

Instituto Serzedello Corrêa

Cristiano Ordones Portugal

**O CICLO DE INVESTIMENTO DAS EMPRESAS ESTATAIS  
FEDERAIS**

Brasília  
2010

Instituto Serzedello Corrêa

Cristiano Ordones Portugal

## **O CICLO DE INVESTIMENTO DAS EMPRESAS ESTATAIS FEDERAIS**

Monografia apresentada como exigência  
parcial para obtenção do título de  
**Especialista em Orçamento Público** à  
Banca Examinadora do Instituto Serzedello  
Corrêa

Orientador: Marco Aurélio Ferreira Peres

Brasília  
2010

## **AGRADECIMENTOS**

Gostaria de agradecer em primeiro lugar a minha família. Em especial à minha esposa Danyelle e aos meus filhos, Fernanda e Bruno, que me apoiaram e compreenderam os momentos de ausência e cansaço devido a noites mal dormidas. Aos meus pais que sempre me incentivaram e criaram todas as condições possíveis ao meu desenvolvimento nos estudos.

Ao meu orientador e amigo Marco Aurélio Ferreira Peres pelo incentivo e motivação dados não só durante o período do curso de pós-graduação, mas anos antes de seu início. Seu apoio e confiança foram fundamentais para o meu prosseguimento na vida acadêmica.

Ao meu amigo Cláudio Xavier pela valiosa e pertinente contribuição a este trabalho.

À Assessoria Econômica do Ministério do Planejamento. Aos meus chefes, Ana Teresa Holanda de Albuquerque e Martim Ramos Cavalcanti pela confiança depositada e por propiciar um ambiente ideal para o desenvolvimento acadêmico.

## RESUMO

O objetivo deste trabalho é construir um indicador coincidente que represente o comportamento das decisões de investimento das empresas estatais. Para isto, extraiu-se o componente cíclico comum dos investimentos das estatais para o período de janeiro de 1997 a dezembro de 2009, a partir de séries mensais do orçamento de investimento. A importância do indicador de investimento reside na necessidade de se conhecer o real impacto da política fiscal, em especial dos investimentos públicos, sobre a atividade econômica. Posteriormente, após a construção de uma variável que represente o ciclo econômico, por intermédio do filtro Hodrick Prescott da série mensal de produção industrial, fornecida pelo IBGE, foram realizados testes de causalidade para verificar se o investimento estatal desempenha o papel de variável de política fiscal exógena ao ciclo econômico, ou não. A metodologia para estimar o ciclo de investimentos se baseia em um modelo dinâmico na forma de espaço estado, e a aplicação do filtro de Kalman utilizado para o processamento de sinais que produz estimativas ótimas do estado atual de um sistema dinâmico. A evolução do componente comum estimado, ou ciclo de investimentos, revela a existência de mudanças de regimes ao longo do período em estudo. Para o período de 2001 a 2009, identificou-se causalidade, no sentido de precedência, do ciclo do orçamento de investimento em relação ao ciclo da produção industrial. A implementação e o fortalecimento da política de metas fiscais, e as melhorias na qualidade de gestão das empresas estatais federais, materializadas pela redução do endividamento, possibilitaram a utilização do orçamento de investimento como estabilizador das flutuações macroeconômicas, no formato keynesiano.

## **ABSTRACT**

The objective of this work is to construct a coincident indicator that represents the behavior of investment decisions of state enterprises. For this, drew up the common cyclical component of investment of state for the period January 1997 to December 2009, the monthly series from the investment budget. The importance of the investment indicator is the need to know the real impact of fiscal policy, especially public investment, on economic activity. Later, after the construction of a variable that represents the economic cycle through the Hodrick Prescott series of monthly industrial production, supplied by the IBGE, causality tests were performed to verify that the state investment plays the role of fiscal policy variable exogenous to the economic cycle, or not. The methodology for estimating the investment cycle is based on a dynamic model in state space form and apply the Kalman filter used for signal processing that produces optimal estimates of the current state of a dynamic system. The evolution of the estimated common component, or investment cycle, reveals the existence of regime changes over the study period. For the period 2001 to 2009, we identified causality, in order of precedence, the cycle of the investment budget over the cycle of industrial production. The implementation and strengthening of fiscal policy targets, and improvements in the quality of management of federal state enterprises, that is the debt reduction, allowed the use of the investment budget as a stabilizer of macroeconomic fluctuations in the format Keynesian.

# SUMÁRIO

I.	INTRODUÇÃO.....	7
II.	REFERÊNCIAL TEÓRICO.....	9
III.	METODOLOGIA.....	12
	III.1 – MODELOS DE ESTADO ESPAÇO E FILTRO DE KALMAN.....	12
	III.1.1 – MODELOS DE ESTADO ESPAÇO.....	13
	III.1.1.1 - MODELOS ARIMA.....	13
	III.1.1.2 MODELOS ESTRUTURAIS .....	15
	III.1.1.3 MODELO DE FATOR DINÂMICO.....	16
	III.1.2 – O FILTRO DE KALMAN.....	17
	III.2 – MODELO DE FATOR DINÂMICO VARIÁVEL PARA EXTRAÇÃO DE INDICADORES ECONÔMICOS COINCIDENTES .....	24
IV.	INDICADOR COINCIDENTE PARA OS INVESTIMENTOS DAS ESTATAIS FEDERAIS.....	28
	IV.1 – SELEÇÃO DAS SÉRIES .....	28
	IV.2 – RESULTADOS DA ESTIMAÇÃO.....	32
V.	O ORÇAMENTO DE INVESTIMENTO E O CICLO ECONÔMICO .....	37
VI.	CONCLUSÃO.....	41
VII.	REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	43

## I - INTRODUÇÃO

A relação entre crescimento econômico e política fiscal sempre foi objeto de investigação por parte do mundo acadêmico. De acordo com a teoria keynesiana tradicional, no curto prazo, a política fiscal tem um efeito positivo sobre o nível de atividade econômica, por meio do multiplicador dos gastos. Assim, os gastos públicos são considerados um instrumento exógeno de política econômica, causando mudanças no nível agregado do PIB real no curto prazo e sendo usados para corrigir as flutuações cíclicas da economia. Por outro lado, existem aqueles que postulam que a relação entre política fiscal e atividade econômica é pró-cíclica, hipótese wagneriana. A lei de Wagner considera os gastos públicos como uma variável endógena, ou seja, o crescimento econômico causa aumento nas despesas públicas.

As empresas estatais sempre foram importantes na política econômica brasileira. Na década de 1970 foram instrumentos importantes para a obtenção de financiamento externo (Cruz, 1984) e nos anos 1980 foram utilizadas com propósitos de estabilização de preços seja por meio de política de administração direta de preços ou como forma de contenção da demanda agregada (Werneck, 1987). No período mais recente as empresas passaram a ter forte contribuição, seja direta ou indireta, para a política de geração de superávit primário.

Com a crise financeira internacional de 2008 as estatais ganharam papel de destaque como instrumento de política econômica. A retirada das Empresas do Grupo Petrobras do cômputo da meta de superávit primário proporcionou maior grau de liberdade para a mesma alocar investimentos estratégicos. Com isso, é de interesse entre os formuladores de políticas públicas analisar de que forma o orçamento de investimento das estatais federais está sendo utilizado em relação ao ciclo econômico.

A construção de indicadores econômicos está relacionada com o interesse de toda sociedade em identificar qual é o ciclo de negócios da economia ou sobre em qual estado esta se encontra (recessão ou expansão). No entanto, a impossibilidade de se observar o ciclo de negócios e o estado da economia têm produzido ao longo dos anos um grande debate sobre a melhor forma de estimação dessas variáveis. Uma vez que não há uma forma direta de se medir o ciclo de negócios ou o estado da economia, foi necessário a construções de proxies destes que possam ser usadas em tempo real e/ou mesmo previstas num horizonte de tempo de

interesse - são os chamados indicadores coincidentes da atividade econômica, que medem o ciclo de negócios e datam o estado atual da economia.

Assim, os indicadores coincidentes têm o objetivo de diagnosticar “o estado atual da variável alvo”. Em relação à atividade econômica, por exemplo, são de grande relevância para empresários e indivíduos, pois conhecer de forma mais precisa o estado atual da economia é fundamental para garantir a rentabilidade de seus negócios e de seus investimentos. O governo também tem interesse no assunto, pois para que as políticas fiscais e monetárias sejam mais efetivas no alcance de seus objetivos a informação correta do cenário atual é relevante.

A técnica de indicadores econômicos antecedentes está relacionada à projeção do ciclo e do estado da economia, ou seja, consiste na escolha de séries isoladas ou na construção de índices compostos cuja trajetória antecipe o comportamento de uma série-alvo, projetando a variável. Esta técnica permite o máximo aproveitamento de informações oriundas de um conjunto amplo de séries, pois além de não requerer antecipadamente a especificação de um modelo teórico, não é preciso definir de maneira estrita o sentido de causalidade entre as variáveis – como nos modelos econométricos.

Um dos principais objetivos que justificam a utilização de indicadores antecedentes na economia reside na possibilidade de se projetar reversões na trajetória de uma variável-alvo. Originalmente os indicadores foram concebidos no intuito de antecipar os pontos de mudança do ciclo de negócios. No entanto, eles também são utilizados para antecipar ciclos econômicos regionais, flutuações econômicas internacionais, mudanças nas fases do mercado financeiro e na trajetória de inflação.

A literatura econômica a respeito de indicadores está quase toda relacionada com a busca pela identificação de um ciclo econômico. Com isso, o presente trabalho trás como novidade a utilização de uma metodologia para a construção de indicadores de política fiscal que visam descrever o ciclo comportamental de um conjunto de variáveis fiscais. Assim, o objetivo deste trabalho consiste em construir um indicador coincidente que represente o comportamento das decisões de investimento das empresas estatais. Para isto, será extraído um componente cíclico comum dos investimentos das estatais federais independentes (Petrobras, Eletrobrás e demais empresas do setor produtivo estatal). Posteriormente, após a

construção de uma variável que represente o ciclo econômico, serão realizados testes de causalidade para verificar se o investimento estatal está sendo tratado como uma variável de política fiscal exógena ao ciclo econômico, nos moldes da teoria Keynesiana, ou não. A importância do indicador de investimento reside na necessidade de se conhecer o real impacto da política fiscal, em especial dos investimentos públicos, sobre a atividade econômica. Há muita discussão entre os economistas sobre de que maneira uma política de expansão ou contração dos investimentos públicos pode influir sobre o ciclo e o estado atual da economia.

O trabalho será dividido em cinco partes: na primeira parte se faz um resumo da literatura; na segunda a metodologia de construção do indicador coincidente será descrita; na terceira parte será construído o indicador para o ciclo de investimento das estatais federais; na quarta parte será construído um componente cíclico para a atividade econômica e sua relação com o ciclo de investimento anteriormente obtido, e na quinta, conclui-se.

## II – REFERENCIAL TEÓRICO

O artigo de Burns e Mitchell (1946) foi pioneiro na análise dos ciclos dos negócios e despertou o interesse em se construir indicadores econômicos que possam representar, e até antecipar, os movimentos da atividade econômica de um país. O trabalho da equipe do *National Bureau of Economic Research* (NBER)<sup>1</sup> consistia em mapear um conjunto grande de variáveis da economia norte-americana de modo a classificá-las, segundo suas características, entre séries antecedentes, coincidentes ou defasadas, de acordo com o seu comportamento recorrente durante os ciclos econômicos daquele país. As séries coincidentes são aquelas que refletem o estado da economia no mês/trimestre  $t$ . As séries antecedentes, muitas vezes consideradas as mais importantes, procuram antecipar, em  $t-k$  meses (ou trimestres), os movimentos das séries coincidentes; e as séries defasadas servem para confirmar, em  $t+k$  meses/trimestres, o roteiro do ciclo.

