	0.028 (0.005)	-0.021 (0.024)	-0.007 (0.006)	0.000 (0.002)	0.002 (0.001)	-0.154 (0.015)
DS11	0.011 (0.005)	-0.021 (0.022)	-0.002 (0.005)	-0.001 (0.002)	0.003 (0.001)	-0.141 (0.013)
R-squared	0.861	0.451	0.616	0.822	0.932	0.855
Adj. R-squared	0.796	0.194	0.436	0.739	0.900	0.787
Sum sq. resids	0.008	0.165	0.009	0.001	0.001	0.064
S.E. equation	0.009	0.039	0.009	0.003	0.002	0.024
F-statistic	13.236	1.755	3.431	9.870	29.223	12.634
Log likelihood	558.552	318.253	548.422	740.136	765.673	393.316
Determinant Residual Covariance	1.89E-25					
Log Likelihood (d.f. adjusted)	3152.08					
Akaike Information Criteria	-36.03					
Schwarz Criteria	-30.10					

Tabela D.3 - VAR - PIB Mensal - Fernandez

	PIB	CAMB	PADM	PLIVRES	SELIC	M1
PIB(-1)	0.054 (0.093)	-0.356 (0.479)	-0.232 (0.113)	0.040 (0.033)	0.001 (0.028)	-0.579 (0.290)
PIB(-2)	-0.135 (0.090)	0.395 (0.463)	0.044 (0.109)	0.038 (0.032)	-0.005 (0.027)	0.825 (0.280)
PIB(-3)	0.104 (0.082)	0.068 (0.425)	0.035 (0.100)	-0.083 (0.029)	-0.038 (0.025)	-0.150 (0.257)
PIB(-4)	-0.319 (0.082)	0.363 (0.422)	-0.066 (0.099)	-0.047 (0.029)	0.061 (0.025)	-0.634 (0.255)
PIB(-5)	-0.103 (0.090)	-0.061 (0.466)	-0.168 (0.110)	0.024 (0.032)	0.009 (0.027)	0.170 (0.282)
PIB(-6)	-0.292 (0.086)	0.246 (0.445)	0.098 (0.105)	0.022 (0.031)	0.004 (0.026)	0.944 (0.269)
CAMB(-1)	-0.020 (0.019)	0.435 (0.098)	0.063 (0.023)	0.031 (0.007)	0.016 (0.006)	0.078 (0.059)
CAMB(-2)	0.001 (0.022)	-0.235 (0.114)	-0.009 (0.027)	0.000 (0.008)	-0.007 (0.007)	-0.082 (0.069)
CAMB(-3)	-0.009 (0.021)	0.127 (0.111)	0.019 (0.026)	0.012 (0.008)	0.003 (0.006)	0.098 (0.067)
CAMB(-4)	0.009 (0.022)	0.015 (0.113)	-0.029 (0.026)	0.009 (0.008)	-0.001 (0.007)	-0.019 (0.068)
CAMB(-5)	-0.035 (0.021)	0.077 (0.108)	0.052 (0.025)	0.002 (0.007)	0.000 (0.006)	0.114 (0.065)
CAMB(-6)	0.001 (0.020)	-0.053 (0.101)	0.024 (0.024)	0.001 (0.007)	-0.005 (0.006)	-0.139 (0.061)
PADM(-1)	-0.080 (0.079)	0.372 (0.409)	0.207 (0.096)	0.048 (0.028)	0.003 (0.024)	0.507 (0.247)
PADM(-2)	-0.081 (0.074)	-0.253 (0.383)	-0.007 (0.090)	-0.073 (0.026)	-0.032 (0.022)	-0.203 (0.232)
PADM(-3)	0.177 (0.075)	0.654 (0.386)	-0.100 (0.091)	0.006 (0.027)	-0.018 (0.023)	-0.327 (0.234)
PADM(-4)	-0.063 (0.079)	-0.388 (0.406)	0.161 (0.095)	-0.015 (0.028)	-0.018 (0.024)	0.520 (0.245)
PADM(-5)	0.089 (0.073)	-0.467 (0.379)	0.031 (0.089)	-0.025 (0.026)	0.021 (0.022)	-0.095 (0.229)
PADM(-6)	-0.134 (0.074)	-0.141 (0.382)	0.041 (0.090)	0.007 (0.026)	0.027 (0.022)	0.105 (0.231)
PLIVRES(-1)	0.237 (0.271)	-0.161 (1.400)	0.021 (0.329)	0.622 (0.096)	0.096 (0.082)	-1.214 (0.847)
PLIVRES(-2)	0.238 (0.324)	-1.536 (1.672)	0.550 (0.393)	0.007 (0.115)	-0.052 (0.098)	1.467 (1.012)
PLIVRES(-3)	-0.565 (0.300)	-0.001 (1.549)	0.174 (0.364)	-0.134 (0.106)	0.037 (0.091)	-0.006 (0.937)
PLIVRES(-4)	0.507 (0.306)	-2.556 (1.580)	-0.901 (0.372)	0.139 (0.109)	0.003 (0.093)	-2.939 (0.956)
PLIVRES(-5)	-0.583 (0.308)	1.467 (1.589)	0.785 (0.374)	0.051 (0.109)	0.116 (0.093)	2.952 (0.962)
PLIVRES(-6)	0.212 (0.251)	-0.382 (1.297)	-0.378 (0.305)	0.149 (0.089)	-0.105 (0.076)	-1.765 (0.785)
SELIC(-1)	-0.235 (0.322)	-1.305 (1.664)	-0.723 (0.392)	-0.052 (0.114)	0.819 (0.098)	-2.954 (1.007)
SELIC(-2)	-0.744 (0.420)	0.183 (2.171)	0.609 (0.511)	0.027 (0.149)	0.142 (0.127)	0.522 (1.314)
SELIC(-3)	-0.018 (0.409)	2.048 (2.111)	0.609 (0.497)	-0.060 (0.145)	-0.162 (0.124)	1.493 (1.277)
SELIC(-4)	0.722 (0.406)	3.810 (2.094)	-0.434 (0.492)	-0.078 (0.144)	-0.039 (0.123)	-1.463 (1.267)
SELIC(-5)	0.172 (0.410)	-1.834 (2.119)	-0.290 (0.498)	-0.007 (0.146)	0.214 (0.124)	1.678 (1.282)
SELIC(-6)	-0.191 (0.323)	-2.025 (1.669)	0.113 (0.393)	-0.003 (0.115)	-0.062 (0.098)	-0.230 (1.010)

M1(-1)	-0.025 (0.030)	0.088 (0.153)	-0.042 (0.036)	0.019 (0.011)	-0.009 (0.009)	0.181 (0.093)
M1(-2)	0.040 (0.029)	-0.010 (0.148)	0.042 (0.035)	-0.019 (0.010)	0.000 (0.009)	-0.027 (0.089)
M1(-3)	-0.053 (0.031)	0.053 (0.161)	-0.004 (0.038)	0.001 (0.011)	-0.006 (0.009)	-0.283 (0.097)
M1(-4)	0.059 (0.035)	0.074 (0.181)	0.028 (0.042)	0.012 (0.012)	-0.004 (0.011)	-0.278 (0.109)
M1(-5)	-0.033 (0.027)	-0.046 (0.140)	-0.046 (0.033)	-0.003 (0.010)	-0.004 (0.008)	0.111 (0.085)
M1(-6)	0.032 (0.024)	0.075 (0.123)	-0.009 (0.029)	0.004 (0.008)	0.012 (0.007)	-0.119 (0.074)
C	-0.005 (0.005)	0.008 (0.027)	0.011 (0.006)	0.005 (0.002)	0.000 (0.002)	0.171 (0.016)
DT1	0.000 (0.002)	0.003 (0.011)	0.003 (0.003)	0.001 (0.001)	0.000 (0.001)	0.015 (0.007)
DT2	0.000 (0.000)	0.000 (0.001)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.001 (0.001)
DT3	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
DS01	-0.010 (0.006)	-0.024 (0.030)	-0.005 (0.007)	-0.002 (0.002)	0.002 (0.002)	-0.216 (0.018)
DS02	-0.001 (0.006)	0.001 (0.031)	-0.022 (0.007)	0.003 (0.002)	0.002 (0.002)	-0.164 (0.019)
DS03	0.038 (0.007)	-0.007 (0.034)	-0.008 (0.008)	-0.002 (0.002)	0.001 (0.002)	-0.104 (0.021)
DS04	0.028 (0.008)	-0.005 (0.040)	-0.002 (0.009)	-0.007 (0.003)	0.001 (0.002)	-0.117 (0.024)
DS05	0.017 (0.007)	0.043 (0.037)	0.002 (0.009)	-0.005 (0.003)	0.002 (0.002)	-0.208 (0.023)
DS06	-0.004 (0.008)	-0.017 (0.040)	-0.009 (0.009)	-0.003 (0.003)	0.000 (0.002)	-0.138 (0.024)
DS07	0.021 (0.006)	-0.020 (0.031)	0.008 (0.007)	0.002 (0.002)	0.001 (0.002)	-0.099 (0.019)
DS08	0.026 (0.005)	0.004 (0.026)	0.000 (0.006)	-0.002 (0.002)	0.000 (0.002)	-0.133 (0.016)
DS09	0.022 (0.005)	-0.016 (0.026)	-0.005 (0.006)	-0.004 (0.002)	0.001 (0.002)	-0.163 (0.016)
DS10	0.023 (0.005)	-0.023 (0.026)	-0.009 (0.006)	0.000 (0.002)	0.003 (0.002)	-0.164 (0.016)
DS11	0.009 (0.004)	-0.023 (0.022)	-0.003 (0.005)	-0.001 (0.002)	0.002 (0.001)	-0.140 (0.013)
R-squared	0.880	0.449	0.607	0.824	0.932	0.862
Adj. R-squared	0.825	0.192	0.424	0.742	0.901	0.798
Sum sq. resids	0.006	0.165	0.009	0.001	0.001	0.060
S.E. equation	0.008	0.039	0.009	0.003	0.002	0.024
F-statistic	15.768	1.745	3.311	10.013	29.481	13.420
Log likelihood	577.406	318.050	546.708	741.073	766.319	397.415
Determinant Residual Covariance	1.43E-25					
Log Likelihood (d.f. adjusted)	3174.24					
Akaike Information Criteria	-36.31					
Schwarz Criteria	-30.38					