Com isso, as duas principais questões a serem resolvidas nessa análise são: 1) identificar um ciclo histórico e 2) quantificar os co-movimentos de uma variável econômica específica com o ciclo dos negócios agregado. Assim, o objetivo é relacionar o

---

<sup>1</sup> O NBER foi fundado em 1920 e a sua primeira publicação sobre as datas dos ciclos da economia americana foi em 1929.

comportamento de alguma variável econômica a um movimento conjunto entre diversas outras variáveis macroeconômicas.

Partindo da experiência de Burns/Mitchell, Geoffrey Moore e Julius Shiskin propuseram em 1967 o uso de uma combinação de séries com melhor desempenho preditivo (ou coincidente ou defasado, dependendo do indicador), para compor indicadores sintéticos de nível de atividade. Esta abordagem influenciou a criação dos primeiros indicadores antecedentes compostos, como o do Departamento de Comércio dos EUA, no ano seguinte (posteriormente transferido ao instituto Conference Board, em 1995).

A metodologia de construção desses indicadores foi evoluindo e sofisticando-se ao longo do tempo, à medida que os próprios modelos estatísticos foram se desenvolvendo. Neste percurso, nos finais de década de 1980, Stock e Watson (S&W) (1989, 1991) desenvolveram um novo instrumento estatístico para a construção de indicadores coincidentes para a economia, que passou a ser largamente utilizado na literatura econômica, em que os comovimentos nas variáveis possuem um fator comum que pode ser mensurado por uma variável não-observada única, o estado da economia. Neste modelo linear, o filtro de Kalman é utilizado para construir a função de verossimilhança que fornecerá a estimativa dos parâmetros do modelo a partir de sua maximização. No entanto, os indicadores de Stock e Watson foram muito criticados por não terem previsto a recessão de 2001 nos EUA. Chauvet (1998) argumentou que estes modelos falharam ao impor uma simetria entre as fases do ciclo, além de não levarem em conta possíveis quebras estruturais.

Na tentativa de juntar algumas das idéias de seus predecessores, Chauvet (1998) adotou um modelo de fatores dinâmicos considerando mudanças de regime. O fator dinâmico seria uma variável não observável que sintetizaria os movimentos comuns de diversas variáveis coincidentes.

Em trabalhos mais recentes, Reichlin (2000) e Issler e Vahid (2003) também procuraram aperfeiçoar estes métodos. Enquanto o primeiro utiliza um modelo de fatores combinado à teoria de componentes principais para um conjunto grande de séries desagregadas, o segundo utiliza a metodologia de correlações canônicas. Paralelamente, em 1998, Estrella e Mishkin usaram um modelo de variável binária para testar o desempenho de

variáveis econômicas financeiras em na antecipação de recessões. Neste modelo, a distinção entre os dois estados da economia seria determinada por séries de variáveis dummy.

No Brasil, um dos primeiros a apresentar propostas de indicadores antecedentes de atividade econômica foi Contador (1977). Tais indicadores foram desenvolvidos nos moldes do NBER e com o uso de componentes principais. A partir de então, em função dos períodos de descontrole inflacionário de grande instabilidade econômica desestimularam os estudos nesta área, que voltaram a aparecer com maior frequência na década atual.

Em 2001 e 2002, Chauvet Utilizou a metodologia da cadeia de Markov com mudança de regime, para estabelecer uma cronologia do ciclo e um método de se estimar a probabilidade da economia brasileira entrar em recessão. Paralelamente, Spacov (2001) construiu um indicador coincidente e antecedente para a economia brasileira.

Picchetti e Toledo (2002), produziram um indicador coincidente da produção física industrial com base nos índices das categorias de uso calculados pelo IBGE, utilizando metodologia semelhante à de Stock e Watson.

Em 2004, Duarte, Issler e Spacov construíram três índices coincidentes da atividade econômica brasileira para o período compreendido entre 1982 e 2002. Um deles é uma aplicação da metodologia empregada pelo The Conference Board (TCB) na elaboração de índices coincidentes para a economia americana e de outros oito países. O segundo índice é derivado da teoria de correlações canônicas. No terceiro, inspirado em Issler e Vahid (2003), os ponderadores dos ciclos presentes nas variáveis coincidentes são derivados de um modelo Probit cuja variável binária é uma datação de recessões tomada a priori. O índice TCB apresentou desempenho superior aos demais quando se comparam os índices com a datação produzida a partir da série de PIB mensal. Com isso, e levando-se em conta que o índice TCB é bem mais simples de ser computado que os outros índices, foi constatado aquele o melhor índice coincidente para a atividade econômica brasileira.

Morais e Portugal (2007) construíram um índice composto a partir de cinco variáveis coletadas pela Federação das Indústrias do Estado do Rio Grande do Sul e que descrevem o nível de atividade da indústria de transformação do Estado do Rio Grande do Sul. São elas: vendas reais, compras reais, salários líquidos reais totais, horas trabalhadas na produção e

utilização da capacidade instalada. Posteriormente, este indicador obtido é comparado com o IDI (Índice de Desempenho Industrial), indicador de atividade atualmente calculado pela FIERGS, que está baseado no princípio da média móvel ponderada. Assim, foram desenvolvidas duas formulações para obter este novo indicador. A primeira está baseada no modelo de fator dinâmico linear desenvolvida originalmente por Stock e Watson (1989, 1991). A segunda é uma formulação não-linear que incorpora mudanças de regime no modelo de fator dinâmico. Enquanto o primeiro modelo tem como objetivo descrever apenas os movimentos cíclicos de diferentes variáveis da indústria, o segundo permite, além disto, a caracterização das assimetrias das diferentes fases do ciclo de negócios. Considerando que uma das formas de se datar uma recessão no ciclo dos negócios é utilizar como regra de bolso dois trimestres consecutivos de queda da atividade econômica, os resultados para o IDI e o indicador proposto em relação às datas de recessão na indústria de transformação do Estado são equivalentes. Os coeficientes estimados a partir do modelo não-linear tiveram valores bem próximos ao do modelo linear, à exceção dos parâmetros que medem o desvio padrão das variáveis, tendo estes sido menores quando se incorpora a mudança de regime. Também no modelo não-linear os pesos das variáveis ficaram próximos do estimado da forma linear.

### **III – METODOLOGIA**

A abordagem adotada neste trabalho consiste em utilizar o filtro de Kalman em um modelo de fator dinâmico expresso no formato estado espaço com o objetivo de extrair um indicador coincidente para a política fiscal de investimento das empresas estatais federais, nos mesmos moldes realizados por Stock e Watson (1989,1991). Assim, a principal diferença entre a proposta deste trabalho e os demais artigos aqui citados se resume ao fato de que o objetivo não é extrair um componente cíclico para a atividade econômica, mas, para o investimento público das estatais federais.

#### **III.1 – Modelos de Espaço Estado e Filtro de Kalman**

O filtro de Kalman é uma metodologia de processamento de sinais que produz estimativas ótimas do estado atual de um sistema dinâmico. Consiste em um grupo de equações para estimar recursivamente o estado corrente do sistema e para encontrar a

variância dessas estimativas. Para compreender o filtro é necessário descrever os modelos no formato estado espaço.

### III.1.1 – Modelo de Espaço Estado

Nos modelos de espaço estado o sinal é tido como sendo uma combinação linear de variáveis, chamadas variáveis de espaço estado, que constituem o vetor de estado no tempo  $t$ . Esse vetor descreve o estado de um sistema no tempo  $t$ , e é também conhecido como “estado da natureza”. Denota-se o vetor de estado de  $\beta_t$  que pode ser calculado seguindo a equação das observações disposta abaixo:

$$y_t = x_t' \beta_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Onde  $x_t$  é um vetor conhecido e  $\varepsilon_t$  corresponde ao erro das observações, que, por convenção, não possuem problema de autocorrelação.

O vetor  $\beta_t$  não pode ser observado diretamente, então são utilizadas as observações de  $y_t$  para que sejam feitas inferências a respeito de  $\beta_t$ . Assumindo que  $\beta_t$  muda ao longo do tempo, denotamos a equação de transição como:

$$\beta_t = T_t \beta_{t-1} + \eta_t \quad (2)$$

onde  $T_t$  é uma matriz conhecida e representa o vetor dos desvios. Os dois erros do modelo,  $\varepsilon_t$  e  $\eta_t$ , são assumidos, geralmente, como sendo independentes e normalmente distribuídos com média zero e variâncias  $\sigma_\varepsilon^2$  e  $\sigma_\eta^2$ , respectivamente.

Em econometria a representação de um modelo dinâmico no formato estado espaço inclui modelos ARIMA, estruturais, dentre outros.

#### III.1.1.1 Modelos ARIMA

Os modelos ARIMA também podem ser colocados facilmente no formato estado-espaço e estimados pelo filtro de Kalman. Considere o modelo ARMA(2,1):

$$y_t = \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Neste caso a representação no formato espaço estado é dada pelas equações (4) e (5):

$$y_t = \underbrace{\begin{bmatrix} 1 & 0 \end{bmatrix}}_{x_t} \underbrace{\begin{bmatrix} \beta_{1t} \\ \beta_{2t} \end{bmatrix}}_{\beta_t} \quad (4)$$

$$\underbrace{\begin{bmatrix} \beta_{1t} \\ \beta_{2t} \end{bmatrix}}_{\beta_t} = \underbrace{\begin{bmatrix} \phi_1 & 1 \\ \phi_2 & 0 \end{bmatrix}}_{M_t} \underbrace{\begin{bmatrix} \beta_{1t-1} \\ \beta_{2t-1} \end{bmatrix}}_{\beta_{t-1}} + \underbrace{\begin{bmatrix} 1 \\ \theta_1 \end{bmatrix}}_{R_t} \varepsilon_t \quad (5)$$

Considerando um caso geral de um ARMA (p,q):

$$y_t = \phi_1 y_{t-1} + \dots + \phi_m y_{t-m} + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \dots + \theta_{m-1} \varepsilon_{t-m+1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

onde  $m = \text{Max}(p, q+1)$ .

A representação geral de um modelo ARMA para uma representação espaço de estado pode ser assim descrita:

$$y_t = \begin{bmatrix} 1 & \vdots & 0'_{m-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_{1t} \\ \vdots \\ \beta_{mt} \end{bmatrix} \quad (7)$$

$$\begin{bmatrix} \beta_{1t} \\ \vdots \\ \beta_{mt} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \phi_1 & & & \\ & \ddots & & \\ & & \mathbf{I}_{m-1} & \\ \phi_m & & & 0' \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_{1t-1} \\ \vdots \\ \beta_{mt-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 \\ \theta_1 \\ \vdots \\ \theta_{m-1} \end{bmatrix} \varepsilon_t \quad (8)$$

### III.1.1.2 Modelos Estruturais

Os modelos estruturais são caracterizados pela decomposição de uma série temporal em seus elementos formadores básicos: tendência ( $\mu_t$ ), ciclo ( $\Psi_t$ ), sazonalidade ( $\gamma_t$ ) e componente irregular ( $\varepsilon_t$ ).

$$y_t = \mu_t + \psi_t + \gamma_t + \varepsilon_t \quad (9)$$

Os modelos estruturais, assim como outros modelos, admitem representação em espaço de estados, o que é uma vantagem, pois a partir daqui podemos fazer previsões utilizando o filtro de Kalman.

No modelo estrutural básico de séries temporal apenas três componentes são usadas, uma vez que a componente ciclo é omitida. Assim, o modelo estrutural básico representa-se do seguinte modo:

$$y_t = \mu_t + \gamma_t + \varepsilon_t \quad (10)$$

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t \quad (11)$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \xi_t \quad (12)$$

$$\gamma_t = \sum_{j=1}^{s-1} \gamma_{t-j} + w_t \quad (13)$$

Os termos  $\varepsilon_t$ ,  $\eta_t$ ,  $\xi_t$  e  $w_t$  são perturbações normais com variâncias  $\sigma_\varepsilon^2$ ,  $\sigma_\eta^2$ ,  $\sigma_\xi^2$  e  $\sigma_w^2$ .

O modelo estrutural básico é adequado para séries mensais e trimestrais ( $s=4$ ). E a componente da sazonalidade para  $s=4$  é:

$$\gamma_t = \sum_{j=1}^3 \gamma_{t-j} + w_t \quad (14)$$

A sua representação no formato estado espaço, com a componente da sazonalidade com  $s=4$ , é a seguinte:

$$y_t = \underbrace{\begin{bmatrix} 1 & 0 & 1 & 0 & 0 \end{bmatrix}}_{x'_t} \underbrace{\begin{bmatrix} \mu_t \\ \beta_t \\ \gamma_t \\ \gamma_{t-1} \\ \gamma_{t-2} \end{bmatrix}}_{\alpha_t} + \varepsilon_t \quad (15)$$

$$\underbrace{\begin{bmatrix} \mu_t \\ \beta_t \\ \gamma_t \\ \gamma_{t-1} \\ \gamma_{t-2} \end{bmatrix}}_{\alpha_t} = \underbrace{\begin{bmatrix} 1 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & -1 & -1 & -1 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \end{bmatrix}}_{M_t} \underbrace{\begin{bmatrix} \mu_{t-1} \\ \beta_{t-1} \\ \gamma_{t-1} \\ \gamma_{t-2} \\ \gamma_{t-3} \end{bmatrix}}_{\alpha_{t-1}} + \underbrace{\begin{bmatrix} \eta_t \\ \xi_t \\ w_t \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}}_{R_t} \quad (16)$$

### III.1.1.3 Modelo de Fator Dinâmico

Suponha duas variáveis estacionárias  $y_{1t}$  e  $y_{2t}$  com um componente comum  $c_t$ :

$$y_{1t} = \gamma_1 c_t + z_{1t}$$

$$y_{2t} = \gamma_2 c_t + z_{2t}$$

$$c_t = \phi_1 c_{t-1} + v_t \quad v_t \sim \text{i.i.d} (0,1)$$

$$z_{it} = \alpha_i z_{i,t-1} + e_{it} \quad e_{it} \sim \text{i.i.d} (0, \sigma_i^2)$$

onde  $v_t$ ,  $e_{1t}$  e  $e_{2t}$  são independentes entre si. Stock e Watson (1991) aplicaram uma versão do modelo de fator dinâmico acima e extraíram um indicador coincidente para a atividade econômica a partir de quatro variáveis observadas.

A representação do modelo apresentado no formato estado espaço será dada por:

$$\underbrace{\begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix}}_{y_t} = \underbrace{\begin{bmatrix} \gamma_1 & 1 & 0 \\ \gamma_2 & 0 & 1 \end{bmatrix}}_{H'_t} \underbrace{\begin{bmatrix} c_t \\ z_{1t} \\ z_{2t} \end{bmatrix}}_{\beta_t} \quad (17)$$

$$\underbrace{\begin{bmatrix} c_t \\ z_{1t} \\ z_{2t} \end{bmatrix}}_{\beta_t} = \underbrace{\begin{bmatrix} \phi_1 & 0 & 0 \\ 0 & \alpha_1 & 0 \\ 0 & 0 & \alpha_2 \end{bmatrix}}_{F_t} \underbrace{\begin{bmatrix} c_{t-1} \\ z_{1t-1} \\ z_{2t-1} \end{bmatrix}}_{\beta_{t-1}} + \underbrace{\begin{bmatrix} v_t \\ e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix}}_{v_t} \quad (18)$$

### III.1.2 – O Filtro de Kalman

O filtro de Kalman surgiu na década de sessenta, dentro da área da engenharia elétrica. Posteriormente, esta metodologia foi sendo incorporada a outras áreas como a estatística. Sua aplicação na área econômica e financeira é vasta, com vários artigos e trabalhos fazendo uso desta metodologia.

O filtro de Kalman é um conjunto de equações matemáticas que constitui um processo recursivo eficiente de estimação, uma vez que o erro quadrático é minimizado. A idéia fundamental por trás do filtro de Kalman consiste em realizar a estimação em duas etapas: 1) encontrar a melhor estimativa em t utilizando todas as informações até t-1; e 2) atualizar a estimativa anterior com a nova informação disponível em t.

Por meio da observação da variável denominada de “variável de observação”, outra variável, não observável, denominada “variável de estado” pode ser estimada eficientemente. Com isso, ao estimar a “variável estado”, é possível estimar os estados passados, o estado presente ou mesmo prever os estados futuros. O filtro de Kalman é um procedimento aplicável quando os modelos estão escritos sob a forma espaço-estado. Além disso, o filtro possibilita estimar parâmetros desconhecidos do modelo através da maximização da verossimilhança via decomposição do erro de previsão.

Inicialmente, para se aplicar o filtro é necessário construir o modelo no formato estado espaço. A derivação das equações do filtro será apresentada em um contexto de regressão em

modelos com parâmetros variáveis. No entanto, outros modelos podem ser escritos no formato estado espaço e estimados pelo filtro de Kalman. Exemplos disso são os modelos ARIMA e estruturais de séries temporais<sup>2</sup>. Na sua forma mais geral o filtro de Kalman pode ser escrito da seguinte forma:

$$y_t = X_t' \beta_t + \varepsilon_t \quad (19)$$

$$\beta_t = T_t \beta_{t-1} + S_t c_t + R_t \eta_t \quad (20)$$

onde,  $\beta_t$  = vetor de estados;  $y_t$  = vetor das mensurações correntes;  $c_t$  = vetor de entrada; e  $X_t$ ,  $T_t$ ,  $S_t$  e  $R_t$  são matrizes fixas conhecidas com dimensões apropriadas.

Os erros  $\varepsilon_t$  e  $\eta_t$  têm média zero e matriz de covariância  $\sigma^2 H_t$ ,  $\sigma^2 Q_t$ , respectivamente. Supõe-se que os resíduos são não autocorrelacionados, não correlacionados entre si, não correlacionados com o vetor de estados no tempo zero e as matrizes  $H_t$  e  $Q_t$  são conhecidas. Em geral,  $\varepsilon_t$  e  $\eta_t$  são por suposição, distribuídos normalmente, embora a normalidade não seja crucial (Portugal, 1993)<sup>3</sup>.

Na forma particular comumente aplicada à economia considera-se a matriz  $S_t$  nula e a matriz  $R_t$  uma identidade. Desta forma temos:

$$y_t = X_t' \beta_t + \varepsilon_t \quad (21)$$

$$\beta_t = T_t \beta_{t-1} + R_t \eta_t \quad (22)$$

em que, (21) é a equação de mensuração, associando a variável de observação  $y_t$  (um vetor no caso de modelos multivariados) a um vetor de estados  $\beta_t$ . Este por sua vez, não observável, é regido pela equação de transição (22), à qual segue uma estrutura Markoviana de ordem 1. Assim,  $\beta_t$ , que é potencialmente distinto para cada período do tempo, está vinculado ao vetor de estado anterior (por meio da matriz  $T_t$ , conhecida a priori) e aos elementos de inovação que possibilitam capturar a história estocástica da economia.

---

<sup>2</sup> Ver Harvey (1989).

<sup>3</sup> Harvey e Phillips (1982), por exemplo, trabalham com uma distribuição mais geral. Neste caso, apesar dos resíduos não serem normalmente distribuídos, o estimador obtido pelo filtro de Kalman é o melhor entre os estimadores lineares no sentido que o erro quadrado médio é minimizado.

Quando da estimação do vetor de estado  $\beta_t$ , se for utilizada toda a informação até o tempo  $t$  estamos diante do processo de *basic filter*. Mas, se utilizarmos toda a informação amostral disponível, ou seja, toda a amostra, o processo é referido como *smoothing* (suavização) [ver Kim e Nelson(1999) e Portugal(1993)].

Os elementos que compõe o filtro são:

$\hat{x}_{t/t}$  → vetor dos parâmetros atuais no instante  $t$ .

$\hat{\beta}_{t/t-1}$  → vetor da estimativa dos parâmetros atuais no instante anterior à atualização.

$\hat{\beta}_{t+1/t}$  → vetor da estimativa dos parâmetros no período  $t + 1$ .

$P_{t/t}$  → matriz da covariância dos erros da estimativa dos parâmetros atuais, no atual instante ( $t$ ).

$P_{t/t-1}$  → matriz da covariância dos erros da estimativa dos parâmetros atuais, no instante anterior ( $t - 1$ ).

$P_{t+1/t}$  → matriz da covariância dos erros da estimativa dos parâmetros do próximo período ( $t + 1$ ), no instante  $t$ .

$\beta_t$  → vetor contendo as variáveis de estado não observadas

$y_t$  → vetor contendo as observações.

$x_t$  → vetor que dá a relação entre  $\beta_t$  e  $y_t$ .

$T_t$  → matriz que contém o modelo que relaciona  $\beta_t$  e  $\beta_{t+1}$ .

$K_t$  → matriz de ganho que relaciona a quantidade de influência do erro entre  $\beta_{t/t-1}$  e  $Y_t$ .

A partir do modelo expresso das equações (21) e (22) seja  $\hat{\beta}_{t-1/t-1}$  o estimador ótimo de  $\beta_{t-1}$  baseado em todas as informações disponíveis até  $t-1$ , incluindo  $y_{t-1}$ . Dados  $\hat{\beta}_{t-1/t-1}$  e  $P_{t-1/t-1}$ , o estimador ótimo de  $\beta_t$  é dado por:

$$\hat{\beta}_{t/t-1} = T_t \hat{\beta}_{t-1/t-1} \quad (23)$$

A matriz de covariância dos erros das variáveis estado é dada por:

$$\text{cov}(\hat{\beta}_{t/t-1}) = P_{t/t-1} = E\left[(\hat{\beta}_{t/t-1} - \beta_t)(\hat{\beta}_{t/t-1} - \beta_t)'\right] \quad (24)$$

Para encontrar a equação de previsão de covariância em t a partir das informações até t-1, vamos definir o erro de previsão em (23):

$$\hat{\beta}_{t/t-1} - \beta_t = T_t \hat{\beta}_{t-1/t-1} - \beta_t \quad (25)$$

mas, usando a equação (22),

$$\beta_{t/t-1} - \beta_t = T_t \hat{\beta}_{t-1/t-1} - T_t \beta_{t-1} - R_t \eta_t \Rightarrow \hat{\beta}_{t/t-1} - \beta_t = T_t (\hat{\beta}_{t-1/t-1} - \beta_{t-1}) + R_t \eta_t \quad (26)$$

Substituindo a equação (26) em (24) [ver Portugal (1993) e Harvey (1989)]:

$$P_{t/t-1} = T_{t-1} P_{t-1/t-1} T_{t-1}' + R Q_t R_t' \quad (27)$$

As equações (23) e (27) constituem o grupo de equações denominado de equações de previsão. Estas equações representam um avanço no tempo de t-1 para t.