Tabela D.4 - VAR - PIB Mensal - Litterman

	PIB	CAMB	PADM	PLIVRES	SELIC	M1
PIB(-1)	-0.270 (0.095)	-0.178 (0.429)	-0.166 (0.101)	0.061 (0.029)	0.025 (0.025)	-0.309 (0.268)
PIB(-2)	0.165 (0.093)	0.199 (0.422)	-0.004 (0.099)	0.037 (0.029)	-0.032 (0.025)	0.355 (0.264)
PIB(-3)	-0.073 (0.089)	0.169 (0.405)	0.064 (0.095)	-0.088 (0.027)	-0.021 (0.024)	0.213 (0.253)
PIB(-4)	-0.114 (0.091)	0.227 (0.414)	-0.084 (0.097)	-0.057 (0.028)	0.054 (0.024)	-0.723 (0.259)
PIB(-5)	-0.321 (0.092)	0.170 (0.417)	-0.134 (0.098)	0.030 (0.028)	0.019 (0.024)	0.489 (0.260)
PIB(-6)	-0.243 (0.086)	0.176 (0.390)	0.059 (0.092)	0.029 (0.026)	0.011 (0.023)	0.561 (0.244)
CAMB(-1)	-0.011 (0.022)	0.435 (0.099)	0.064 (0.023)	0.030 (0.007)	0.016 (0.006)	0.049 (0.062)
CAMB(-2)	-0.029 (0.025)	-0.224 (0.113)	-0.006 (0.027)	0.000 (0.008)	-0.007 (0.007)	-0.043 (0.071)
CAMB(-3)	0.018 (0.024)	0.116 (0.111)	0.018 (0.026)	0.012 (0.008)	0.003 (0.006)	0.072 (0.069)
CAMB(-4)	-0.026 (0.025)	0.031 (0.113)	-0.024 (0.027)	0.009 (0.008)	-0.001 (0.007)	0.007 (0.071)
CAMB(-5)	-0.005 (0.024)	0.060 (0.108)	0.047 (0.026)	0.002 (0.007)	0.001 (0.006)	0.083 (0.068)
CAMB(-6)	-0.036 (0.022)	-0.035 (0.100)	0.030 (0.023)	0.001 (0.007)	-0.005 (0.006)	-0.100 (0.062)
PADM(-1)	0.049 (0.089)	0.338 (0.405)	0.192 (0.095)	0.049 (0.027)	0.004 (0.024)	0.295 (0.253)
PADM(-2)	-0.239 (0.083)	-0.220 (0.378)	0.002 (0.089)	-0.074 (0.026)	-0.029 (0.022)	-0.042 (0.236)
PADM(-3)	0.311 (0.088)	0.626 (0.400)	-0.107 (0.094)	0.009 (0.027)	-0.012 (0.023)	-0.371 (0.250)
PADM(-4)	-0.124 (0.095)	-0.353 (0.432)	0.168 (0.102)	-0.019 (0.029)	-0.028 (0.025)	0.457 (0.270)
PADM(-5)	0.144 (0.090)	-0.515 (0.408)	0.008 (0.096)	-0.024 (0.028)	0.031 (0.024)	-0.026 (0.255)
PADM(-6)	-0.161 (0.090)	-0.092 (0.407)	0.063 (0.096)	0.006 (0.028)	0.020 (0.024)	-0.032 (0.255)
PLIVRES(-1)	0.401 (0.312)	-0.205 (1.414)	0.008 (0.333)	0.622 (0.096)	0.099 (0.082)	-1.094 (0.884)
PLIVRES(-2)	0.024 (0.377)	-1.407 (1.709)	0.542 (0.402)	0.010 (0.116)	-0.069 (0.100)	1.347 (1.069)
PLIVRES(-3)	-0.350 (0.346)	-0.231 (1.569)	0.117 (0.369)	-0.140 (0.106)	0.047 (0.091)	-0.130 (0.981)
PLIVRES(-4)	0.315 (0.348)	-2.309 (1.580)	-0.804 (0.372)	0.151 (0.107)	0.005 (0.092)	-2.678 (0.988)
PLIVRES(-5)	-0.244 (0.348)	1.254 (1.578)	0.708 (0.372)	0.041 (0.107)	0.089 (0.092)	2.377 (0.987)
PLIVRES(-6)	-0.076 (0.283)	-0.328 (1.285)	-0.337 (0.302)	0.156 (0.087)	-0.084 (0.075)	-1.225 (0.803)
SELIC(-1)	-0.181 (0.375)	-1.477 (1.703)	-0.731 (0.401)	-0.038 (0.115)	0.837 (0.099)	-2.846 (1.064)
SELIC(-2)	-0.551 (0.487)	0.272 (2.210)	0.611 (0.520)	0.016 (0.150)	0.093 (0.129)	0.309 (1.381)
SELIC(-3)	-0.558 (0.463)	2.250 (2.102)	0.648 (0.495)	-0.044 (0.142)	-0.111 (0.123)	2.205 (1.314)
SELIC(-4)	1.118 (0.460)	3.621 (2.088)	-0.423 (0.491)	-0.086 (0.141)	-0.057 (0.122)	-2.141 (1.305)
SELIC(-5)	0.120 (0.471)	-1.875 (2.136)	-0.395 (0.503)	-0.026 (0.145)	0.194 (0.125)	2.316 (1.336)
SELIC(-6)	-0.213 (0.373)	-1.952 (1.691)	0.153 (0.398)	0.015 (0.115)	-0.041 (0.099)	-0.710 (1.057)

M1(-1)	0.008	0.054	-0.055	0.020	-0.012	0.198
	(0.035)	(0.158)	(0.037)	(0.011)	(0.009)	(0.099)
M1(-2)	0.004	0.019	0.055	-0.018	0.002	-0.037
	(0.033)	(0.149)	(0.035)	(0.010)	(0.009)	(0.093)
M1(-3)	0.006	0.002	-0.023	-0.002	-0.010	-0.293
	(0.036)	(0.164)	(0.039)	(0.011)	(0.010)	(0.103)
M1(-4)	0.008	0.114	0.039	0.014	-0.002	-0.212
	(0.039)	(0.176)	(0.041)	(0.012)	(0.010)	(0.110)
M1(-5)	-0.006	-0.082	-0.059	-0.003	-0.008	0.088
	(0.031)	(0.139)	(0.033)	(0.009)	(0.008)	(0.087)
M1(-6)	0.018	0.093	0.001	0.006	0.014	-0.093
	(0.027)	(0.121)	(0.029)	(0.008)	(0.007)	(0.076)
C	-0.007	0.010	0.012	0.005	0.000	0.171
	(0.006)	(0.027)	(0.006)	(0.002)	(0.002)	(0.017)
DT1	-0.001	0.004	0.003	0.001	0.000	0.014
	(0.003)	(0.011)	(0.003)	(0.001)	(0.001)	(0.007)
DT2	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	-0.001
	(0.000)	(0.001)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.001)
DT3	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
DS01	-0.016	-0.020	-0.003	-0.002	0.002	-0.213
	(0.007)	(0.030)	(0.007)	(0.002)	(0.002)	(0.019)
DS02	0.000	-0.002	-0.023	0.003	0.001	-0.159
	(0.007)	(0.032)	(0.008)	(0.002)	(0.002)	(0.020)
DS03	0.035	-0.004	-0.006	-0.001	0.001	-0.110
	(0.008)	(0.035)	(0.008)	(0.002)	(0.002)	(0.022)
DS04	0.045	-0.017	-0.006	-0.008	0.000	-0.125
	(0.009)	(0.039)	(0.009)	(0.003)	(0.002)	(0.024)
DS05	0.018	0.047	0.003	-0.006	0.002	-0.197
	(0.008)	(0.038)	(0.009)	(0.003)	(0.002)	(0.024)
DS06	-0.006	-0.015	-0.012	-0.003	0.000	-0.132
	(0.009)	(0.041)	(0.010)	(0.003)	(0.002)	(0.026)
DS07	0.017	-0.018	0.007	0.003	0.001	-0.112
	(0.007)	(0.032)	(0.008)	(0.002)	(0.002)	(0.020)
DS08	0.033	-0.003	-0.003	-0.002	-0.001	-0.146
	(0.006)	(0.026)	(0.006)	(0.002)	(0.002)	(0.016)
DS09	0.025	-0.019	-0.005	-0.004	0.001	-0.158
	(0.006)	(0.025)	(0.006)	(0.002)	(0.001)	(0.016)
DS10	0.022	-0.023	-0.008	-0.001	0.002	-0.156
	(0.006)	(0.025)	(0.006)	(0.002)	(0.001)	(0.016)
DS11	0.010	-0.023	-0.004	-0.001	0.002	-0.140
	(0.005)	(0.021)	(0.005)	(0.001)	(0.001)	(0.013)
R-squared	0.865	0.446	0.605	0.828	0.933	0.852
Adj. R-squared	0.802	0.188	0.420	0.748	0.901	0.784
Sum sq. resids	0.008	0.166	0.009	0.001	0.001	0.065
S.E. equation	0.009	0.039	0.009	0.003	0.002	0.025
F-statistic	13.756	1.726	3.276	10.316	29.656	12.365
Log likelihood	556.554	317.654	546.191	743.021	766.755	391.869
Determinant Residual Covariance	1.89E-25					
Log Likelihood (d.f. adjusted)	3152.35					
Akaike Information Criteria	-36.03					
Schwarz Criteria	-30.10					

Tabela D.5 - VAR - PIB Mensal - Santos Silva e Cardoso

	PIB	CAMB	PADM	PLIVRES	SELIC	M1
PIB(-1)	-0.140 (0.099)	-0.319 (0.441)	-0.191 (0.104)	0.038 (0.030)	0.005 (0.026)	-0.186 (0.283)
PIB(-2)	0.016 (0.091)	0.104 (0.406)	0.055 (0.095)	0.009 (0.028)	-0.006 (0.024)	0.440 (0.261)
PIB(-3)	0.025 (0.083)	0.241 (0.371)	0.025 (0.087)	-0.088 (0.026)	-0.012 (0.022)	-0.084 (0.238)
PIB(-4)	-0.236 (0.086)	0.427 (0.384)	-0.088 (0.090)	-0.029 (0.026)	0.036 (0.023)	-0.450 (0.247)
PIB(-5)	-0.258 (0.089)	-0.053 (0.397)	-0.138 (0.093)	0.029 (0.027)	0.029 (0.024)	0.321 (0.255)
PIB(-6)	-0.205 (0.088)	0.069 (0.392)	0.106 (0.092)	-0.002 (0.027)	0.009 (0.023)	0.661 (0.252)
CAMB(-1)	-0.009 (0.022)	0.430 (0.099)	0.066 (0.023)	0.029 (0.007)	0.016 (0.006)	0.071 (0.064)
CAMB(-2)	-0.001 (0.025)	-0.220 (0.113)	-0.009 (0.027)	0.000 (0.008)	-0.006 (0.007)	-0.067 (0.073)
CAMB(-3)	-0.015 (0.025)	0.128 (0.110)	0.020 (0.026)	0.012 (0.008)	0.001 (0.007)	0.097 (0.071)
CAMB(-4)	0.009 (0.025)	0.010 (0.112)	-0.032 (0.026)	0.009 (0.008)	0.001 (0.007)	-0.021 (0.072)
CAMB(-5)	-0.035 (0.024)	0.076 (0.107)	0.053 (0.025)	0.002 (0.007)	0.000 (0.006)	0.112 (0.069)
CAMB(-6)	0.004 (0.023)	-0.044 (0.101)	0.024 (0.024)	0.002 (0.007)	-0.006 (0.006)	-0.111 (0.065)
PADM(-1)	-0.079 (0.091)	0.329 (0.406)	0.214 (0.095)	0.039 (0.028)	0.009 (0.024)	0.346 (0.261)
PADM(-2)	-0.131 (0.085)	-0.239 (0.381)	-0.030 (0.089)	-0.066 (0.026)	-0.028 (0.023)	-0.137 (0.245)
PADM(-3)	0.272 (0.086)	0.663 (0.383)	-0.086 (0.090)	0.013 (0.026)	-0.024 (0.023)	-0.205 (0.246)
PADM(-4)	-0.117 (0.091)	-0.427 (0.409)	0.175 (0.096)	-0.025 (0.028)	-0.015 (0.024)	0.373 (0.263)
PADM(-5)	0.161 (0.086)	-0.442 (0.386)	0.004 (0.091)	-0.022 (0.027)	0.022 (0.023)	-0.111 (0.248)
PADM(-6)	-0.156 (0.086)	-0.133 (0.386)	0.067 (0.091)	0.008 (0.027)	0.020 (0.023)	0.139 (0.248)
PLIVRES(-1)	0.448 (0.311)	0.072 (1.390)	0.048 (0.327)	0.635 (0.096)	0.070 (0.083)	-0.943 (0.893)
PLIVRES(-2)	-0.125 (0.369)	-1.803 (1.651)	0.524 (0.388)	-0.027 (0.114)	-0.012 (0.098)	0.839 (1.061)
PLIVRES(-3)	-0.371 (0.341)	0.003 (1.525)	0.108 (0.358)	-0.102 (0.105)	0.023 (0.091)	0.120 (0.980)
PLIVRES(-4)	0.572 (0.345)	-2.424 (1.542)	-0.792 (0.362)	0.160 (0.106)	-0.020 (0.092)	-2.229 (0.991)
PLIVRES(-5)	-0.644 (0.345)	1.201 (1.544)	0.797 (0.363)	-0.019 (0.106)	0.128 (0.092)	1.981 (0.992)
PLIVRES(-6)	0.104 (0.286)	-0.219 (1.278)	-0.452 (0.300)	0.186 (0.088)	-0.094 (0.076)	-1.345 (0.821)
SELIC(-1)	-0.340 (0.369)	-1.462 (1.652)	-0.832 (0.388)	-0.021 (0.114)	0.804 (0.098)	-2.719 (1.061)
SELIC(-2)	-0.434 (0.464)	0.083 (2.076)	0.765 (0.488)	-0.009 (0.143)	0.146 (0.124)	0.431 (1.334)
SELIC(-3)	-0.492 (0.453)	2.368 (2.026)	0.618 (0.476)	-0.094 (0.140)	-0.126 (0.121)	1.538 (1.302)
SELIC(-4)	0.894 (0.463)	3.601 (2.072)	-0.543 (0.487)	-0.057 (0.143)	-0.077 (0.123)	-1.529 (1.332)
SELIC(-5)	-0.019 (0.468)	-1.839 (2.094)	-0.296 (0.492)	0.018 (0.144)	0.263 (0.125)	1.574 (1.346)
SELIC(-6)	0.028 (0.374)	-1.984 (1.674)	0.163 (0.393)	-0.017 (0.115)	-0.091 (0.100)	-0.220 (1.076)