Quando uma nova observação  $y_t$  é verificada, o estimador  $\hat{\beta}_{t/t-1}$  de  $\beta_t$  pode ser melhorado ou corrigido. Para a demonstração das equações de atualização do filtro vamos definir o erro de previsão a um passo à frente  $v_t$ .

$$v_t = y_t - \hat{y}_{t/t-1} = x_t' \beta_t + \varepsilon_t - x_t' \hat{\beta}_{t/t-1}$$

Assim,

$$v_t = y_t - \hat{y}_{t/t-1} = x_t' (\beta_t - \hat{\beta}_{t/t-1}) + \varepsilon_t \quad (28)$$

com isso,

$$E(v_t) = x_t' E[(\beta_t - \hat{\beta}_{t/t-1})] + E(\varepsilon_t) = 0; \quad (29)$$

uma vez que  $\hat{\beta}_{t/t-1}$  é não tendencioso e:

$$\text{Var}(v_t) = \sigma^2 F_t \quad (30)$$

onde: 
$$F_t = X_t P_{t/t-1} X_t' + H_t \quad (31)$$

Para obter as equações de atualização para  $\hat{\beta}_{t/t}$  e  $P_{t/t}$  pode ser utilizado a metodologia de mínimos quadrados generalizados (MQG) a um modelo de parâmetro variáveis<sup>4</sup>. Com base em Portugal (1993), é redefinido o modelo do seguinte modo:

$$\begin{bmatrix} \hat{\beta}_{t/t-1} \\ y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} I \\ x_t \end{bmatrix} \beta_t + \begin{bmatrix} \hat{\beta}_{t/t-1} - \beta_t \\ \varepsilon_t \end{bmatrix} \quad (32)$$

ou em matriz compacta:

$$y_t^* = x_t^* \beta_t + \varepsilon_t^* \quad (33)$$

onde a matriz de covariância de  $\varepsilon_t^*$  é dada por:

$$E(\varepsilon_t^* \varepsilon_t^{*'}) = \sigma^2 \Omega = \sigma^2 \begin{bmatrix} P_{t/t-1} & 0 \\ 0 & H_t \end{bmatrix} \quad (34)$$

$$\hat{\beta}_{t/t} = (x_t^{*'} \Omega^{-1} x_t^*)^{-1} (x_t^{*'} \Omega^{-1} y_t^*) \quad (35)$$

Substituindo (27) e (29) em (30), e simplificando a expressão:

---

<sup>4</sup> Ver prova em Harvey (1981).

$$\hat{\beta}_{vt} = \hat{\beta}_{t/t-1} + P_{t/t-1} x_t' F_t^{-1} [Y_t - x_t' \hat{\beta}_{t/t-1}] \quad (36)$$

$$\hat{\beta}_{vt} = \hat{\beta}_{t/t-1} + K_t [Y_t - x_t' \hat{\beta}_{t/t-1}] \quad (37)$$

O ganho de Kalman é  $K_t$ . Observe que o ganho é utilizado para melhorar as previsões do vetor de estados. Sempre que este for tal que  $y_t$  corrente e previsto forem diferentes, o erro será incorporado na nova estimativa do vetor de estados para aprimorá-la. Assim, pode-se afirmar por meio da equação (37) que o valor esperado do vetor de estados, dada todas as informações disponíveis até o período  $t$ , pode ser dividido em dois componentes: 1) o valor esperado deste vetor de estados, com base nas informações obtidas até o período  $t-1$  e 2) um coeficiente multiplicado pelo erro de previsão de  $y_t$ , dadas as informações disponíveis até  $t-1$ . Este coeficiente é justamente o ganho do filtro que desconta o erro de previsão.

Para se obter a matriz de atualização para a matriz de covariância multiplica-se (37) por  $-1$ , adiciona-se  $\beta_t$  e utiliza-se a equação (21):

$$\beta_t - \hat{\beta}_{t/t} = \beta_t - \hat{\beta}_{t/t-1} - k_t [x_t' (\beta_t - \hat{\beta}_{t/t-1}) + \varepsilon_t] \quad (38)$$

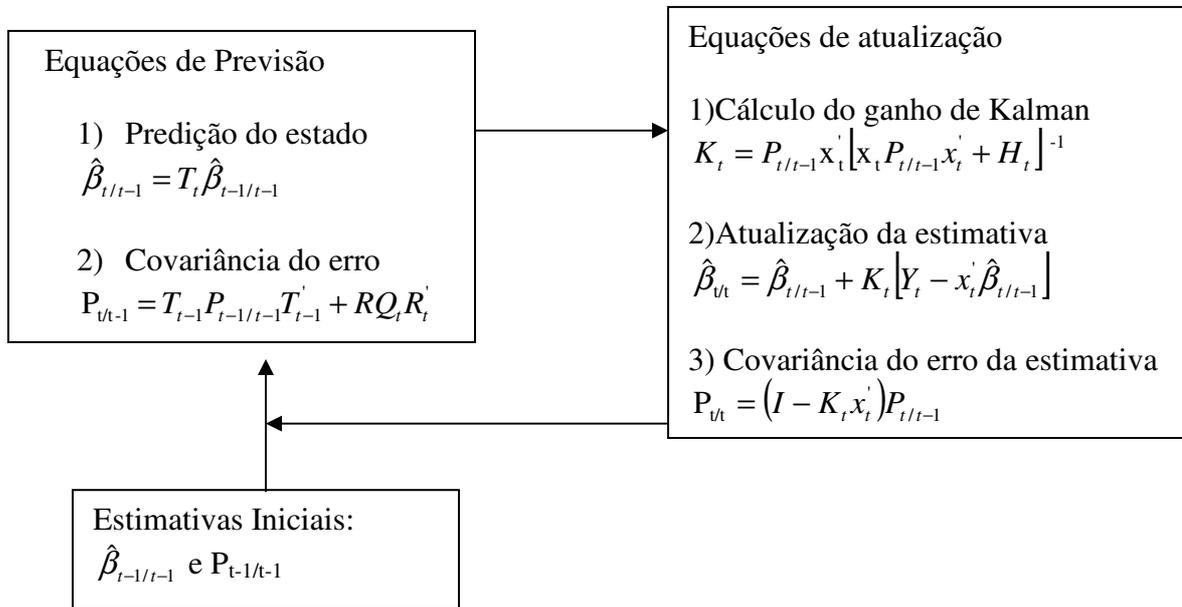
Usando as definições de  $K_t$  e  $F_t$  e obtendo o valor esperado do produto cruzado de (38):

$$P_{vt} = P_{t/t-1} - P_{t/t-1} x_t' F_t^{-1} x_t P_{t/t-1} \quad (39)$$

$$P_{vt} = (I - K_t x_t') P_{t/t-1} \quad (40)$$

O quadro 1 é uma representação das etapas recursivas do filtro de Kalman. O algoritmo exige que haja uma operação de inversão de matriz para o cálculo do ganho de Kalman.

**Quadro 1 : Representação esquemática do filtro de Kalman.**



Como já foi salientado, o exemplo apresentado diz respeito à aplicação do filtro de Kalman em um modelo de parâmetros variáveis em um contexto de regressão. Neste caso,  $y_t$  é um vetor com observações na variável endógena,  $\beta_t$  é um vetor de parâmetros a ser estimado,  $x_t$  é uma matriz fixa de variável exógena  $H_t = T_t = R_t = I$ .

Para finalizar a derivação do filtro de Kalman precisa-se apenas de um estimador para  $\sigma^2$ , que pode ser obtido por meio de otimização de função de máxima verossimilhança. Uma vez que  $v_t$  na equação (28) é normal e não correlacionado serialmente, pode-se expressar a função logarítmica da verossimilhança baseada na decomposição do erro de predição<sup>5</sup>:

$$\ln L = -\left(\frac{T}{2}\right) \ln 2\pi - 1/2 \sum_{t=1}^T \ln \sigma^2 (x_t' P_{t/t-1} x_t + H_t) - 1/2 \sigma^2 \sum_{t=1}^T \left[ \frac{(y_t - x_t' \hat{\beta}_{t/t-1})^2}{(x_t' P_{t/t-1} x_t + H_t)} \right] \quad (41)$$

Substituindo as equações (28) e (31) em (41):

<sup>5</sup> Mais detalhes em Nelson e Kim (1999) e Portugal(1993)

$$\ln L = -(T/2) \ln 2\pi - (T/2) \ln \sigma^2 - 1/2 \sum_{t=1}^T \ln F_t - 1/2 \sigma^2 \sum_{t=1}^T \left[ \frac{v_t^2}{F_t} \right] \quad (42)$$

Maximizando a equação (42) em relação a  $\sigma^2$ :

$$S^2 = 1/T \sum_{t=1}^T v_t^2 / F_t \quad (43)$$

Onde  $S^2$  é o estimador de máxima verossimilhança de  $\sigma^2$  condicional a  $X_t$ ,  $T_t$ ,  $Q_t$ ,  $R_t$  e  $H_t$ . Substituindo (43) em (42) pode-se obter a função de máxima verossimilhança concentrada (retirando o escalar  $\sigma^2$  da função):

$$\ln L_c = -(T/2) (\ln 2\pi + 1) - (T/2) \ln S^2 - 1/2 \sum_{t=1}^T \ln F_t \quad (44)$$

A discussão até agora assume que os parâmetros  $X_t$ ,  $T_t$ ,  $Q_t$ ,  $R_t$  e  $H_t$  do modelo são conhecidos. Entretanto, usualmente, alguns desses parâmetros são desconhecidos. Neste caso, é necessário estimar primeiro os parâmetros. Para isso, a função de verossimilhança baseada na decomposição do erro de predição (44) pode ser maximizada facilmente uma vez que o filtro de Kalman nos fornece o erro de predição  $v_t$  e sua variância  $F_t$ .

### **III.2 – Modelo de Fator Dinâmico Variável para extração de indicadores econômicos coincidentes**

Stock e Watson (1989, 1991) desenvolveram um modelo probabilístico de indicadores coincidentes baseados na noção de que as variáveis macroeconômicas possuem um componente comum que pode ser capturado. Assim, o objetivo de um modelo para o indicador coincidente é a estimação de uma variável não observável, geralmente denominada por estado da economia, que resulta da captura de um movimento comum entre diferentes séries de variáveis macroeconômicas suficientemente abrangentes de toda a atividade econômica.

Seja um vetor  $\Upsilon_{it}$  ( $n \times 1$ ) do log de variáveis coincidentes em que é assumido que todas as séries em  $y_{it}$  possuem raiz unitária, mas são não co-integradas. A construção de um índice

comum é feita a partir de um modelo de fator dinâmico com as variáveis medidas em nível. Neste caso, assumindo que estas sejam I(1), é feita a primeira diferença, e o modelo tem o seguinte formato:

$$Y_{it} = D_i + \gamma_i \Delta C_t + u_{it} \quad (45)$$

$$(\Delta C_t - \delta) = \phi_1 (\Delta C_{t-1} - \delta) + \dots + \phi_r (\Delta C_{t-r} - \delta) + \eta_t \quad (46)$$

$$\Delta u_{it} = d_{i1} \Delta u_{it-1} + \dots + d_{ip} \Delta u_{it-p} + \varepsilon_{it} \quad (47)$$

em que  $\eta_t \sim N(0, \sigma_\eta^2)$  é o choque comum,  $\varepsilon_{it} \sim N(0, \Sigma_\varepsilon)$  é o erro de medida, a matriz de covariância é dada por  $\begin{pmatrix} \sigma_\eta^2 & 0 \\ 0 & \Sigma_\varepsilon \end{pmatrix}$ ,  $\Delta C_t$  o componente comum,  $\delta$  uma constante no tempo,  $\sigma_\eta^2 = 1$ ,  $\Delta u_{it}$  é expresso de maneira a captar os efeitos dinâmicos dos choques, que são assumidos como independentes, e  $\gamma_i$  são os diferentes pesos do componente comum que medem a sensibilidade de cada série para com o ciclo dos negócios<sup>6</sup>.

Como  $E(\Delta Y_{it}) = E(D_i) + E(\gamma_i \Delta C_t) + E(\Delta u_{it}) = D_i + \gamma_i \delta$ , o modelo acima pode ser expresso a partir do desvio das variáveis em relação à média. Desta forma, somando e subtraindo  $E(\Delta Y_{it})$  da equação (45) temos:

$$\Delta Y_{it} - E(\Delta Y_{it}) = D_i + \gamma_i \Delta C_t + \Delta u_{it} - E(\Delta Y_{it}) \quad (48)$$

$$\Delta y_{it} = D_i + \gamma_i \Delta C_t + \Delta u_{it} - D_i - \gamma_i \delta \quad (49)$$

$$\Delta y_{it} = \gamma_i (\Delta C_t - \delta) + \Delta u_{it} \quad (50)$$

$$\Delta y_{it} = \gamma_i \Delta c_t + \Delta u_{it} \quad (51)$$

em que  $\Delta y_{it} = \Delta Y_{it} - E(\Delta Y_{it})$ . Como  $\Delta c_t = \Delta C_t - \delta$ , a equação (46) passa a ser dada por:

---

<sup>6</sup> Para ser consistente com a restrição  $\sigma_\eta^2 = 1$ , as séries em  $\Delta Y_{it}$  são normalizadas.

$$\Delta c_t = \phi_1 \Delta c_t + \dots + \phi_r \Delta c_t + \eta_t \quad (52)$$

O problema estatístico a ser solucionado aqui é estimar  $\Delta c_t$  para cada  $t = 1, \dots, n$  usando o conjunto de observações disponível até o momento  $t$ , ou seja,  $\{c_t; t = 1, \dots, n\}$ .

A solução proposta por Stock e Watson (1991) foi colocar as equações (45) – (47) no formato de espaço de estado e utilizar o filtro de Kalman para obter os hiperparâmetros do modelo. O modelo de espaço de estado consiste de duas equações. A equação de medida descreve a relação entre as variáveis observadas ( $\Delta y_{it}$ ) e as variáveis de estado não-observadas ( $\Delta c_t$  e  $\Delta u_{it}$ ). Já a equação de transição irá descrever a dinâmica destas variáveis de estado ao longo do tempo.

Stock e Watson (1991) mostram que o modelo acima pode ser estimado através do método da máxima verossimilhança recorrendo ao filtro de Kalman. Para que se possa utilizar esta técnica, é ainda necessário reescrever o modelo sob a representação estado espaço. O modelo de espaço de estado consiste de duas equações. A equação de medida descreve a relação entre as variáveis observadas ( $\Delta y_{it}$ ) e as variáveis de estado não-observadas ( $\Delta c_t$  e  $\Delta u_{it}$ ). Já a equação de transição irá descrever a dinâmica destas variáveis de estado ao longo do tempo.

Assim, para o caso de quatro variáveis  $\Delta y_{it} = (\Delta y_{1t} \Delta y_{2t} \Delta y_{3t} \Delta y_{4t})$  e o número de defasagens para  $\Delta c_t$  e  $\Delta u_t$  igual a dois, ou seja,  $r=p=2$  em (47) e (52), as equações de medida e de transição são dadas, respectivamente, por:

$$\begin{bmatrix} \Delta y_1 \\ \Delta y_2 \\ \Delta y_3 \\ \Delta y_4 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \gamma_1 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \gamma_2 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \gamma_3 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ \gamma_4 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta c_t \\ \Delta c_{t-1} \\ u_{1t} \\ u_{1t-1} \\ u_{2t} \\ u_{2t-1} \\ u_{3t} \\ u_{3t-1} \\ u_{4t} \\ u_{4t-1} \end{bmatrix} \quad (53)$$

$$\begin{bmatrix} \Delta c_t \\ \Delta c_{t-1} \\ u_{1t} \\ u_{1t-1} \\ u_{2t} \\ u_{2t-1} \\ u_{3t} \\ u_{3t-1} \\ u_{4t} \\ u_{4t-1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \phi_1 & \phi_2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & d_{11} & d_{12} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & d_{21} & d_{22} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & d_{31} & d_{32} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & d_{41} & d_{42} \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta c_t \\ \Delta c_{t-1} \\ u_{1t} \\ u_{1t-1} \\ u_{2t} \\ u_{2t-1} \\ u_{3t} \\ u_{3t-1} \\ u_{4t} \\ u_{4t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \eta_t \\ 0 \\ \varepsilon_{1t} \\ 0 \\ \varepsilon_{2t} \\ 0 \\ \varepsilon_{3t} \\ 0 \\ \varepsilon_{4t} \\ 0 \end{bmatrix} \quad (54)$$

A representação compacta destas matrizes é dada por:

$$\Delta y_t = H\beta_t \quad (55)$$

$$\beta_t = F\beta_{t-1} + v_t \quad (56)$$

Desta forma, os hiperparâmetros são obtidos a partir do uso do filtro de Kalman, que calcula de forma recursiva o vetor de estados não observado no tempo t com base em toda a informação até t-1.

## **IV – INDICADOR COINCIDENTE PARA OS INVESTIMENTOS DAS ESTATAIS FEDERAIS**

Nesta seção, é construído um indicador coincidente para o ciclo de investimento das empresas estatais federais no Brasil. De acordo com o Departamento de Coordenação e Governança das Empresas Estatais (DEST), os investimentos correspondem aos valores agregados ao ativo imobilizado e a formação do ativo diferido, proveniente de imobilizações, de acordo com as determinações da Lei 6.404/76. A metodologia adotada é a apresentada na seção anterior que permite, no contexto do modelo de fator dinâmico de Stock e Watson (1991), estimar o indicador coincidente.

### **IV.1 – Seleção das Séries**

As séries utilizadas foram obtidas junto ao DEST e se dividem em três grupos de investimentos: os realizados pela Petrobras, Eletrobrás e demais empresas do setor produtivo estatal<sup>7</sup>. Os investimentos dos grupos Telebrás e Vale do Rio Doce, além de todas as empresas do setor financeiro, não foram considerados. A periodicidade é mensal, sendo representadas por um índice real<sup>8</sup> de base fixa dessazonalizado<sup>9</sup>, que compreende o período de janeiro de 1997 a dezembro de 2009, com um total de 156 observações<sup>10</sup>.

As figuras 1, 2 e 3 apresentam as três séries em análise. É possível observar que no final dos anos 1990 há uma queda dos investimentos das empresas estatais. Embora seja possível afirmar que a deterioração dos fundamentos macroeconômicos tenha evidenciado a fragilidade da política cambial no período e levado ao seu eventual colapso em 1999, crises externas colaboraram em demasia para tanto, em particular a do México, a do Leste da Ásia e a crise da Rússia. Esta última, irrompida em agosto de 1998 com a moratória das obrigações públicas e privadas do país, acabou por gerar uma crise de confiança no mercado com relação à credibilidade dos países emergentes, conduzindo a uma fuga maciça de capitais da economia brasileira.

---

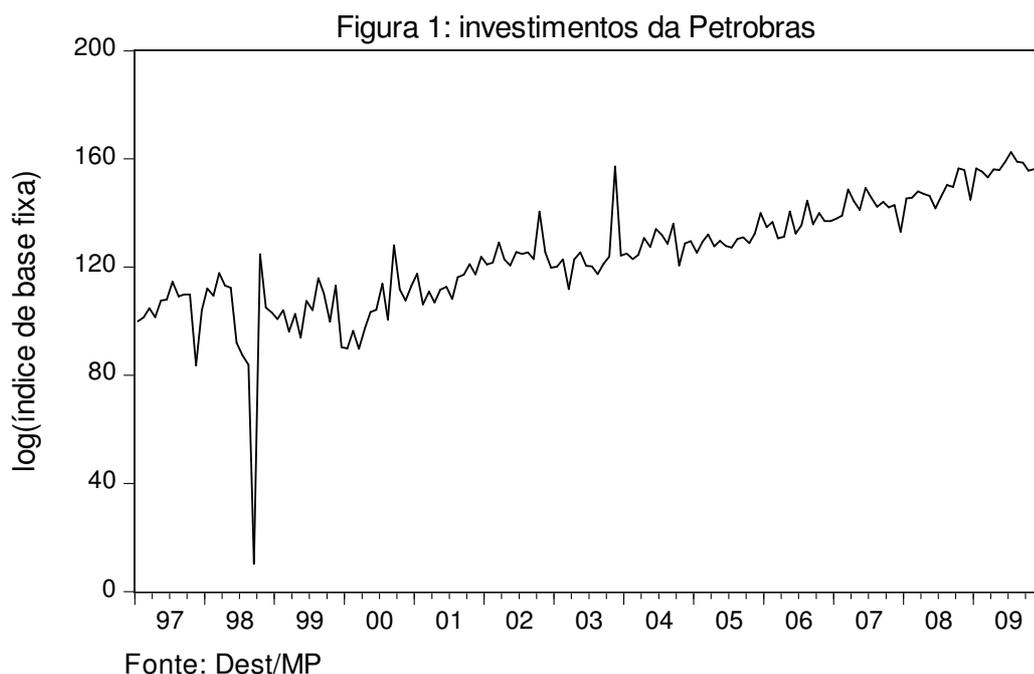
<sup>7</sup> Os valores são por competência.

<sup>8</sup> As séries foram organizadas a preços de dezembro de 2009 pelo IGP-DI.

<sup>9</sup> A dessazonalização das séries foi feita pelo método X11.

<sup>10</sup> As únicas empresas privatizadas durante o período e que constam no grupo de empresas analisado foram: Datamec S.A. - Sistemas de Processamento de Dados e Centrais Geradoras do Sul do Brasil S.A., em 23/06/1999 e 15/09/1998, respectivamente.

Tal fato acabou minando a capacidade do governo de sustentar o regime cambial prevalente, levando à crise em janeiro de 1999. Com isso o governo adotou, entre outras medidas de combate a crise, uma política de austeridade fiscal que estabelecia metas para as empresas estatais. No entanto, os investimentos das empresas eram contabilizados como gastos do setor público e comprometiam as metas pretendidas pelo governo de superávits primários para abater a dívida pública, o que acabou por prejudicá-los.



Os investimentos da Petrobras, no entanto, apresentam uma grande queda em setembro de 1998, seguida por um grande crescimento em outubro do mesmo ano. Com isso, além da questão econômica esse choque pode ser explicado pela própria programação de investimentos da empresa que pode ter compensado em outubro a baixa execução do mês anterior.

Figura 2: Investimentos da Eletrobras

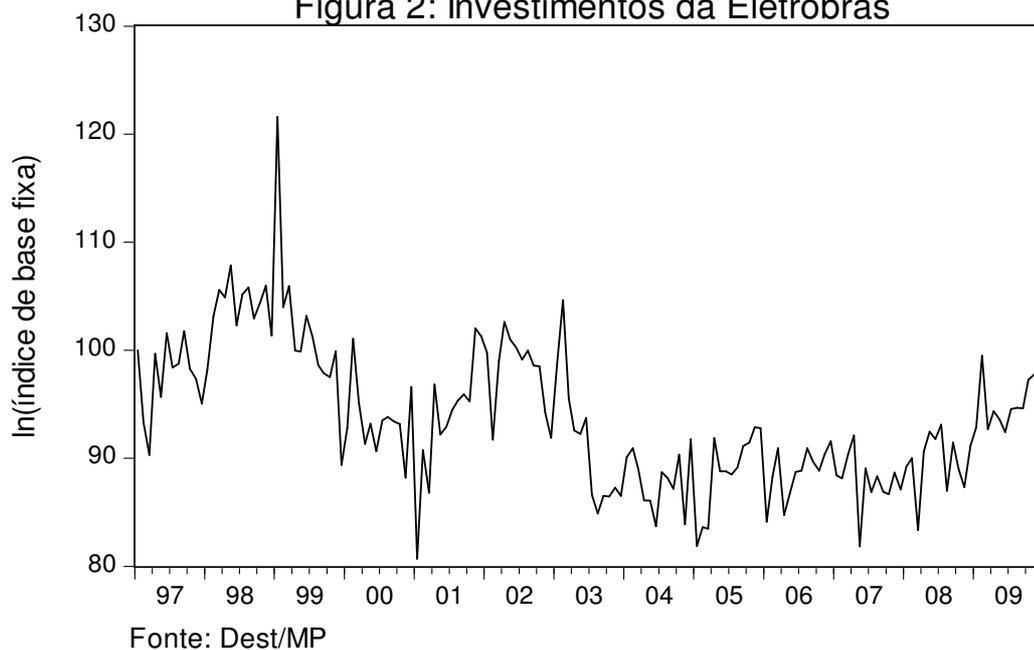
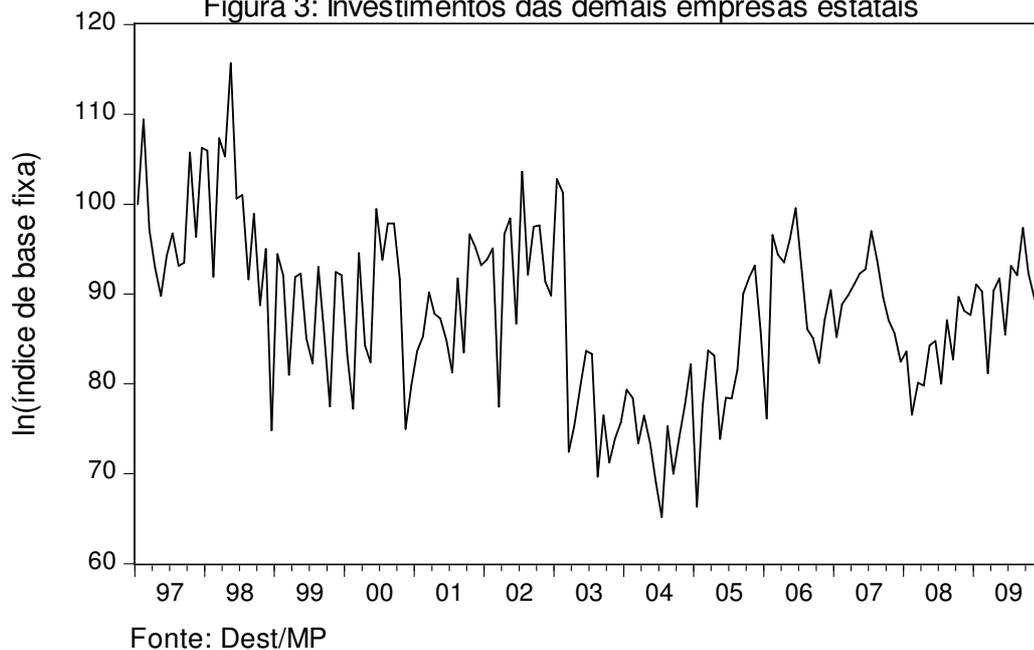