M1(-1)	-0.018 (0.034)	0.054 (0.154)	-0.052 (0.036)	0.019 (0.011)	-0.009 (0.009)	0.140 (0.099)
M1(-2)	-0.007 (0.033)	-0.011 (0.146)	0.046 (0.034)	-0.018 (0.010)	0.002 (0.009)	-0.012 (0.094)
M1(-3)	-0.014 (0.036)	0.024 (0.160)	-0.015 (0.038)	-0.001 (0.011)	-0.009 (0.010)	-0.302 (0.103)
M1(-4)	0.046 (0.040)	0.111 (0.178)	0.030 (0.042)	0.013 (0.012)	-0.002 (0.011)	-0.257 (0.114)
M1(-5)	-0.063 (0.031)	-0.074 (0.139)	-0.052 (0.033)	-0.005 (0.010)	-0.006 (0.008)	0.083 (0.089)
M1(-6)	0.030 (0.027)	0.082 (0.122)	-0.007 (0.029)	0.006 (0.008)	0.015 (0.007)	-0.096 (0.078)
C	-0.010 (0.006)	0.010 (0.026)	0.008 (0.006)	0.005 (0.002)	0.000 (0.002)	0.170 (0.017)
DT1	0.001 (0.003)	0.004 (0.011)	0.003 (0.003)	0.001 (0.001)	0.000 (0.001)	0.015 (0.007)
DT2	0.000 (0.000)	0.000 (0.001)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.001 (0.001)
DT3	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
DS01	0.003 (0.007)	-0.020 (0.030)	-0.001 (0.007)	-0.001 (0.002)	0.002 (0.002)	-0.193 (0.019)
DS02	0.002 (0.006)	0.001 (0.029)	-0.015 (0.007)	0.001 (0.002)	0.001 (0.002)	-0.152 (0.018)
DS03	0.033 (0.007)	-0.009 (0.032)	-0.005 (0.008)	-0.003 (0.002)	0.002 (0.002)	-0.118 (0.021)
DS04	0.031 (0.008)	-0.011 (0.038)	-0.004 (0.009)	-0.006 (0.003)	0.001 (0.002)	-0.126 (0.024)
DS05	0.048 (0.007)	0.051 (0.033)	0.004 (0.008)	-0.004 (0.002)	0.001 (0.002)	-0.185 (0.021)
DS06	0.009 (0.008)	-0.003 (0.037)	-0.001 (0.009)	-0.005 (0.003)	-0.001 (0.002)	-0.130 (0.024)
DS07	0.016 (0.006)	-0.025 (0.028)	0.010 (0.007)	0.000 (0.002)	0.001 (0.002)	-0.122 (0.018)
DS08	0.030 (0.006)	-0.008 (0.027)	-0.001 (0.006)	-0.001 (0.002)	0.000 (0.002)	-0.146 (0.017)
DS09	0.030 (0.006)	-0.016 (0.025)	-0.002 (0.006)	-0.002 (0.002)	0.000 (0.001)	-0.138 (0.016)
DS10	0.036 (0.005)	-0.017 (0.024)	-0.002 (0.006)	-0.001 (0.002)	0.001 (0.001)	-0.150 (0.016)
DS11	0.016 (0.005)	-0.019 (0.022)	-0.001 (0.005)	-0.002 (0.002)	0.002 (0.001)	-0.158 (0.014)
R-squared	0.842	0.450	0.609	0.823	0.930	0.845
Adj. R-squared	0.768	0.192	0.426	0.740	0.897	0.773
Sum sq. resids	0.008	0.165	0.009	0.001	0.001	0.068
S.E. equation	0.009	0.039	0.009	0.003	0.002	0.025
F-statistic	11.392	1.749	3.330	9.953	28.479	11.665
Log likelihood	554.796	318.113	546.975	740.681	763.775	387.960
Determinant Residual Covariance	2.12E-25					
Log Likelihood (d.f. adjusted)	3143.02					
Akaike Information Criteria	-35.91					
Schwarz Criteria	-29.98					

APÊNDICE 5 – MODELOS VAR PARA IDENTIFICAÇÃO DO “PRICE PUZZLE”

Neste apêndice encontram-se as estimativas dos modelos VAR ajustados com as variáveis nominais em nível (em logaritmos) e em taxas, utilizados para a identificação do “price puzzle” ou do “inflation rate puzzle”

As variáveis são:

IPROD = índice mensal da produção industrial (PIM-IBGE) sem ajuste sazonal

PROD = variação mensal da produção industrial (PIM-IBGE) sem ajuste sazonal

ICAMB = cotação no conceito média diária mensal da taxa nominal de câmbio

CAMB = variação mensal da taxa nominal de câmbio

IPADM = índice mensal dos preços administrados

PADM = variação mensal dos preços administrados

IPLIVRES = índice mensal dos preços livres

PLIVRES = variação mensal dos preços livres

SELIC = taxa acumulada mensal da Selic nominal, expressa de forma anualizada em base de 252 dias úteis

IM1 = valor do estoque de moeda (conceito média mensal por dias úteis)

M1 = variação mensal do estoque de moeda

DT1, DT2, DT3 = “dummies” de tendência

DS01, ..., DS11 = “dummies” sazonais

CRB1 = cotação do índice CRB Spot, conceito média diária mensal.

As estimações foram conduzidas no programa Eviews 4.1.

Tabela E.1 - VAR em nível

	LOG(IPROD)	LOG(ICAMB)	LOG(IPADM)	LOG(IPLIVRES)	SELIC	LOG(IM1)
LOG(IPROD(-1))	0.264 (0.092)	-0.204 (0.133)	-0.079 (0.033)	0.021 (0.010)	-0.006 (0.009)	-0.050 (0.095)
LOG(IPROD(-2))	0.183 (0.094)	0.064 (0.137)	0.021 (0.034)	0.016 (0.010)	-0.008 (0.009)	0.061 (0.098)
LOG(IPROD(-3))	0.234 (0.090)	0.291 (0.130)	0.093 (0.032)	-0.015 (0.010)	0.005 (0.009)	0.058 (0.093)
LOG(IPROD(-4))	-0.211 (0.101)	0.278 (0.146)	0.024 (0.036)	0.005 (0.011)	0.024 (0.010)	-0.001 (0.104)
LOG(IPROD(-5))	0.003 (0.093)	-0.039 (0.134)	-0.025 (0.033)	0.007 (0.010)	0.005 (0.009)	0.068 (0.096)
LOG(ICAMB(-1))	-0.035 (0.061)	1.312 (0.088)	0.032 (0.022)	0.028 (0.007)	0.011 (0.006)	0.063 (0.063)
LOG(ICAMB(-2))	0.096 (0.103)	-0.537 (0.149)	-0.008 (0.037)	-0.027 (0.011)	-0.013 (0.010)	-0.082 (0.106)
LOG(ICAMB(-3))	-0.107 (0.108)	0.314 (0.157)	-0.002 (0.039)	0.016 (0.012)	0.006 (0.010)	0.136 (0.112)
LOG(ICAMB(-4))	0.025 (0.103)	-0.083 (0.150)	-0.027 (0.037)	-0.004 (0.011)	0.000 (0.010)	-0.064 (0.107)
LOG(ICAMB(-5))	-0.056 (0.062)	0.037 (0.090)	0.025 (0.022)	0.002 (0.007)	-0.001 (0.006)	-0.026 (0.064)
LOG(IPADM(-1))	0.124 (0.249)	-0.310 (0.361)	0.958 (0.089)	0.043 (0.027)	-0.027 (0.024)	0.096 (0.258)
LOG(IPADM(-2))	-0.742 (0.335)	0.025 (0.486)	-0.074 (0.120)	-0.110 (0.036)	0.003 (0.032)	-0.078 (0.347)
LOG(IPADM(-3))	0.850 (0.347)	0.497 (0.504)	-0.194 (0.124)	0.090 (0.038)	-0.028 (0.033)	-0.219 (0.359)
LOG(IPADM(-4))	-0.502 (0.350)	-1.356 (0.509)	0.240 (0.125)	-0.017 (0.038)	-0.002 (0.034)	0.309 (0.363)
LOG(IPADM(-5))	0.400 (0.222)	0.848 (0.322)	-0.148 (0.079)	-0.015 (0.024)	0.034 (0.021)	-0.118 (0.230)
LOG(IPLIVRES(-1))	0.753 (0.873)	-0.670 (1.268)	0.104 (0.312)	1.473 (0.094)	0.087 (0.084)	-0.512 (0.904)
LOG(IPLIVRES(-2))	1.285 (1.494)	-1.309 (2.170)	0.258 (0.534)	-0.621 (0.162)	-0.145 (0.144)	0.184 (1.547)
LOG(IPLIVRES(-3))	-3.178 (1.530)	2.621 (2.222)	-0.012 (0.547)	-0.076 (0.166)	0.112 (0.147)	0.382 (1.585)
LOG(IPLIVRES(-4))	2.958 (1.396)	-3.275 (2.028)	-0.738 (0.499)	0.135 (0.151)	0.052 (0.134)	-1.206 (1.446)
LOG(IPLIVRES(-5))	-1.652 (0.748)	2.706 (1.086)	0.659 (0.267)	0.030 (0.081)	-0.075 (0.072)	1.208 (0.775)
SELIC(-1)	-3.471 (0.987)	-2.321 (1.434)	-0.910 (0.353)	0.096 (0.107)	0.661 (0.095)	-2.571 (1.022)
SELIC(-2)	1.333 (1.218)	-0.618 (1.770)	0.241 (0.436)	0.112 (0.132)	-0.015 (0.117)	-0.398 (1.262)
SELIC(-3)	-1.504 (1.200)	3.362 (1.743)	0.939 (0.429)	-0.081 (0.130)	-0.129 (0.115)	2.076 (1.243)
SELIC(-4)	2.337 (1.221)	4.684 (1.773)	0.116 (0.436)	-0.023 (0.132)	0.037 (0.117)	-0.809 (1.264)
SELIC(-5)	-1.374 (1.045)	-2.651 (1.517)	-0.437 (0.374)	0.187 (0.113)	0.147 (0.100)	0.650 (1.082)