Figura 3: Investimentos das demais empresas estatais



No que se refere à existência de raiz unitária, os testes ADF e KPS permitem aceitar a hipótese nula de não estacionariedade para as séries em nível e rejeitar tal hipótese para as variáveis na primeira diferença (Tabelas 1 e 2). Concluindo, todas as séries possuem a mesma ordem de integração  $I(1)$  o que permite a possibilidade delas co-integrarem.

**Tabela 1: Teste de Raiz Unitária - ADF**

	Em nível			Em diferenças		
	$\tau$	$\tau_u$	$\tau_t$	$\tau$	$\tau_u$	$\tau_t$
Petrobras	0.462976	-1.711233	-10.34990 a	-14.29468 a	-14.29077 a	-14.24778 a
Eletrabras	-0.061958	-1.940306	-2.987185	-9.366941 a	-9.335151 a	-9.322292 a
Demais Empresas	-0.326888	-3.176287 b	-3.114097	-10.56826 a	-10.53247 a	-10.53129 a

Nota:  $\tau_u$  é com constante e  $\tau_t$  é com constante e tendência. H0 : a série tem raiz unitária, c-rejeita a hipótese nula a 10% , b - Rejeita a hipótese nula a 5% e a - rejeita a 1% de significância.

**Tabela 2: Teste de Raiz Unitária - KPS**

	Em nível		Em diferenças	
	$\tau_u$	$\tau_t$	$\tau_u$	$\tau_t$
Petrobras	1.431394 a	0.094066	0.500000	0.500000
Eletrabras	0.793815 a	0.159473 b	0.247246	0.178847 b
Demais Empresas	0.413330 c	0.183888 b	0.099107	0.037567

Nota:  $\tau_u$  é com constante e  $\tau_t$  é com constante e tendência. H0: a série é estacionária, c-rejeita a hipótese nula a 10% , b - Rejeita a hipótese nula a 5% e a - rejeita a 1% de significância.

**Tabela 3: Definição do número de defasagens do modelo VAR (jan/97-dez/2009)**

Defasagens p	Hanna-Quinn	Akaike
0	3.62	3.60
1	1.93	1.83
2	1.67	1.50
3	1.67	1.42
4	1.55*	1.22*
5	1.69	1.28
6	1.85	1.37
7	1.92	1.37
8	1.98	1.35
9	2.10	1.39
10	2.19	1.41
11	2.27	1.41
12	2.33	1.40

\* indica o número de defasagens escolhido pelo critério

Realizando o teste para melhor especificação do VAR, identificou-se, por meio dos critérios de seleção, que a defasagem de ordem 4 gera os melhores valores para os critérios (Tabela 3). O passo seguinte é determinar o tipo de vetor de co-integração a ser testado (incluir ou não intercepto e tendência). Realizando o teste de Schwars optou-se por um modelo com constante apenas no vetor de co-integração. Determinada a correta especificação do VAR, realizou-se o teste proposto por Johansen para tentar encontrar, caso exista, uma relação de longo prazo entre as variáveis. Dois testes foram utilizados: o teste traço ( $\lambda_{\text{trace}}$ ) e o teste do máximo autovalor ( $\lambda_{\text{max}}$ ). As tabelas 4 e 5 apresentam os resultados.

De acordo com o teste traço, a hipótese nula de que não há nenhum vetor de co-integração não é rejeitada tanto a 5% quanto a 1% de significância. Portanto, não há evidências da existência de um vetor de co-integração que estabeleça as relações de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis. Os mesmos resultados foram obtidos utilizando o teste do autovalor, o que nos leva a concluir que as séries não co-integram. Assim, parte-se para a formulação de um modelo de fator dinâmico linear nos moldes proposto por Stock e Watson.

**Tabela 4 - Teste do traço para co-integração**

Hipótese nula ( $H_0$ )	Hipótese alternativa ( $H_1$ )	Estatística do teste	Valor Crítico	
			5%	1%
$r = 0$	$r > 0$	21.93	29.68	35.65
$r \leq 1$	$r > 1$	7.04	15.41	20.04
$r \leq 2$	$r > 2$	1.60	3.76	6.65

**Tabela 5 - Teste do autovalor para co-integração**

Hipótese nula ( $H_0$ )	Hipótese alternativa ( $H_1$ )	Estatística do teste	Valor Crítico	
			5%	1%
$r = 0$	$r = 1$	14.89	20.97	25.52
$r = 1$	$r = 2$	5.44	14.07	18.63
$r = 2$	$r = 3$	1.60	3.76	6.65

## IV.2 – Resultados da estimação

Utilizando a metodologia apresentada na seção 3.2, o modelo dinâmico variável foi estimado utilizando como variáveis  $\Delta y_t$  a diferença do logaritmo das séries dos índices reais dos investimentos da Petrobras, Eletrobrás e demais empresas do setor produtivo. Foram acrescentadas ao modelo três variáveis dummy nas equações do sinal da Petrobras e

Eletróbrás para eliminar os efeitos dos picos existentes nestas variáveis em setembro e outubro de 1998 e janeiro de 1999, respectivamente. O final do ano de 1998 e início de 1999 foi marcado por uma crise econômica e cambial que produziu choques, principalmente em decorrência do câmbio. Vale destacar que após a queda em setembro de 1998 o investimento no mês seguinte registrou um valor bem acima do normal, compensando a queda do mês anterior. Com isso, pode ter ocorrido também uma alteração na programação de investimento da empresas.

Ademais, constatou-se por meio do critério de Akaike<sup>11</sup> que a melhor especificação em termos estatísticos é aquela que considera o componente comum explicando os investimentos da Petrobras em até 3 períodos de defasagem, o que mostra a influência das decisões de investimento de até três meses atrás, sobre as decisões presentes. Tal fato pode ter a influencia das avaliações bimestrais do orçamento que levam em consideração a execução e os acontecimentos dos últimos meses para rever ou não o que foi programado pelo Programa de Dispêndios Globais – PDG. Com isso, o modelo pode ser expresso no formato estado espaço da seguinte forma:

$$\begin{bmatrix} \Delta y_{1t} \\ \Delta y_{2t} \\ \Delta y_{3t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \gamma_{10} & \gamma_{11} & \gamma_{12} & \gamma_{13} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \gamma_2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ \gamma_3 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta c_t \\ \Delta c_{t-1} \\ \Delta c_{t-2} \\ \Delta c_{t-3} \\ u_{1t} \\ u_{1t-1} \\ u_2 \\ u_{3t} \\ u_{3t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_1 & \alpha_2 & 0 \\ 0 & 0 & \alpha_3 \\ 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} d1 \\ d2 \\ d3 \end{bmatrix} \quad (57)$$

<sup>11</sup> O valor do critério de Akaike para a especificação com o  $\Delta c_t$  defasado até três períodos é de 6,67, enquanto na especificação sem defasagem o valor obtido foi de 6,73.

$$\begin{bmatrix} \Delta c_t \\ \Delta c_{t-1} \\ \Delta c_{t-2} \\ \Delta c_{t-3} \\ u_{1t} \\ u_{1t-1} \\ u_{2t} \\ u_{3t} \\ u_{3t-1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \phi_1 & \phi_2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & d_{11} & d_{12} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & d_{21} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & d_{31} & d_{32} \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta c_{t-1} \\ \Delta c_{t-2} \\ \Delta c_{t-3} \\ \Delta c_{t-4} \\ u_{1t-1} \\ u_{1t-2} \\ u_{2t-1} \\ u_{3t-1} \\ u_{3t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \eta_t \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ \varepsilon_{1t} \\ 0 \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \\ 0 \end{bmatrix} \quad (58)$$

Por meio da análise de testes de significância dos parâmetros foram adotados processos autoregressivos de ordem 1 para a componente idiossincrática da Eletrobrás e de ordem 2 para Petrobras e demais empresas. Para a variável  $\Delta c_t$ , adotou-se um processo autoregressivo de ordem 2. Os resultados obtidos estão na tabela 6, sendo possível destacar que todos os parâmetros estimados são estatisticamente significativos.

O valor negativo obtido para  $d_{11}$  e  $d_{12}$  revela que o componente idiossincrático destas séries apresenta uma autocorrelação negativa. Outro ponto a destacar é o alto peso de  $\gamma_{\text{petrobras}}$ , indicando que esta variável possui alta sensibilidade em relação ao ciclo de investimentos, enquanto os pesos  $\gamma_{\text{eletrobras}}$  e  $\gamma_{\text{demais}}$  apresentam valores próximos de zero, apesar de serem em termos estatísticos significativamente diferentes de zero.

Assim, normalizando para 1 os pesos estimados, tem-se que os investimentos da Petrobras têm um peso de 66% na composição do índice de investimento, refletindo sua maior participação no orçamento de investimentos. A Tabela 7 mostra essas ponderações. Com relação a Eletrobrás percebe-se que seus investimentos possuem menor participação. Isso pode ser explicado pelo comportamento da série que após se manter praticamente sem tendência durante alguns anos, recuperou-se apenas a partir de 2008. Ao contrário, as demais empresas começaram a recuperar sua tendência de crescimento a partir de 2004.