LOG(IM1(-1))	0.051 (0.088)	0.054 (0.128)	-0.050 (0.032)	0.024 (0.010)	-0.020 (0.008)	1.108 (0.092)
LOG(IM1(-2))	0.080 (0.134)	0.024 (0.194)	0.108 (0.048)	-0.035 (0.014)	0.019 (0.013)	-0.191 (0.138)
LOG(IM1(-3))	-0.191 (0.144)	0.130 (0.210)	-0.025 (0.052)	0.010 (0.016)	-0.006 (0.014)	-0.189 (0.150)
LOG(IM1(-4))	0.242 (0.138)	0.082 (0.201)	0.028 (0.049)	0.012 (0.015)	0.006 (0.013)	0.082 (0.143)
LOG(IM1(-5))	-0.213 (0.100)	-0.173 (0.145)	-0.015 (0.036)	0.006 (0.011)	-0.003 (0.010)	0.133 (0.104)
C	1.234 (0.484)	-1.065 (0.702)	-0.525 (0.173)	-0.077 (0.052)	-0.067 (0.046)	-0.135 (0.501)
DT1	0.008 (0.008)	-0.008 (0.011)	0.002 (0.003)	0.001 (0.001)	0.000 (0.001)	0.010 (0.008)
DT2	-0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.001 (0.001)
DT3	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
DS01	0.004 (0.019)	-0.039 (0.027)	-0.008 (0.007)	0.002 (0.002)	0.002 (0.002)	-0.189 (0.019)
DS02	-0.002 (0.022)	-0.025 (0.032)	-0.023 (0.008)	0.007 (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.150 (0.023)
DS03	0.178 (0.027)	-0.009 (0.039)	-0.009 (0.010)	0.004 (0.003)	-0.001 (0.003)	-0.114 (0.028)
DS04	0.069 (0.028)	0.041 (0.040)	0.006 (0.010)	0.002 (0.003)	0.002 (0.003)	-0.118 (0.029)
DS05	0.144 (0.024)	0.095 (0.035)	0.001 (0.009)	0.000 (0.003)	0.003 (0.002)	-0.143 (0.025)
DS06	0.084 (0.024)	0.065 (0.035)	-0.001 (0.009)	0.000 (0.003)	0.003 (0.002)	-0.126 (0.025)
DS07	0.145 (0.019)	0.022 (0.027)	0.010 (0.007)	0.000 (0.002)	0.001 (0.002)	-0.115 (0.019)
DS08	0.139 (0.015)	0.051 (0.022)	-0.002 (0.005)	-0.001 (0.002)	0.002 (0.001)	-0.148 (0.016)
DS09	0.119 (0.013)	0.021 (0.019)	-0.003 (0.005)	-0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	-0.122 (0.014)
DS10	0.145 (0.012)	0.006 (0.017)	-0.003 (0.004)	0.001 (0.001)	0.002 (0.001)	-0.121 (0.012)
DS11	0.097 (0.012)	-0.005 (0.018)	-0.002 (0.004)	-0.001 (0.001)	0.002 (0.001)	-0.136 (0.013)
LOG(CRB1(-4))	-0.014 (0.055)	-0.144 (0.080)	-0.063 (0.020)	0.015 (0.006)	-0.003 (0.005)	0.007 (0.057)
R-squared	0.977	0.995	1.000	1.000	0.934	0.999
Adj. R-squared	0.968	0.993	1.000	1.000	0.908	0.999
Sum sq. resids	0.063	0.133	0.008	0.001	0.001	0.067
S.E. equation	0.023	0.034	0.008	0.003	0.002	0.024
F-statistic	110.284	524.822	10654.140	29165.050	36.453	2722.101
Log likelihood	406.315	345.847	572.927	766.603	785.856	400.636
Determinant Residual Covariance		6.01E-25				
Log Likelihood (d.f. adjusted)		3138.23				
Akaike Information Criteria		-35.34				
Schwarz Criteria		-30.08				

Tabela F.1 - VAR Ampliado em nível

	LOG(IPIB)	LOG(ICAMB)	LOG(IPADM)	LOG(IPLIVRES)	SELIC	LOG(IM1)
LOG(IPIB(-1))	0.535 (0.089)	-0.116 (0.327)	-0.101 (0.093)	0.063 (0.025)	0.001 (0.021)	-0.022 (0.239)
LOG(IPIB(-2))	0.345 (0.101)	0.432 (0.368)	0.109 (0.105)	0.019 (0.028)	-0.036 (0.024)	0.463 (0.270)
LOG(IPIB(-3))	-0.362 (0.096)	-0.027 (0.351)	0.113 (0.100)	-0.097 (0.026)	0.009 (0.023)	-0.171 (0.257)
LOG(IPIB(-4))	0.025 (0.095)	-0.217 (0.349)	-0.010 (0.099)	0.002 (0.026)	0.034 (0.022)	-0.460 (0.255)
LOG(IPIB(-5))	-0.090 (0.086)	-0.020 (0.313)	-0.051 (0.089)	0.056 (0.024)	-0.032 (0.020)	0.991 (0.229)
LOG(ICAMB(-1))	0.023 (0.023)	1.080 (0.085)	0.051 (0.024)	0.015 (0.006)	-0.004 (0.006)	0.069 (0.063)
LOG(ICAMB(-2))	-0.047 (0.036)	-0.399 (0.133)	-0.027 (0.038)	-0.013 (0.010)	-0.002 (0.009)	-0.095 (0.097)
LOG(ICAMB(-3))	0.037 (0.038)	0.237 (0.138)	0.010 (0.039)	0.012 (0.010)	0.000 (0.009)	0.100 (0.101)
LOG(ICAMB(-4))	-0.041 (0.036)	-0.016 (0.131)	-0.028 (0.037)	-0.005 (0.010)	0.000 (0.008)	0.010 (0.096)
LOG(ICAMB(-5))	-0.016 (0.021)	0.012 (0.078)	0.023 (0.022)	0.002 (0.006)	-0.002 (0.005)	-0.039 (0.057)
LOG(IPADM(-1))	0.084 (0.085)	0.234 (0.312)	0.882 (0.089)	0.048 (0.023)	-0.004 (0.020)	0.300 (0.228)
LOG(IPADM(-2))	-0.376 (0.113)	0.057 (0.413)	-0.096 (0.118)	-0.090 (0.031)	0.010 (0.027)	-0.119 (0.302)
LOG(IPADM(-3))	0.595 (0.122)	0.531 (0.444)	-0.101 (0.127)	0.067 (0.033)	-0.025 (0.029)	-0.351 (0.325)
LOG(IPADM(-4))	-0.380 (0.128)	-1.002 (0.469)	0.201 (0.134)	-0.018 (0.035)	0.012 (0.030)	0.500 (0.343)
LOG(IPADM(-5))	0.152 (0.079)	0.312 (0.290)	-0.185 (0.083)	-0.018 (0.022)	0.008 (0.019)	-0.250 (0.212)
LOG(IPLIVRES(-1))	0.801 (0.345)	-2.377 (1.259)	-0.048 (0.359)	1.262 (0.095)	-0.040 (0.081)	0.141 (0.922)
LOG(IPLIVRES(-2))	-0.389 (0.545)	1.056 (1.993)	0.313 (0.568)	-0.404 (0.150)	-0.005 (0.128)	0.585 (1.459)
LOG(IPLIVRES(-3))	-0.501 (0.533)	0.986 (1.948)	-0.111 (0.555)	-0.101 (0.147)	0.082 (0.125)	-0.783 (1.426)
LOG(IPLIVRES(-4))	0.733 (0.482)	-3.012 (1.763)	-0.544 (0.502)	0.165 (0.133)	0.024 (0.113)	-0.991 (1.291)
LOG(IPLIVRES(-5))	-0.618 (0.273)	3.379 (0.997)	0.696 (0.284)	0.038 (0.075)	-0.026 (0.064)	1.180 (0.730)
SELIC(-1)	-0.526 (0.373)	-4.302 (1.364)	-0.852 (0.389)	-0.130 (0.103)	0.509 (0.088)	-2.313 (0.999)
SELIC(-2)	-0.450 (0.414)	0.443 (1.513)	0.524 (0.431)	0.065 (0.114)	0.026 (0.097)	-0.393 (1.107)
SELIC(-3)	-0.728 (0.416)	1.855 (1.522)	0.667 (0.434)	-0.025 (0.115)	-0.110 (0.098)	1.326 (1.114)
SELIC(-4)	0.682 (0.421)	3.301 (1.539)	0.266 (0.438)	-0.014 (0.116)	-0.044 (0.099)	-1.614 (1.126)
SELIC(-5)	-0.322 (0.345)	-3.472 (1.260)	-0.562 (0.359)	0.052 (0.095)	0.047 (0.081)	1.367 (0.923)

M1(-1)	0.062 (0.084)	-0.003 (0.127)	-0.060 (0.032)	0.016 (0.010)	-0.017 (0.008)	0.123 (0.090)
M1(-2)	0.143 (0.089)	0.005 (0.135)	0.052 (0.033)	-0.021 (0.010)	0.004 (0.009)	-0.035 (0.096)
M1(-3)	-0.018 (0.096)	0.080 (0.146)	0.009 (0.036)	-0.008 (0.011)	-0.006 (0.009)	-0.252 (0.103)
M1(-4)	0.302 (0.098)	0.128 (0.149)	0.011 (0.037)	0.007 (0.011)	-0.003 (0.010)	-0.209 (0.105)
M1(-5)	-0.127 (0.076)	-0.027 (0.115)	-0.071 (0.029)	-0.004 (0.009)	-0.002 (0.007)	0.044 (0.082)
C	0.074 (0.213)	0.524 (0.324)	0.009 (0.080)	-0.004 (0.025)	0.025 (0.021)	0.188 (0.229)
DT1	-0.012 (0.006)	0.009 (0.010)	0.003 (0.002)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.014 (0.007)
DT2	0.001 (0.000)	0.000 (0.001)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.001 (0.001)
DT3	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
DS01	0.015 (0.020)	-0.055 (0.030)	-0.009 (0.007)	0.001 (0.002)	0.002 (0.002)	-0.206 (0.021)
DS02	0.015 (0.023)	-0.054 (0.035)	-0.018 (0.009)	0.004 (0.003)	-0.002 (0.002)	-0.164 (0.025)
DS03	0.216 (0.028)	-0.057 (0.042)	-0.001 (0.010)	0.000 (0.003)	-0.001 (0.003)	-0.134 (0.030)
DS04	0.086 (0.028)	0.002 (0.043)	0.015 (0.011)	-0.002 (0.003)	0.001 (0.003)	-0.132 (0.030)
DS05	0.222 (0.020)	0.035 (0.030)	0.009 (0.007)	-0.003 (0.002)	0.000 (0.002)	-0.185 (0.021)
DS06	0.124 (0.020)	0.013 (0.031)	-0.008 (0.008)	-0.003 (0.002)	0.000 (0.002)	-0.150 (0.022)
DS07	0.181 (0.016)	-0.026 (0.024)	0.003 (0.006)	-0.002 (0.002)	-0.001 (0.002)	-0.137 (0.017)
DS08	0.150 (0.015)	0.018 (0.023)	-0.007 (0.006)	-0.002 (0.002)	0.001 (0.001)	-0.164 (0.016)
DS09	0.123 (0.013)	-0.001 (0.020)	-0.008 (0.005)	-0.002 (0.002)	0.000 (0.001)	-0.132 (0.014)
DS10	0.145 (0.013)	-0.012 (0.020)	-0.007 (0.005)	0.000 (0.002)	0.002 (0.001)	-0.131 (0.014)
DS11	0.090 (0.013)	-0.008 (0.020)	-0.001 (0.005)	-0.001 (0.002)	0.002 (0.001)	-0.143 (0.014)
COMM1(-3)	0.029 (0.033)	-0.075 (0.051)	-0.011 (0.013)	0.002 (0.004)	-0.005 (0.003)	-0.006 (0.036)
R-squared	0.974	0.492	0.602	0.808	0.928	0.829
Adj. R-squared	0.964	0.290	0.443	0.731	0.899	0.761
Sum sq. resids	0.066	0.152	0.009	0.001	0.001	0.076
S.E. equation	0.024	0.037	0.009	0.003	0.002	0.026
F-statistic	95.542	2.432	3.791	10.543	32.301	12.183
Log likelihood	393.732	326.969	548.966	735.648	764.477	381.994
Determinant Residual Covariance		1.45E-24				
Log Likelihood (d.f. adjusted)		3010.28				
Akaike Information Criteria		-34.39				
Schwarz Criteria		-29.07				

APÊNDICE 6 – MODELOS VAR AMPLIADOS

Neste apêndice apresentamos as estimativas dos modelos VAR Ampliados ajustados com as variáveis nominais em nível (em logaritmos) e em taxas.

As variáveis são:

IPIB = estimativa do PIB mensal pelo método de Litterman

PROD = variação do PIB mensal

ICAMB = cotação no conceito média diária mensal da taxa nominal de câmbio

CAMB = variação mensal da taxa nominal de câmbio

IPADM = índice mensal dos preços administrados

PADM = variação mensal dos preços administrados

IPLIVRES = índice mensal dos preços livres

PLIVRES = variação mensal dos preços livres

SELIC = taxa acumulada mensal da Selic nominal, expressa de forma anualizada em base de 252 dias úteis

IM1 = valor do estoque de moeda (conceito média mensal por dias úteis)

M1 = variação mensal do estoque de moeda

DT1, DT2, DT3 = “dummies” de tendência

DS01, ..., DS11 = “dummies” sazonais

META = meta de inflação estabelecida pelo CMN

EXPEC = expectativas de inflação para os próximos 12 meses

EMBI = índice de risco-país medido pelo Baco J. P. Morgan

CRB1 = cotação do índice CRB Spot, conceito média diária mensal.

As estimações foram conduzidas no programa Eviews 4.1.

Tabela F.1 - VAR Ampliado em nível

	LOG(IPIB)	LOG(ICAMB)	LOG(IPADM)	LOG(IPLIVRES)	SELIC	LOG(IM1)
LOG(IPIB(-1))	0.535 (0.089)	-0.116 (0.327)	-0.101 (0.093)	0.063 (0.025)	0.001 (0.021)	-0.022 (0.239)
LOG(IPIB(-2))	0.345 (0.101)	0.432 (0.368)	0.109 (0.105)	0.019 (0.028)	-0.036 (0.024)	0.463 (0.270)
LOG(IPIB(-3))	-0.362 (0.096)	-0.027 (0.351)	0.113 (0.100)	-0.097 (0.026)	0.009 (0.023)	-0.171 (0.257)
LOG(IPIB(-4))	0.025 (0.095)	-0.217 (0.349)	-0.010 (0.099)	0.002 (0.026)	0.034 (0.022)	-0.460 (0.255)
LOG(IPIB(-5))	-0.090 (0.086)	-0.020 (0.313)	-0.051 (0.089)	0.056 (0.024)	-0.032 (0.020)	0.991 (0.229)
LOG(ICAMB(-1))	0.023 (0.023)	1.080 (0.085)	0.051 (0.024)	0.015 (0.006)	-0.004 (0.006)	0.069 (0.063)
LOG(ICAMB(-2))	-0.047 (0.036)	-0.399 (0.133)	-0.027 (0.038)	-0.013 (0.010)	-0.002 (0.009)	-0.095 (0.097)
LOG(ICAMB(-3))	0.037 (0.038)	0.237 (0.138)	0.010 (0.039)	0.012 (0.010)	0.000 (0.009)	0.100 (0.101)
LOG(ICAMB(-4))	-0.041 (0.036)	-0.016 (0.131)	-0.028 (0.037)	-0.005 (0.010)	0.000 (0.008)	0.010 (0.096)
LOG(ICAMB(-5))	-0.016 (0.021)	0.012 (0.078)	0.023 (0.022)	0.002 (0.006)	-0.002 (0.005)	-0.039 (0.057)
LOG(IPADM(-1))	0.084 (0.085)	0.234 (0.312)	0.882 (0.089)	0.048 (0.023)	-0.004 (0.020)	0.300 (0.228)
LOG(IPADM(-2))	-0.376 (0.113)	0.057 (0.413)	-0.096 (0.118)	-0.090 (0.031)	0.010 (0.027)	-0.119 (0.302)
LOG(IPADM(-3))	0.595 (0.122)	0.531 (0.444)	-0.101 (0.127)	0.067 (0.033)	-0.025 (0.029)	-0.351 (0.325)
LOG(IPADM(-4))	-0.380 (0.128)	-1.002 (0.469)	0.201 (0.134)	-0.018 (0.035)	0.012 (0.030)	0.500 (0.343)
LOG(IPADM(-5))	0.152 (0.079)	0.312 (0.290)	-0.185 (0.083)	-0.018 (0.022)	0.008 (0.019)	-0.250 (0.212)
LOG(IPLIVRES(-1))	0.801 (0.345)	-2.377 (1.259)	-0.048 (0.359)	1.262 (0.095)	-0.040 (0.081)	0.141 (0.922)
LOG(IPLIVRES(-2))	-0.389 (0.545)	1.056 (1.993)	0.313 (0.568)	-0.404 (0.150)	-0.005 (0.128)	0.585 (1.459)
LOG(IPLIVRES(-3))	-0.501 (0.533)	0.986 (1.948)	-0.111 (0.555)	-0.101 (0.147)	0.082 (0.125)	-0.783 (1.426)
LOG(IPLIVRES(-4))	0.733 (0.482)	-3.012 (1.763)	-0.544 (0.502)	0.165 (0.133)	0.024 (0.113)	-0.991 (1.291)
LOG(IPLIVRES(-5))	-0.618 (0.273)	3.379 (0.997)	0.696 (0.284)	0.038 (0.075)	-0.026 (0.064)	1.180 (0.730)
SELIC(-1)	-0.526 (0.373)	-4.302 (1.364)	-0.852 (0.389)	-0.130 (0.103)	0.509 (0.088)	-2.313 (0.999)
SELIC(-2)	-0.450 (0.414)	0.443 (1.513)	0.524 (0.431)	0.065 (0.114)	0.026 (0.097)	-0.393 (1.107)
SELIC(-3)	-0.728 (0.416)	1.855 (1.522)	0.667 (0.434)	-0.025 (0.115)	-0.110 (0.098)	1.326 (1.114)
SELIC(-4)	0.682 (0.421)	3.301 (1.539)	0.266 (0.438)	-0.014 (0.116)	-0.044 (0.099)	-1.614 (1.126)
SELIC(-5)	-0.322 (0.345)	-3.472 (1.260)	-0.562 (0.359)	0.052 (0.095)	0.047 (0.081)	1.367 (0.923)

LOG(IM1(-1))	0.016 (0.033)	-0.016 (0.119)	-0.021 (0.034)	0.025 (0.009)	-0.017 (0.008)	0.975 (0.087)
LOG(IM1(-2))	0.001 (0.046)	0.054 (0.169)	0.100 (0.048)	-0.030 (0.013)	0.021 (0.011)	-0.233 (0.124)
LOG(IM1(-3))	-0.045 (0.049)	-0.125 (0.178)	-0.043 (0.051)	0.006 (0.013)	-0.019 (0.011)	-0.180 (0.130)
LOG(IM1(-4))	0.014 (0.047)	0.032 (0.173)	0.059 (0.049)	0.012 (0.013)	0.002 (0.011)	0.034 (0.127)
LOG(IM1(-5))	0.055 (0.033)	0.012 (0.121)	-0.006 (0.034)	0.001 (0.009)	0.006 (0.008)	0.121 (0.089)
C	1.462 (0.258)	-0.349 (0.943)	-0.670 (0.269)	-0.133 (0.071)	0.025 (0.061)	-1.810 (0.691)
DT1	0.011 (0.002)	0.006 (0.009)	0.002 (0.003)	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)	0.010 (0.007)
DT2	-0.001 (0.000)	0.000 (0.001)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.001 (0.000)
DT3	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
DS01	-0.023 (0.006)	-0.001 (0.022)	-0.002 (0.006)	-0.001 (0.002)	0.002 (0.001)	-0.166 (0.016)
DS02	-0.012 (0.006)	0.011 (0.024)	-0.020 (0.007)	0.004 (0.002)	-0.001 (0.002)	-0.127 (0.017)
DS03	0.025 (0.008)	0.031 (0.028)	-0.009 (0.008)	0.003 (0.002)	0.001 (0.002)	-0.091 (0.020)
DS04	0.031 (0.008)	0.020 (0.029)	-0.005 (0.008)	-0.002 (0.002)	0.000 (0.002)	-0.107 (0.021)
DS05	0.003 (0.006)	0.025 (0.023)	-0.005 (0.006)	-0.005 (0.002)	-0.001 (0.001)	-0.149 (0.017)
DS06	-0.008 (0.006)	-0.008 (0.022)	-0.007 (0.006)	-0.003 (0.002)	0.000 (0.001)	-0.116 (0.016)
DS07	0.013 (0.006)	-0.019 (0.022)	0.004 (0.006)	0.001 (0.002)	-0.001 (0.001)	-0.088 (0.016)
DS08	0.018 (0.005)	0.005 (0.018)	-0.006 (0.005)	-0.001 (0.001)	-0.002 (0.001)	-0.120 (0.013)
DS09	0.010 (0.004)	-0.014 (0.014)	-0.005 (0.004)	-0.003 (0.001)	0.000 (0.001)	-0.129 (0.010)
DS10	0.016 (0.004)	-0.018 (0.014)	-0.004 (0.004)	0.000 (0.001)	0.001 (0.001)	-0.127 (0.011)
DS11	0.012 (0.004)	-0.014 (0.014)	-0.004 (0.004)	-0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	-0.130 (0.010)
EMBI	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
META	0.001 (0.001)	-0.001 (0.002)	0.000 (0.001)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.002)
EXPEC	-0.002 (0.001)	0.009 (0.003)	0.001 (0.001)	0.001 (0.000)	0.001 (0.000)	-0.005 (0.002)
LOG(CRB1(-4))	0.028 (0.022)	-0.059 (0.080)	-0.094 (0.023)	0.007 (0.006)	-0.002 (0.005)	0.034 (0.058)
R-squared	0.996	0.996	1.000	1.000	0.954	0.999
Adj. R-squared	0.995	0.995	1.000	1.000	0.934	0.999
Sum sq. resids	0.007	0.098	0.008	0.001	0.000	0.053
S.E. equation	0.008	0.029	0.008	0.002	0.002	0.022
F-statistic	614.275	648.139	9807.800	35204.800	48.490	3186.030
Log likelihood	580.184	370.188	573.573	789.197	814.624	420.717
Determinant Residual Covariance		2.52E-26				
Log Likelihood (d.f. adjusted)		3395.06				
Akaike Information Criteria		-38.28				
Schwarz Criteria		-32.68				

Tabela F.2 - VAR Ampliado em taxas de variações

	LOG(IPIB)	CAMB	PADM	PLIVRES	SELIC	M1
LOG(IPIB(-1))	0.808 (0.092)	-0.106 (0.308)	-0.153 (0.095)	0.039 (0.024)	0.027 (0.020)	-0.407 (0.253)
LOG(IPIB(-2))	0.383 (0.122)	0.623 (0.406)	0.116 (0.125)	0.013 (0.031)	-0.043 (0.026)	0.477 (0.333)
LOG(IPIB(-3))	-0.438 (0.109)	-0.134 (0.365)	0.054 (0.112)	-0.105 (0.028)	0.026 (0.023)	0.187 (0.299)
LOG(IPIB(-4))	0.144 (0.109)	-0.187 (0.363)	-0.019 (0.112)	0.001 (0.028)	0.042 (0.023)	-0.754 (0.298)
LOG(IPIB(-5))	0.074 (0.086)	-0.077 (0.288)	-0.003 (0.089)	0.067 (0.022)	-0.047 (0.018)	0.500 (0.236)
CAMB(-1)	0.015 (0.026)	0.076 (0.088)	0.057 (0.027)	0.012 (0.007)	-0.001 (0.006)	0.047 (0.072)
CAMB(-2)	-0.026 (0.025)	-0.260 (0.085)	-0.001 (0.026)	-0.001 (0.007)	-0.004 (0.005)	-0.031 (0.070)
CAMB(-3)	0.020 (0.026)	-0.042 (0.087)	0.026 (0.027)	0.007 (0.007)	0.000 (0.006)	0.075 (0.071)
CAMB(-4)	-0.002 (0.025)	-0.052 (0.083)	-0.028 (0.026)	0.005 (0.006)	-0.002 (0.005)	0.017 (0.068)
CAMB(-5)	-0.021 (0.022)	-0.032 (0.074)	0.064 (0.023)	0.000 (0.006)	-0.001 (0.005)	0.066 (0.060)
PADM(-1)	0.076 (0.086)	0.194 (0.286)	0.198 (0.088)	0.057 (0.022)	-0.011 (0.018)	0.156 (0.235)
PADM(-2)	-0.289 (0.087)	0.182 (0.290)	0.015 (0.089)	-0.038 (0.022)	0.008 (0.018)	0.054 (0.238)
PADM(-3)	0.363 (0.091)	0.769 (0.304)	-0.080 (0.094)	0.023 (0.023)	-0.003 (0.019)	-0.374 (0.250)
PADM(-4)	-0.113 (0.095)	-0.099 (0.316)	0.153 (0.097)	0.021 (0.024)	-0.022 (0.020)	0.216 (0.260)
PADM(-5)	0.044 (0.089)	-0.621 (0.298)	-0.003 (0.092)	-0.009 (0.023)	0.031 (0.019)	-0.034 (0.244)
PLIVRES(-1)	0.833 (0.364)	-3.206 (1.215)	0.291 (0.374)	0.374 (0.093)	-0.106 (0.077)	-1.104 (0.997)
PLIVRES(-2)	0.176 (0.358)	-1.620 (1.197)	0.369 (0.368)	-0.043 (0.092)	-0.140 (0.076)	0.326 (0.982)
PLIVRES(-3)	-0.540 (0.351)	-1.301 (1.173)	0.078 (0.361)	-0.193 (0.090)	-0.009 (0.075)	0.316 (0.963)
PLIVRES(-4)	0.552 (0.343)	-2.704 (1.145)	-0.606 (0.353)	0.041 (0.088)	-0.016 (0.073)	-2.007 (0.940)
PLIVRES(-5)	-0.553 (0.302)	-1.804 (1.008)	0.504 (0.310)	0.031 (0.077)	-0.037 (0.064)	0.902 (0.827)
SELIC(-1)	-0.169 (0.419)	-4.439 (1.399)	-0.812 (0.431)	-0.194 (0.107)	0.583 (0.089)	-2.472 (1.148)
SELIC(-2)	-0.484 (0.470)	0.257 (1.570)	0.640 (0.483)	0.017 (0.121)	0.051 (0.100)	-0.129 (1.289)
SELIC(-3)	-0.576 (0.475)	2.035 (1.586)	0.495 (0.488)	-0.070 (0.122)	-0.044 (0.101)	1.809 (1.301)
SELIC(-4)	1.184 (0.476)	4.153 (1.589)	-0.305 (0.489)	-0.078 (0.122)	0.003 (0.101)	-1.883 (1.304)
SELIC(-5)	-0.056 (0.390)	-3.390 (1.304)	-0.315 (0.401)	0.023 (0.100)	0.058 (0.083)	1.293 (1.070)