Tabela 6 - Estimativa dos Parâmetros do modelo

Variáveis	Parâmetros	Coefficientes	Desvio Padrão
$\Delta C_t$	$\phi_1$	-0.3834	0.0409
	$\phi_2$	-0.9337	0.0419
$\Delta y_{1t}$	$\gamma_{10}$	0.4688	0.0444
	$\gamma_{11}$	-0.1970	0.0477
	$\gamma_{12}$	0.3308	0.0497
	$\gamma_{13}$	-0.3467	0.0416
	$d_{11}$	1.4377	0.0613
	$d_{12}$	-0.9442	0.0535
	$\sigma^2_{\text{petro}}$	1.0037	0.0322
$\Delta y_{2t}$	$\gamma_2$	0.0564	0.0299
	$d_{21}$	-0.4719	0.0741
	$\sigma^2_{\text{eletro}}$	0.9990	0.8220
$\Delta y_{3t}$	$\gamma_3$	0.0755	0.0365
	$d_{31}$	-0.5339	0.0825
	$d_{32}$	-0.2845	0.0772
	$\sigma^2_{\text{demais}}$	1.0078	0.8464
D1-dummy 09/1998	$\alpha_1$	-6.2362	1.413
D2-dummy 10/1998	$\alpha_2$	6.6338	1.020
D3-dummy 01/1999	$\alpha_3$	2.4414	0.456

Tabela 7: Características do indicador coincidente

variáveis	pesos de cada variável
Petrobrás	66%
Eletróbrás	15%
Demais	19%

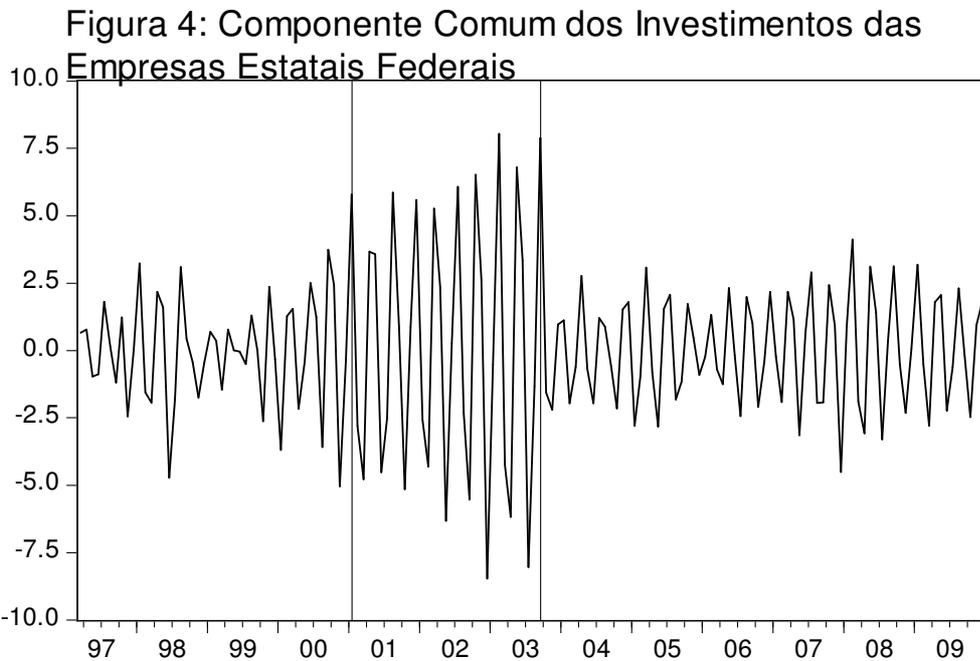
Após a estimativa destes parâmetros, aplica-se o filtro novamente para obter-se  $\Delta c_{it}$ <sup>12</sup>. Em seguida, calcula-se a média de  $\Delta C_t$ , que é dada por  $\delta$ <sup>13</sup>.

<sup>12</sup> As séries foram filtradas e alisadas pelo filtro de Kalman. Para obter uma série de estimadores que utilizem toda a amostra disponível, utilizou-se o “Kalman smoother” descrito em Harvey (1989).

<sup>13</sup> O processo de estimação de  $\delta$  segue as explicações fornecidas por Kim e Nelson (2000).

Por fim, o índice deve ser obtido pela expressão:

$$\Delta C_t = \Delta c_{t/t} + \delta$$



A inspeção visual da evolução do componente comum ( $\Delta C_t$ ), ou ciclo de investimentos revela a presença de três fases. A primeira fase começa em 1997 e termina ao final de 2000, marcada pelo aumento da volatilidade em virtude dos ajustes fiscais decorrentes da publicação da Lei Complementar nº 101, de 4 de maio de 2000 – LRF, e da Lei nº 9.995, de 25 de julho de 2000, Lei de Diretrizes Orçamentárias para o exercício de 2001, que, pela primeira vez, fixa meta fiscal para do Programa de Dispêndios Globais das empresas estatais.

A segunda fase, de maior volatilidade, começa em 2001 e termina em meados de 2003. A adoção de medidas austeras de política fiscal de combate à crise a partir de 1999 permitiu que as empresas estatais começassem a apresentar superávits primários consistentes, eliminando-se assim, um dos principais focos de déficits no setor público.

A terceira fase começa então a partir de meados de 2003, quando as empresas reduzem seu endividamento líquido substancialmente, tornando-se credoras líquidas posteriormente em

2005 (Tabela 8). Isso possibilitou então a ampliação do investimento, principalmente a partir de 2008 com o acirramento da crise econômica.

**Tabela 8 - Dívida Líquida das Estatais - em % do PIB**

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
Dívida Líquida	2.01	1.43	1.56	1.01	0.22	-0.55	-1.34	-1.41	-2.39

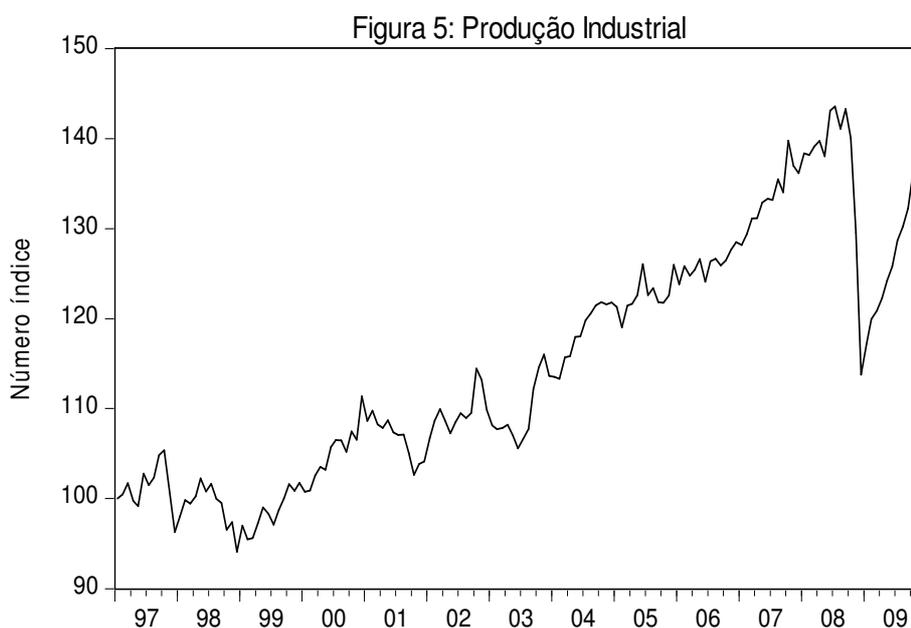
Obs: Os dados incluem Petrobrás.

Fonte: Bacen.

Estimado o componente comum, um exercício interessante é investigar as decisões de política fiscal no âmbito do orçamento de investimento têm sido um instrumento amortecedor das flutuações do produto ou se o governo federal toma suas decisões de forma a ampliar o ciclo econômico. A Para responder a essa questão pretende-se comparar o indicador apurado com um indicador que represente o comportamento da atividade econômica.

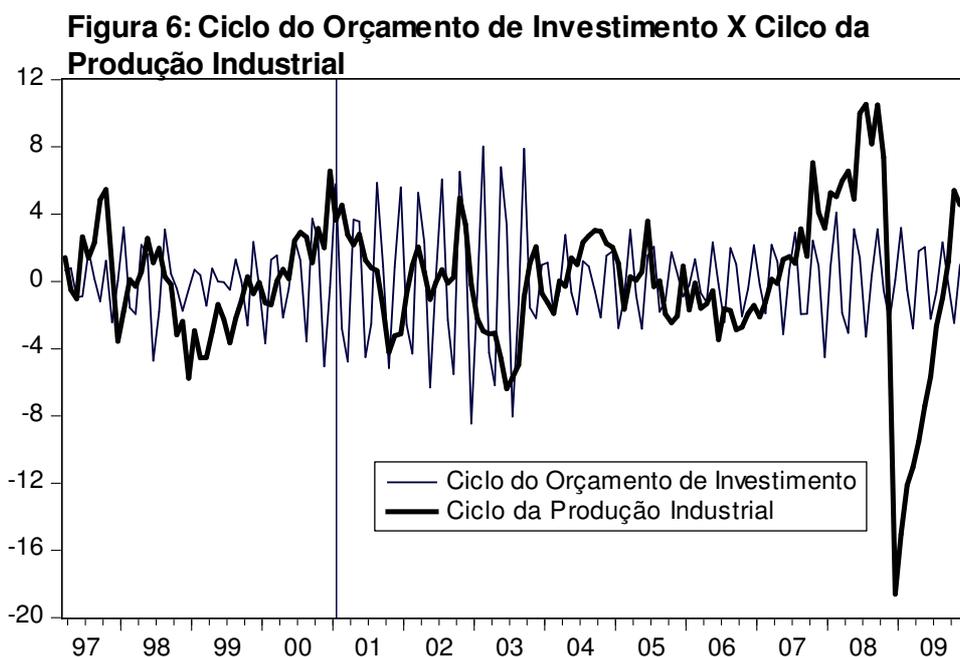
## V – O ORÇAMENTO DE INVESTIMENTO E O CICLO ECONÔMICO

O índice agregado de produção industrial calculado pelo IBGE para o Brasil é composto por quatro séries: Produção de bens de capital, bens intermediários, bens de consumo durável e não durável. A figura 5 apresenta a evolução mensal do índice dessazonalizado. É possível observar o efeito acentuado da crise econômica no último trimestre de 2008.



A fim de verificar se a política fiscal de investimento das estatais é pró ou anticíclica extraiu-se primeiramente o componente cíclico da série de produção industrial por meio do filtro Hodrick Prescott (HP). Entre as razões para a utilização do filtro HP está o fato de que é o filtro padrão na literatura de ciclos reais de negócios (COGLEY e NASON, 1995).

A escola dos Ciclos Reais de Negócios (Real Business Cycles - RBC) busca explicar as propriedades do ciclo econômico, isto é, as correlações entre produto, consumo, investimento, horas trabalhadas, produtividade do trabalho etc. Para tanto, as séries reais, e também as artificialmente produzidas na etapa de simulação, são tratadas com o filtro HP ou algum outro método de filtragem. No caso do filtro HP as séries são filtradas de forma que as frequências menores do que 32 trimestres (oito anos) sejam eliminadas. Em economia, tendência e ciclo referem-se a propriedades espectrais diferentes, isto é, elas são distintas com respeito a frequências. O ciclo é associado com frequências entre 4 e 32 trimestres, ao invés disso a tendência é associada às baixas frequências nas séries de tempo.



A figura 6 apresenta a evolução dos dois ciclos em análise. Note que o ciclo da produção apresenta mudanças de regime de comportamento similares ao do investimento das estatais, em específico a partir de 2001 até 2008, indicando a possibilidade de haver uma relação de causalidade entre os dois. Em 2008, o ciclo de produção apresenta um pico no último trimestre que pode ser explicado pela crise econômica que teve início naquele ano.

Antes de verificar o sentido de causalidade, analisou-se primeiramente se os ciclos de investimento e produção são estacionários ou não. Como esperado, de acordo com os testes ADF e KPS (tabelas 9 e 10) as séries são estacionárias.

**Tabela 9: Teste de Raiz Unitária - ADF**

	Em nível		
	$\tau$	$\tau_u$	$\tau_t$
ciclo de investimento	-54.92689 a	-54.76223 a	-54.87628 a
Produção Industrial	-4.427361 a	-4.411500 a	-4.392480 a

Nota:  $\tau$  é sem constante e tendência,  $\tau_u$  é com constante e  $\tau_t$  é com constante e tendência.  $H_0$  : a série tem raiz unitária, c-rejeita a hipótese nula a 10% , b - Rejeita a hipótese nula a 5% e a - rejeita a 1% de significância.

**Tabela 10: Teste de Raiz Unitária - KPS**

	Em nível	
	$\tau_u$	$\tau_t$
ciclo de investimento	0.140691	0.055970
Produção Industrial	0.030776	0.030776

Nota:  $\tau_u$  é com constante e  $\tau_t$  é com constante e tendência.  $H_0$  : a série tem raiz unitária, c-rejeita a hipótese nula a 10% , b - Rejeita a hipótese nula a 5% e a - rejeita a 1% de significância.