M1(-1)	-0.025 (0.032)	-0.021 (0.107)	-0.062 (0.033)	0.019 (0.008)	-0.014 (0.007)	0.128 (0.088)
M1(-2)	-0.018 (0.034)	0.023 (0.113)	0.035 (0.035)	-0.013 (0.009)	0.009 (0.007)	-0.062 (0.092)
M1(-3)	-0.043 (0.035)	-0.110 (0.117)	-0.019 (0.036)	-0.007 (0.009)	-0.009 (0.007)	-0.265 (0.096)
M1(-4)	-0.023 (0.037)	-0.008 (0.122)	0.014 (0.038)	0.006 (0.009)	-0.004 (0.008)	-0.228 (0.100)
M1(-5)	-0.021 (0.029)	-0.018 (0.095)	-0.072 (0.029)	0.000 (0.007)	-0.009 (0.006)	0.049 (0.078)
C	0.144 (0.101)	-0.607 (0.337)	0.039 (0.104)	-0.072 (0.026)	-0.022 (0.021)	0.170 (0.277)
DT1	0.004 (0.002)	0.009 (0.008)	0.004 (0.002)	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)	0.017 (0.007)
DT2	0.000 (0.000)	0.000 (0.001)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.001 (0.000)
DT3	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
DS01	-0.013 (0.007)	-0.001 (0.022)	-0.001 (0.007)	-0.001 (0.002)	0.003 (0.001)	-0.202 (0.018)
DS02	0.004 (0.007)	0.009 (0.023)	-0.019 (0.007)	0.004 (0.002)	0.001 (0.001)	-0.168 (0.019)
DS03	0.042 (0.008)	0.037 (0.026)	-0.008 (0.008)	0.002 (0.002)	0.002 (0.002)	-0.126 (0.022)
DS04	0.043 (0.009)	0.017 (0.029)	-0.003 (0.009)	-0.004 (0.002)	0.001 (0.002)	-0.126 (0.024)
DS05	0.019 (0.008)	0.022 (0.028)	0.007 (0.009)	-0.005 (0.002)	0.002 (0.002)	-0.190 (0.023)
DS06	0.009 (0.006)	-0.015 (0.021)	-0.007 (0.006)	-0.003 (0.002)	0.000 (0.001)	-0.167 (0.017)
DS07	0.030 (0.006)	-0.032 (0.019)	0.005 (0.006)	0.002 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.143 (0.016)
DS08	0.027 (0.006)	-0.009 (0.018)	-0.009 (0.006)	-0.001 (0.001)	-0.002 (0.001)	-0.150 (0.015)
DS09	0.010 (0.005)	-0.024 (0.015)	-0.009 (0.005)	-0.003 (0.001)	0.000 (0.001)	-0.136 (0.012)
DS10	0.016 (0.005)	-0.031 (0.016)	-0.007 (0.005)	0.000 (0.001)	0.001 (0.001)	-0.139 (0.013)
DS11	0.012 (0.004)	-0.028 (0.015)	-0.003 (0.005)	-0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	-0.144 (0.012)
META	0.001 (0.001)	-0.001 (0.002)	0.000 (0.001)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.001 (0.002)
EMBI	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
EXPEC	-0.002 (0.001)	0.009 (0.003)	0.000 (0.001)	0.001 (0.000)	0.001 (0.000)	-0.002 (0.003)
COMM1(-3)	0.014 (0.014)	0.025 (0.046)	-0.013 (0.014)	0.003 (0.004)	-0.003 (0.003)	0.006 (0.038)
R-squared	0.995	0.647	0.573	0.866	0.951	0.840
Adj. R-squared	0.993	0.498	0.392	0.809	0.930	0.772
Sum sq. resids	0.010	0.106	0.010	0.001	0.000	0.072
S.E. equation	0.009	0.031	0.009	0.002	0.002	0.025
Mean dependent	4.746	0.005	0.010	0.006	0.017	0.015
S.D. dependent	0.109	0.043	0.012	0.005	0.007	0.053
Determinant Residual Covariance	7.41E-26					
Log Likelihood (d.f. adjusted)	3307.79					
Akaike Information Criteria	-37.21					
Schwarz Criteria	-31.60					

APÊNDICE 7 – TESTES DE RAÍZES UNITÁRIAS PARA AS SÉRIES DO INVESTIMENTO DO GOVERNO E O INVESTIMENTO DO SETOR PRIVADO

Obtenção das Séries Utilizadas

A fim de se conduzir os testes de raízes unitárias para as séries do investimento público e o investimento privado no Brasil utilizaremos as séries de Formação Bruta de Capital Fixo a Preços Constantes (R\$ de 1980), tanto para o Setor Público quanto para o Setor Privado para o período de 1947 a 2005. Na verdade o IPEA disponibiliza as séries consolidadas de formação bruta de capital fixo, a preços correntes e a preços constantes, para as categorias de construção civil e de aquisição de máquinas e equipamentos. Também estão disponíveis as séries de formação bruta de capital fixo (total, construção civil e aquisição de máquinas e equipamentos), porém somente a preços correntes, para o setor público e setor privado. Como os deflatores, tanto para a construção civil quanto para a aquisição de máquinas e equipamentos são os mesmos (INCC, para a construção civil e IPA-OG – Metais e Produtos Metalúrgicos, para aquisição de máquinas e equipamentos), independentemente do investimento ter sido realizado pelo setor público ou pelo setor privado (veja Morandi e Reis (2004)) então, das séries consolidadas da formação bruta de capital fixo (construção civil e aquisição de máquinas e equipamentos) a preços correntes e a preços constantes, extrai-se os deflatores de cada categoria (construção civil e aquisição de máquinas e equipamentos) que, aplicados sobre as séries a preços correntes do setor público e do setor privado, obtemos as séries de formação bruta de capital fixo a preços constantes, em construção civil e aquisição de máquinas e equipamentos, tanto para o setor público quanto para o setor privado.

Portanto, a série de formação bruta de capital fixo do setor público a preços constantes, doravante denominada Investimento do Governo (ig_t), será a soma das séries de formação bruta de capital fixo das categorias de construção civil e de aquisição de máquinas e equipamentos, a preços constantes, relativas ao setor público. O mesmo procedimento aplicar-se-á ao setor privado, obtendo a série doravante denominada Investimento Privado (ip_t)².

² A soma da formação bruta de capital fixo em construção civil e em aquisição de máquinas e equipamentos não perfaz, precisamente, a formação bruta de capital fixo total. Restaria ainda considerar a categoria de outros investimentos, que contempla itens como culturas permanentes, matas plantadas e animais reprodutores. Porém, esta categoria não está discriminada entre setor público e privado e, portanto, não a consideramos na composição das séries utilizadas na análise de cointegração. Vale ressaltar que, em relação à formação bruta de capital fixo total, a categoria de outros investimentos tem um peso médio bastante reduzido, em torno de 3% para o período 1947 a 2005.

O gráfico a seguir exibe as séries de Investimento do Governo (ig_t) e Investimento do Setor Privado (ip_t), em logaritmos, para o período de 1947 a 2005, a preços constantes (R\$ de 1980) na base 1980 = 100 para as séries originais.

O primeiro passo a ser dado com relação à análise de cointegração entre (o log) do Investimento do Governo e o do Setor Privado será a condução dos testes de existência de raízes unitárias. Começaremos com o teste de Dickey e Pantula a fim de testarmos a hipótese nula das séries serem integradas de ordem 2 contra a hipótese alternativa de serem integradas de ordem 1. Caso rejeitemos a hipótese nula, conduziremos os testes tradicionais de existência de, no máximo, uma raiz unitária (testes ADF, Phillips e Perron, ADF-GLS (ERS) e KPSS).

Teste de Dickey e Pantula

O teste de Dickey e Pantula nos permite identificar se existe mais de uma raiz unitária. No caso de séries econômicas reais (preços constantes), dificilmente encontramos ordem de integração superior a 2. Assim, testaremos inicialmente a hipótese nula das séries serem $I(2)$ contra a hipótese alternativa das séries serem $I(1)$. Utilizaremos as seguintes especificações:

- Modelo sem constante e sem tendência linear: $\Delta^2 y_t = b_1 \Delta y_{t-1} + e_t$
- Modelo com constante e sem tendência linear: $\Delta^2 y_t = a + b_1 \Delta y_{t-1} + e_t$
- Modelo com constante e com tendência linear: $\Delta^2 y_t = a + b_0 t + b_1 \Delta y_{t-1} + e_t$

Para as séries lig_t e lip_t os resultados são os seguintes:

Série : Investimento do Governo (lig_t)

	α	β_0	β_1	Valores Críticos (DF)	
				1%	5%
Modelo sem constante e sem tendência linear	n.d.	n.d.	-1.165664 (0.132336) -8.806396	-2.62	-1.95
Modelo com constante e sem tendência linear	0.037148 (0.025954) 1.431296	n.d.	-1.205778 (0.134061) -8.994240	-3.58	-2.93
Modelo com constante e com tendência linear	0.138154 (0.053554) 2.579720	-0.003393 (0.001589) -2.135660	-1.270099 (0.133221) -9.533749	-4.15	-3.50

obs.: valores em negrito são as estatísticas de teste

Série : Investimento do Setor Privado (lip_t)

	α	β_0	β_1	Valores Críticos (DF)	
				1%	5%
Modelo sem constante e sem tendência linear	n.d.	n.d.	-0.828031 (0.131760) -6.284368	-2.62	-1.95
Modelo com constante e sem tendência linear	0.045377 (0.018282) 2.482034	n.d.	-0.937330 (0.133363) -7.028424	-3.58	-2.93
Modelo com constante e com tendência linear	0.109692 (0.036969) 2.967131	-0.002140 (0.001078) -1.984781	-0.987467 (0.132247) -7.466858	-4.15	-3.50

obs.: valores em negrito são as estatísticas de teste

Como todas as estatísticas de teste associadas ao coeficiente β_1 em todos os modelos foram inferiores aos valores críticos (a 5% e a 1% de significância), rejeitamos a hipótese nula das séries apresentarem duas raízes unitárias, isto é, serem I(2).