Para a verificação do sentido de causalidade entre as variáveis de ciclo aplica-se o teste de causalidade de Granger. Se houver o efeito de causalidade de Granger entre as duas séries temporais, pode ser um indicativo de que o orçamento de investimento das estatais federais é pró ou anticíclico. O conceito de causalidade no sentido de Granger está associado à idéia de precedência temporal entre variáveis. A causalidade de Granger da variável ciclo de investimento para a variável ciclo de produção é avaliada testando a hipótese nula de que os coeficientes da variável ciclo de investimento em todas as suas defasagens são, simultaneamente, estatisticamente iguais a zero na equação em que ciclo de produção é a variável dependente. Caso a hipótese nula seja rejeitada, conclui-se que a variável ciclo de investimento Granger causa a variável do ciclo de produção. A Tabela 11, no entanto, não fornece nenhum indício de causalidade entre as variáveis.

**Tabela 11: Causalidade Granger jan/1997 - dez/2009**

Hipótese nula ( $H_0$ )	Obs	F-Statistic	Prob.
Ciclo da Produção não Granger causa Ciclo de investimento	153	1.74	0.16
Ciclo de investimento não Granger causa Ciclo da Produção		0.65	0.58

Tendo em mente que o ciclo de investimento estatal possui três regimes de comportamento e que a partir da segunda fase, marcada pelo aumento da volatilidade em virtude dos ajustes e fixação de metas fiscais pela Lei nº 9.995/00 (LDO) que dá início à fixação de meta fiscal para do Programa de Dispêndios Globais das empresas estatais e, considerando que a partir de 2001 as empresas iniciam o movimento consistente de redução do seu endividamento líquido, tornando-se credoras líquidas posteriormente em 2005 (tabela 8), levou-se a efeito a investigação de causalidade no sentido de Granger a partir de janeiro de 2001.

A tabela 12 revela que não é possível rejeitar a hipótese de que o ciclo de investimento precede o ciclo de produção, a um nível de 3% de significância. No entanto, a hipótese de que o ciclo de produção não precede o de investimento não é rejeitada.

**Tabela 12: Causalidade Granger jan/2001 a dez/2009**

Hipótese nula ( $H_0$ )	Obs	F-Statistic	Prob.
Ciclo da Produção não Granger causa Ciclo de investimento	108	2.22	0.09
Ciclo de investimento não Granger causa Ciclo da Produção		3.02	0.03

## VI - CONCLUSÃO

O presente trabalho fez uso da metodologia proposta por Stock Watson para a estimação do componente comum para os investimentos das estatais federais, ou ciclo de investimentos. As estimativas indicam maior peso dos investimentos da Petrobras no orçamento de investimento e, conseqüentemente no ciclo. Os resultados revelam importante fato a respeito do ciclo do orçamento de investimento.

A evolução do componente comum ( $\Delta C_t$ ), ou ciclo de investimentos, revela a existência de mudanças de regimes ao longo do período em estudo. O primeiro, a partir de 1997 e até o final de 2000, diante da ausência de regras rígidas de metas. Em específico o ano de 2000 foi marcado pelo inequívoco avanço na área de finanças públicas com a publicação da Lei Complementar nº 101, de 4 de maio de 2000 – LRF, e a publicação da Lei nº 9.995, de 25 de julho de 2000, Lei de Diretrizes Orçamentárias para o exercício de 2001, que, pela primeira vez, fixa meta fiscal para do Programa de Dispêndios Globais das empresas estatais.

O segundo, a partir de 2001, marcado pelo aumento da volatilidade do componente comum do orçamento de investimento, decorrente dos ajustes fiscais levados a efeito, em consonância com as diretrizes orçamentárias. O terceiro regime tem início em meados de 2003, com redução e certa estabilidade da volatilidade do componente comum, quando as empresas reduzem seu endividamento líquido substancialmente, tornando-se credoras líquidas posteriormente em 2005. Os resultados encontrados incentivam novas pesquisas sobre indicadores antecedentes ou coincidentes no campo da política fiscal, que se apoiem no arcabouço teórico de modelos espaço-estado, filtro de Kalman e na abordagem de mudança de regime.

Tendo em vista a discussão relacionada aos efeitos da política fiscal sobre o ciclo econômico, buscou-se verificar de que forma o ciclo de investimentos estimado pode estar relacionado com a atividade econômica. Para obter o ciclo econômico extraiu-se o componente cíclico da série mensal de produção industrial fornecida pelo IBGE por meio do filtro Hodrick Prescott (HP). A inspeção visual da evolução no tempo dos dois ciclos noticiou a presença de importantes co-movimentos entre as séries geradas, e a possibilidade de relação de causal entre os ciclos.

No Brasil, a relação de causalidade entre gastos públicos e crescimento econômico é tema não consensual no atual debate acadêmico, com importantes implicações de política econômica. Muito se discutiu a respeito do papel da política fiscal, incluindo o investimento estatal, em relação à crise econômica de 2008. A ampliação do Programa de Aceleração do Crescimento (PAC) por parte do governo no decorrer da crise foi defendida como medida anticíclica, mas também foi alvo de críticas por aqueles que apontavam tal política como um perigo ao controle das contas públicas.

Para o período de interesse (2001 a 2009), identificou-se causalidade, no sentido de precedência, do ciclo do orçamento de investimento em relação ao ciclo da produção industrial.

Os resultados alcançados têm sustentação empírica no forte ajuste fiscal implementado pelo governo central a partir de 1999, e decorrente estabelecimento de diretrizes legais de meta fiscal superavitária para o Programa de Dispêndios Globais das empresas estatais a partir de 2001. Observa-se para o período em análise a geração de poupança por parte das empresas estatais, que passam à condição de credoras líquidas a partir de 2005, coincidentemente no período de expansão da produção industrial. Isso está de acordo com a idéia de que as decisões de política fiscal no âmbito do orçamento de investimento desempenharam o papel de instrumento estabilizador das flutuações do produto.

A implementação e o fortalecimento da política de metas fiscais, e as melhorias na qualidade de gestão das empresas estatais federais, materializadas pela redução do endividamento, possibilitaram a utilização do orçamento de investimento como estabilizador das flutuações macroeconômicas, no formato tipicamente keynesiano, e criaram condições para que o investimento fosse utilizado como uma variável exógena de política fiscal, amortecendo os efeitos do ciclo econômico. Isso possibilitou então a ampliação do investimento, principalmente a partir de 2008 com o acirramento da crise econômica.

## VII – REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BURNS, A.; MITCHELL, W. *Measuring business cycles*. New York: National Bureau of Economic Research, 1946.

CONTADOR, R. C. *Ciclos Econômicos e Indicadores de Atividade*. Rio de Janeiro, INPES/IPEA, 1977. 237 p.

CHAUVET, M. *An econometric characterization of business cycle dynamics with factor structure and regime switching*. *International Economic Review*, v. 39, p. 969-996, 1998.

CHAUVET, M. (2001). *A Monthly Indicator of Brazilian PIB.*, *Brazilian Review of Econometrics*, 21, 1-48.

CHAUVET, M. *The Brazilian Business and Growth Cycles*. *Revista Brasileira de Economia*, v. 56, p. 75-106, 2002.

COGLEY, T.; NASON, J. *Effects of the Hodrick-Prescott filter on trend and difference stationary time series—implications for business cycle research*, *Journal of Economic Dynamics and Control*, v. 19, 1995. p. 253-278.

CRUZ, P. D. *Dívida externa e política econômica: a experiência brasileira nos anos setenta*. São Paulo: Editora Brasiliense, 1984.

DUARTE A. J. M., ISSLER, J. V., SPACOV, A. D. *Indicadores coincidentes de atividade econômica e uma cronologia de recessões para o Brasil*. *Revista Pesquisa e Planejamento Econômico (PPE) do IPEA*, abril de 2004.

ESTRELLA, A. & MISHKIN, F. *Rethinking the role of Nairu in monetary policy: implications of model formulation and uncertainty*. 1998. (FRBNY RP, 9.806.)

HARVEY, A. (1989). *Forecasting, Structural Time Series and the Kalman Filter*, Cambridge: Cambridge University Press.

HARVEY, A.C. and G.D.A. PHILLIPS (1982), *The estimation of regression models with time-varying parameters*, in Deistler M., Fiirst E., and G. Schwijdiauer eds., *Games, economic dynamics, and time series analysis*, Wien-Wiirzburg (Physica-Verlag), 306- 321.

HENDRY, David F. e A.R. Tremayne (1976): “Estimating systems of dynamic reduced form equations with vector autoregressive errors”. *International Economic Review*, 17, 463-471.  
ISSLER, J. V., VAHID, F. *The missing link: using the NBER recession indicator to construct coincident and leading Indices of economic activity*. Journal of Econometrics, 2003.

KIM, C-J., *Dynamic linear models with Markov-switching*. Journal of Econometrics, 60, p. 1-22, 1994.

KIM, C-J.; NELSON, C. R. *Business cycle turning points: a new coincident index, and tests of duration dependence based on a dynamic factor model with regimeswitching*. Review of Economics and Statistics, 80, p. 188-201, 1998.

\_\_\_\_\_. *State-space models with regime switching*. 2nd edition. MIT Press, 2000.

KIM, C-J.; PIGER, J. *Common stochastic trends, common cycles, and asymmetry in economic fluctuations*. International Finance Discussion Papers, n. 681, 2000.

KIM, C-J.; YOO, J-S. *New index of coincident indicators: a multivariate Markov switching factor model approach*. Journal of Monetary Economics, 36, p. 607-630, 1995.

MOORE, G.H., SHISKIN, J. *Indicators of Business Expansions and Contractions*. National Bureau of Economic Research, 1967.

MORAIS, I. A; PORTUGAL, M. S. *Um novo índice coincidente para a atividade industrial do Estado do Rio Grande do Sul*. Estudos Econômicos, vol.37, no.1. São Paulo Jan./Mar. 2007

PICCHETTI, P.; TOLEDO, C. *Estimating and interpreting a common stochastic component for the Brazilian industrial production index*. Revista Brasileira de Economia, v. 56, n. 1, p. 107-120, 2002.

PORTUGAL, M. S. *Modelos de parâmetros Variáveis: uma resenha crítica*. Pesquisa e Planejamento Econômico, v. 23, n. 1, p 99 – 134, 1993a.

REICHLIN, L. *Extracting business cycle indexes from large data sets: aggregation, estimation, identification*. In: DEWATRIPONT, M., LARS, P., TURNOWSKI, S. J. (ed.). *Advances in economics and econometrics*. Cambridge University Press, 2000.

SPACOV, A. D. *Índices antecedentes e coincidentes da atividade econômica brasileira: uma aplicação da análise de correlação canônica*. 2001. Dissertação (Mestrado), Escola de Pós-Graduação em Economia – Fundação Getúlio Vargas.

STOCK, J. H.; Watson, M. H. *A new approach to leading economic indicators*. Working Paper, Harvard University, Kennedy School of Government, 1988.

\_\_\_\_\_. *New indexes of coincident and leading economic indicators*. In: Blanchard, O.; Fischer, S. (eds.), *NBER macroeconomics annual*. Cambridge: MIT Press, 1989. p.351-394.

\_\_\_\_\_. *A probability model of the coincident economic indicators*. In: Lahiri, K.; Moore, G. H. (eds.), *Leading economic indicator: new approaches and forecasting records*. Cambridge: Cambridge University Press, 1991. p. 63-89.

\_\_\_\_\_. *A procedure for predicting recessions with leading indicators: econometric issues and recent experience*. In: Stock, J. H.; Watson, M. W. (eds.), *Business cycles, indicators and forecasting*. Chicago: University of Chicago Press for NBER, 1993. p. 255-284.

WERNECK, R. L. F. (1987). *“Empresas Estatais e Política Macroeconômica”*. Editora Campus, Rio de Janeiro.