Seguindo no procedimento de Dickey e Pantula, devemos agora testar a hipótese nula das séries serem I(1) contra a hipótese alternativa de não possuírem nenhuma raiz unitária. Para tanto, utilizaremos as seguintes especificações:

- a) Modelo sem constante e sem tendência linear: $\Delta^2 y_t = b_1 \Delta y_{t-1} + b_2 y_{t-1} + e_t$

- b) Modelo com constante e sem tendência linear: $\Delta^2 y_t = a + b_1 \Delta y_{t-1} + b_2 y_{t-1} + e_t$
- c) Modelo com constante e com tendência linear: $\Delta^2 y_t = a + b_0 t + b_1 \Delta y_{t-1} + b_2 y_{t-1} + e_t$

Para as séries lig_t e lip_t os resultados são os seguintes:

Série : Investimento do Governo (lig_t)

					Valores Críticos (DF)	
	α	β_0	β_1	β_2	1%	5%
Modelo sem constante e sem tendência linear	n.d.	n.d.	-1.225462 (0.131980) -9.285185	-0.019933 (0.009790) -2.036057	-2.62	-1.95
Modelo com constante e sem tendência linear	-0.245875 (0.105206) -2.337088	n.d.	-1.235664 (0.126828) -9.742849	-0.111838 (0.040433) -2.766013	-3.58	-2.93
Modelo com constante e com tendência linear	-0.299825 (0.265260) -1.130305	0.000634 (0.002855) 0.221944	-1.227357 (0.133363) -9.203096	-0.125703 (0.074618) -1.684621	-4.15	-3.50

obs.: valores em negrito são as estatísticas de teste

Série : Investimento do Setor Privado (lip_t)

					Valores Críticos (DF)	
	α	β_0	β_1	β_2	1%	5%
Modelo sem constante e sem tendência linear	n.d.	n.d.	-0.960445 (0.125816) -7.633708	-0.044085 (0.012643) -3.486935	-2.62	-1.95
Modelo com constante e sem tendência linear	0.001453 (0.025980) 0.055938	n.d.	-0.961614 (0.128723) -7.470394	-0.043308 (0.018855) -2.296884	-3.58	-2.93
Modelo com constante e com tendência linear	-0.038386 (0.134440) -0.285525	0.000854 (0.002826) 0.302133	-0.949443 (0.135967) -6.982882	-0.057284 (0.050015) -1.145334	-4.15	-3.50

obs.: valores em negrito são as estatísticas de teste

Os resultados, agora, se mostraram mistos. Para o Investimento do Governo, não rejeitamos a hipótese nula de existência de uma raiz unitária para o modelo que inclui a constante e uma tendência linear e nem para o modelo só com constante. Porém, no caso do modelo sem constante e sem tendência, a hipótese nula é rejeitada ao nível de 5% mas não o é ao nível de 1%.

Para o Investimento Privado, rejeitamos a hipótese nula de existência de uma raiz unitária, tanto ao nível de 5% quanto de 1% para o caso do modelo sem constante e sem tendência linear. Contudo para os demais modelos a hipótese nula não é rejeitada.

Portanto, os testes de Dickey e Pantula nos permitem descartar a hipótese de ambas as séries serem I(2), porém não se mostraram conclusivos quanto à hipótese das séries possuírem, ou não, no máximo uma raiz unitária. Desta forma, devemos prosseguir nos testes de existência de, no máximo, uma raiz unitária, a fim de buscarmos resultados mais precisos.

Testes ADF (Augmented Dickey e Fuller)

Seguindo o roteiro de condução dos testes de raízes unitárias iremos, primeiramente, utilizar os testes ADF. Neste caso, partiremos do modelo mais geral – teste de uma raiz unitária na presença de tendência linear determinista mais constante – indo em direção caso mais restrito, se for o caso.

Portanto, o primeiro modelo que estimaremos será do tipo:

$$\Delta y_t = a + bt + g y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} d_i \Delta y_{t-i} + e_t$$

Trabalharemos neste teste e nos demais testes subseqüentes, dois critérios para definir o valor

de p : a sugestão de Schwert dada por $p - 1 = \text{Int} \left\{ c \left(\frac{T}{100} \right)^{\frac{1}{d}} \right\}$, sendo que $c = 12$ e $d = 4$; e o

critério da maior defasagem significativa de Δy_{t-i} .

No caso do Investimento do Governo, a maior defasagem significativa Δy_{t-i} que encontramos foi a de ordem 3 e, no caso do Investimento Privado, não se observou nenhuma defasagem significativa. Já pela sugestão de Schwert, como $T = 59$, teremos que incluir Δy_{t-i} até a 10ª defasagem.

A tabela a seguir exhibe esta primeira estimação para ambas as séries:

Modelo com Constante e com Tendência Linear

	α	β	γ	$p-1$	Valores Críticos (τ_τ)	
					1%	5%
Investimento do Governo	0.007133 (0.282701)	-0.002757 (0.003034)	-0.050894 (0.079064)	3	-4.15	-3.50
	0.025232	-0.908872	-0.643706			
	-0.206176 (0.409037)	-0.003444 (0.004390)	-0.168261 (0.115086)	10	-4.15	-3.50
	-0.504051	-0.784434	-1.462040			
Investimento do Setor Privado	-0.019487 (0.131778)	0.000616 (0.002793)	-0.042998 (0.050016)	0	-4.15	-3.50
	-0.147880	0.220382	-0.859681			
	-0.032198 (0.242386)	0.000529 (0.004715)	-0.062109 (0.078731)	10	-4.15	-3.50
	-0.132836	0.112257	-0.788883			

obs.: valores em negrito são as estatísticas de teste

Em ambas as séries a hipótese nula de existência de uma raiz unitária não foi rejeitada seguindo esta primeira especificação (presença de constante e de tendência linear determinista). Contudo, parece-nos que os termos associados às tendências lineares não são significativos. Assim, devemos conduzir o teste conjunto (Φ_3) a fim de decidirmos sobre a pertinência de mantermos este elemento determinista na especificação.

Para conduzir o teste conjunto utilizaremos, portanto, a estatística Φ_3 para $(\alpha, \beta, \rho) = (\alpha, 0, 1)$. Neste caso, o modelo irrestrito é dado por $y_t = \mathbf{a} + \mathbf{r}y_{t-1} + \mathbf{b}t + \mathbf{e}_t$, e o modelo restrito a ser estimado é dado por $y_t = \mathbf{a} + y_{t-1} + \mathbf{e}_t$, cujos resultados, em termos de soma dos quadrados dos resíduos de ambos os modelos estão a seguir:

Teste Φ_3 : $(\alpha, \beta, \rho) = (\alpha, 0, 1)$

	SQR _{Irr}	g.l.	SQR _R	# restr.	Φ_3	Valores Críticos (Φ_3)	
						1%	5%
Invest. do Governo ($p-1=3$)	1.377724	47	1.589192	2	3.607035		
Invest. do Governo ($p-1=10$)	0.882078	40	1.142064	2	5.894839	9.31	6.73
Invest. do Setor Privado ($p-1=0$)	0.875684	53	0.925584	2	1.510078		
Invest. do Setor Privado ($p-1=10$)	0.549983	40	0.604144	2	1.969537	9.31	6.73

Com relação a ambas as séries não há dúvidas: a hipótese nula não é rejeitada nem a 5% e nem a 1% de significância. Assim, descartamos a presença da tendência linear em ambas as especificações.

O próximo passo será, então, trabalharmos com a seguinte especificação na continuidade da condução dos testes de raiz unitária (já tomando $p-1=0$):

$$\Delta y_t = \mathbf{a} + \mathbf{g} y_{t-1} + \mathbf{e}_t$$

Os resultados estão apresentados a seguir:

Modelo com Constante e sem Tendência Linear

				$p-1$	Valores Críticos (τ_{μ})	
	α	β	γ		1%	5%
Investimento do Governo	-0.229260	n.d.	-0.110716	3	-3.58	-2.93
	(0.110571)		(0.043726)			
	-2.073422	n.d.	-2.532046	10	-3.58	-2.93
	-0.496149		-0.234795			
Investimento do Setor Privado	(0.174116)	n.d.	(0.077345)	0	-3.58	-2.93
	-2.849522		-3.035689			
	0.008955	n.d.	-0.032804	10	-3.58	-2.93
	(0.026392)		(0.018861)			
	0.339309	n.d.	-1.739219			
	-0.005241		-0.053937			
	(0.032473)	n.d.	(0.029540)			
	-0.161388		-1.825913			

obs.: valores em negrito são as estatísticas de teste

Temos, agora, comportamentos não uniformes: para a série do Investimento do Setor Privado, continuamos a não rejeitar a hipótese nula de existência de uma raiz unitária, contudo, para a série do Investimento do Governo, esta hipótese é rejeitada ao nível de 5% (porém não o é ao nível de 1% de significância) quando consideramos a determinação de p pela sugestão de Schwert. Ademais, o teste individual ($\tau_{\alpha\mu}$) para a presença ou não da constante também apresentou resultados diferentes: para a série do Investimento do Setor Privado, em ambas as situações para o valor de p , não rejeitamos a hipótese nula de $\alpha = 0$ (valores críticos a 5% e a 1% iguais a 2.56 e 3.28, para $n = 50$, respectivamente); para a série do Investimento do Governo, quando consideramos p pela sugestão de Schwert, rejeitamos a hipótese nula de $\alpha = 0$ ao nível de 5% (valor crítico para $n = 50$ de -2.56), mas não a 1% de significância (valor crítico de -3.28).

Para conduzir o teste conjunto para $(\alpha, \rho) = (0, 1)$ precisamos da estatística Φ_1 , mediante a estimação de dois modelos alternativos: o modelo irrestrito dado por $y_t = \mathbf{a} + \mathbf{r} y_{t-1} + \mathbf{e}_t$, e o

modelo restrito dado por $y_t = y_{t-1} + e_t$, cujos resultados, em termos de soma dos quadrados dos resíduos de ambos os modelos estão a seguir:

Teste Φ_1 : $(\alpha, \rho) = (0, 1)$

	SQR _{Irr}	g.l.	SQR _R	# restr.	Φ_1	Valores Críticos (Φ_1)	
						1%	5%
Invest. do Governo ($p-1=3$)	1.401938	48	1.676702	2	4.703723	7.06	4.86
Invest. do Governo ($p-1=10$)	0.898526	34	1.158554	2	4.919708		
Invest. do Setor Privado ($p-1=0$)	0.876486	54	1.034147	2	4.856706	7.06	4.86
Invest. do Setor Privado ($p-1=10$)	0.550193	34	0.619356	2	2.137018		

Mais uma vez os resultados se apresentaram mistos: para o Investimento do Governo, não rejeitamos a hipótese nula ao nível de 1% mas a rejeitamos ao nível de 5% de significância, quando usamos $p-1 = 10$. Para o Investimento do Setor Privado a hipótese nula não é rejeitada ao nível de 1% mas a estatística de teste está no limite da região crítica ao nível de 5%. Como a estatística $\tau_{\alpha\mu}$ já não havia rejeitado a hipótese de $\alpha = 0$ ao nível de 5%, então para o caso do Investimento do Setor Privado descartaremos a presença da constante. Já para o caso do Investimento do Governo, a conclusão do teste com base em Φ_1 foi a mesma que a do teste com base em $\tau_{\alpha\mu}$: não se rejeita a hipótese nula a 1% mas a rejeita ao nível de 5% de significância.

Para o Investimento do Governo, se mantivermos a constante no modelo, não rejeitamos a hipótese nula de existência de uma raiz unitária quando utilizamos $p-1 = 3$, porém quando utilizamos $p-1 = 10$, o valor da estatística de teste está bem próximo do limiar da região crítica. Ocorre que os testes para se determinar se a constante permanece ou não na especificação também não foram muito conclusivos.

Já para o caso do Investimento do Setor Privado, os testes conduzidos apontam para a retirada da constante da especificação. Portanto, para finalizar os testes ADF, apresentamos a seguir os resultados obtidos quando retiramos a constante da especificação:

Modelo sem Constante e sem Tendência Linear

	α	β	γ	$p-1$	Valores Críticos (τ)	
					1%	5%
Investimento do Governo	n.d.	n.d.	-0.022417 (0.010247) -2.187722	3	-2.62	-1.95
	n.d.	n.d.	-0.017832 (0.014917) -1.195390	10	-2.62	-1.95
Investimento do Setor Privado	n.d.	n.d.	-0.037694 (0.012069) -3.123338	0	-2.62	-1.95
	n.d.	n.d.	-0.051379 (0.024579) -2.090355	10	-2.62	-1.95

obs.: valores em negrito são as estatísticas de teste

Pelos resultados acima apresentados, a situação ficou ainda mais obscura. Para o caso do Investimento do Setor Privado, que até agora não vínhamos rejeitando a hipótese nula de existência de uma raiz unitária (na presença dos termos deterministas), agora sem estes termos, a hipótese nula passou a ser rejeitada aos níveis de 5% e de 1%, quando usamos $p-1 = 0$ e rejeitada a 5% mas não a 1% quando $p-1 = 10$. Para o caso do Investimento do Governo, retirando-se a constante da especificação, o teste ADF continuou sendo não conclusivo: não se rejeita a hipótese nula aos níveis considerados quando $p-1 = 10$, mas rejeitamos ao nível de 5% (mas não a 1%) quando $p-1 = 3$.

Portanto, para obtermos resposta mais elucidativa, continuaremos nossa análise conduzindo outros testes alternativos (Phillips e Perron, ERS e KPSS). Assim, até agora, o que sabemos com certeza é que as séries não são $I(2)$ e a presença da tendência linear está descartada.

Testes de Phillips e Perron

Para a elaboração dos testes de Phillips e Perron, consideraremos todas as especificações utilizadas nos testes ADF – modelo com e sem termos deterministas – e utilizaremos os critérios de Schwert e da maior defasagem significativa para definir o tamanho da janela espectral.

A tabela a seguir fornece os valores das estatísticas de teste encontradas para cada uma das especificações:

Testes de Raiz Unitária - Phillips & Perron

	<i>lig</i>		<i>lip</i>		Valores Críticos	
	<i>l=3</i>	<i>l=10</i>	<i>l=0</i>	<i>l=10</i>	1%	5%
Modelo sem constante e sem tendência linear - $z(\tau)$	-2.491312	-2.497253	-3.123338	-3.151571	-2.62	-1.95
Modelo com constante e sem tendência linear - $z(\tau_\mu)$	-3.412157	-3.562651	-1.739219	-1.768535	-3.58	-2.93
Modelo com constante e com tendência linear - $z(\tau_\tau)$	-2.170820	-2.193467	-0.859681	-0.847511	-4.15	-3.50

obs.: valores em negrito são as estatísticas de teste

Os valores obtidos no âmbito dos testes de Phillips e Perron (PP) nos permitem concluir que:

- A hipótese nula não é rejeitada diante da presença dos termos deterministas (constante e tendência linear). Fato este que já havíamos constatado pelos testes ADF.
- A retirada do termo relativo à tendência linear, não rejeitamos a hipótese nula para a série do Investimento Privado mas, para a série do Investimento do Governo, já encontramos alguma rejeição ao nível de 5%. É importante lembrar que nos testes ADF para o Investimento do Governo, encontramos rejeição ao nível de 5% apenas quando $p - 1 = 10$.
- Quando retiramos a constante da especificação, os resultados dos testes, sejam ADF ou PP, são mistos e pouco robustos diante de variações de p . Como as séries de investimento exibem tendência de crescimento ao longo do tempo, estes resultados instáveis com relação à especificação que exclui todos os termos deterministas parece ser um problema de subespecificação do modelo, uma vez que a eliminação de termos deterministas relevantes leva o poder dos testes a zero.

Assim, nosso maior questionamento é sobre a presença de raiz unitária na série do Investimento do Governo. Para tanto, necessitamos de testes mais poderosos (ERS e KPSS) para obtermos um posicionamento mais preciso sobre a estacionariedade ou não desta, bem como confirmação dos resultados obtidos pelos testes ADF e PP sobre a série do Investimento Privado.

Teste DF-GLS (ERS)

O teste DF-GLS (também denominado teste ERS) é mais um teste para detectar a presença de, no máximo, uma raiz unitária, sendo que sua hipótese nula é definida como sendo $H_0: \alpha = 1$ (existe uma raiz unitária) contra $H_a: \alpha < 1$ (não há raiz unitária) sendo que:

$$y_t = d_t + u_t$$

$$u_t = \alpha u_{t-1} + v_t$$

$d_t = \beta z_t$, tal que $z_t = \{1\}$ no caso de haver só constante ou $z_t = \{1, t\}$ para o modelo com constante mais tendência linear.

A principal característica deste teste é que ele possui poder mais elevado que os testes tradicionais (ADF ou Phillips e Perron), principalmente na presença de termos deterministas. Assim, este teste nos será útil para concluirmos pela existência ou não de uma raiz unitária na série de Investimento do Governo, pois como vimos nas seções precedentes, os testes até então conduzidos não nos permitiram aceitar ou rejeitar a hipótese nula na presença da constante na especificação. Porém, a título de confirmação, conduziremos este teste para ambas as séries e também não apenas para a presença da constante como termo determinista, mas inclusive para a especificação com tendência linear. Os resultados estão a seguir:

Testes de Raiz Unitária - DF-GLS (ERS)

	<i>lig</i>		<i>lip</i>		Valores Críticos	
	<i>l=3</i>	<i>l=10</i>	<i>l=0</i>	<i>l=10</i>	1%	5%
Modelo com constante e sem tendência linear	0.155286	-0.184112	0.234462	-0.335681	-2.62	-1.95
Modelo com constante e com tendência linear	-0.275680	0.155286	-0.979604	-1.180422	-3.77	-3.19

obs.: valores em negrito são as estatísticas de teste

Dois aspectos importantes merecem ser ressaltados relativamente ao teste ERS. Primeiro, para o Investimento do Setor Privado as conclusões são as mesmas já obtidas pelos testes anteriormente conduzidos, ou seja, não rejeitamos a hipótese nula de existência de uma raiz unitária na presença de termos deterministas. Segundo, o teste ERS não rejeitou a hipótese nula de uma raiz unitária para a série do Investimento do Governo nem para a especificação com constante e tendência linear e, mais importante ainda, nem para a especificação só com a constante (algo que havíamos ficado em dúvidas no âmbito dos testes anteriores).

Deste modo podemos concluir que, pelo conjunto dos testes de raiz unitária em que a não rejeição da hipótese implica a não estacionariedade da série, as séries do Investimento do Governo e de Investimento do Setor Privado não são estacionárias, não são $I(2)$ e possuem, no máximo, uma raiz unitária. Para se tentar confirmar estes resultados e verificar se a hipótese de estacionariedade das séries é plausível, conduziremos o teste KPSS.

Teste KPSS

Diferentemente dos testes já conduzidos, no teste KPSS a hipótese nula é invertida, isto é, se H_0 é verdadeira então a série não apresenta raiz unitária e, portanto, é estacionária (em torno de uma constante ou em torno de uma tendência linear). O teste baseia-se no seguinte:

$y_t = r_t + e_t$ (modelo com constante) ou $y_t = r_t + bt + e_t$ (modelo com constante mais tendência linear) e $r_t = r_{t-1} + u_t$, sendo que u_t é iid $(0, \sigma^2)$. A hipótese nula é dada por $H_0: \sigma^2 = 0$ (a série é estacionária) contra $H_a: \sigma^2 > 0$ (a série possui raiz unitária, isto é, tendência estocástica).

A tabela abaixo exhibe os resultados do teste KPSS para as duas séries:

Testes de Raiz Unitária - KPSS

	<i>lig</i>		<i>lip</i>		Valores Críticos	
	<i>l</i> =3	<i>l</i> =10	<i>l</i> =0	<i>l</i> =10	1%	5%
Modelo com constante e sem tendência linear	1.184779	0.518908	5.092423	0.578041	0.74	0.46
Modelo com constante e com tendência linear	0.343040	0.171611	1.116873	0.153184	0.22	0.15

obs.: valores em negrito são as estatísticas de teste

Temos, como resultado a aplicação do teste KPSS, que quando o tamanho da janela espectral é determinado pela maior defasagem significativa (l baixo) a hipótese nula das séries serem estacionárias, seja em torno de uma constante ou em torno de uma tendência linear, é rejeitada aos níveis de 5% e de 1%. Isto porque as estatísticas de teste obtidas são superiores aos valores críticos em todas as situações. Por sua vez, quando o valor de l é elevado (dado pela sugestão de Schwert), a hipótese nula é rejeitada a 5% mas não a 1%.

De qualquer modo, o teste KPSS, seja na especificação que inclui apenas a constante, seja na que inclui uma tendência linear (mais apropriada para as séries em questão), confirmou ao nível de 5% a não estacionariedade das séries. Assim, tanto o Investimento do Governo quanto o Investimento do Setor Privado não podem ser tomadas como séries estacionárias e nem como sendo I(2) possuindo, portanto, uma única raiz unitária.

Teste de Raiz Unitária com Quebra Estrutural

Antes de passarmos para a análise de cointegração propriamente dita, é necessário verificarmos se a hipótese das séries de investimentos possuem uma raiz unitária se mantém na presença de quebras estruturais.

Levando-se em consideração que o *span* das duas séries é longo (vai desde o final da 2ª guerra mundial até o início deste século) é razoável possuírem algum tipo de mudança estrutural, seja no nível, na declividade ou em ambos. De fato, se olharmos para os gráficos dos logaritmos destas duas séries percebemos nítida mudança das inclinações, em momentos não necessariamente coincidentes, durante a década de 1970, muito embora não possamos identificar nenhuma alteração brusca nos níveis das séries.

Assim, seguindo Perron (1993) e Maddala e Kim (1998) podemos ajustar o seguinte modelo:

$y_t = \mathbf{m} + \mathbf{b}t + \mathbf{g}DT_t^* + \tilde{y}_t$, onde $DT_t^* = t - T_b$, se $t > T_b$ e 0 caso contrário. T_b é o instante da mudança e $\tilde{y}_t$ é a série original livre da tendência.

Uma vez obtida a série $\tilde{y}_t$, aplica-se o teste de raiz unitária, ou seja, faz-se a regressão

$\tilde{y}_t = \mathbf{a}\tilde{y}_{t-1} + \sum_{i=1}^k a_i \Delta \tilde{y}_{t-i} + \mathbf{e}_t$, testando a hipótese nula de $\mathbf{a} = 1$ pela estatística t associada a

este coeficiente. Nos testes que conduziremos a seguir, o valor de k será obtido pelo método da maior defasagem significativa e o instante da mudança estrutural (T_b) será aquele que maximiza, em valor absoluto, a estatística t associada a γ .

A tabela a seguir reproduz os resultados obtidos:

Teste de Raiz Unitária com Quebra Estrutural

T_b	Investimento do Governo ($k=4$)		Investimento do Setor Privado ($k=0$)	
	$t(\mathbf{g})$	$t(\mathbf{a})$	$t(\mathbf{g})$	$t(\mathbf{a})$
1971	-13.28	-3.99	-8.84	-2.31
1972	-13.37	-3.82	-9.75	-2.47
1973	-13.34	-3.58	-10.76	-2.65
1974	-13.14	-3.32	-11.81	-2.85
1975	-12.76	-3.07	-12.83	-3.04
1976	-12.21	-2.89	-13.74	-3.22
1977	-11.47	-2.74	-14.42	-3.36
1978	-10.71	-2.69	-14.82	-3.42
1979	-9.95	-2.68	-14.88	-3.39
1980	-9.31	-2.70	-14.54	-3.24

Em primeiro lugar, identificamos que os instantes das quebras estruturais (mudança de declividade) não é o mesmo para as duas séries. Para o Investimento do Governo, o ano identificado foi o de 1972 e, para a série de Investimento do Setor Privado, o ano foi o de 1979.

Em segundo lugar, o valor de k é diferente entre as séries, sendo 4 para o Investimento do Governo e 0 para o Investimento do Setor Privado.

Em terceiro lugar, como os valores críticos aos níveis de 5% e 1% são, respectivamente, -4.34 e -4.87, não rejeitamos a hipótese nula de existência de uma raiz unitária na presença de quebra estrutural para nenhuma das duas séries.