

TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 347

**Tendências Estocásticas do Produto
Efeito de Flutuações da Produtividade
e da Taxa de Juros Real**

Elcyon Caiado R. Lima
Ajax R. B. Moreira
Hedibert Freitas Lopes
Pedro L. Valls Pereira

AGOSTO DE 1994

Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

O Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada - IPEA
é uma Fundação vinculada à Secretaria de
Planejamento, Orçamento e Coordenação.

PRESIDENTE

Aspásia Brasileiro Alcântara de Camargo

DIRETOR EXECUTIVO

Antonio José Guerra

DIRETOR DE ADMINISTRAÇÃO E DESENVOLVIMENTO INSTITUCIONAL

Adilmar Ferreira Martins

DIRETOR DE PESQUISA

Claudio Monteiro Considera

DIRETOR DE POLÍTICAS PÚBLICAS

Luis Fernando Tironi

TEXTO PARA DISCUSSÃO tem o objetivo de divulgar
resultados de estudos desenvolvidos no IPEA, informando
profissionais especializados e recolhendo sugestões.

Tiragem: 150 exemplares

SERVIÇO EDITORIAL

Brasília - DF:

SBS, Q. 1, Bl. J, Ed. BNDES - 10º andar

CEP 70.076-900

Rio de Janeiro - RJ:

Av. Presidente Antônio Carlos, 51 - 14º andar

CEP 20.020-010

SUMÁRIO

1 - INTRODUÇÃO

2 - METODOLOGIA

2.1 - Fundamentação Teórica

2.2 - Identificação

3 - VERIFICAÇÃO EMPÍRICA

4 - RESULTADOS

5 - CONCLUSÕES

APÊNDICE

BIBLIOGRAFIA

**TENDÊNCIA ESTOCÁSTICAS DO PRODUTO EFETO DE
FLUTUAÇÕES DA PRODUTIVIDADE E DA TAXA DE JUROS REAL***

Efeyon Caiado R. Lima **

Ajax R. B. Moreira **

Hedibert Freitas Lopes ***

Pedro L. Valls Pereira ****

* Os autores agradecem o Ingreed S. Valda por sua enorme Colaboração de alguns testes estatísticos e elaboração de gráficos e tabelas

** Do IPEA / RJ.

*** Da UFF - UFRJ.

**** Da USP - UNICAMP.

1 - INTRODUÇÃO

Depois de um longo período de crescimento, a economia brasileira se defronta, desde meados da década de 80, com uma situação de estagnação e inflação elevada. Este artigo pretende investigar em que medida a estagnação atual da economia se explica pelos movimentos não-antecipados da taxa de juros real e da taxa de crescimento da produtividade, e em que proporção estas variáveis explicam os movimentos de curto e longo prazos do PIB. Estas questões se inserem numa longa discussão sobre o impacto das alterações da taxa de juros real, provocadas pela ciranda financeira, sobre o potencial de crescimento do país. Além disso, a tese de que boa parte da flutuação macroeconômica se deve ao efeito acumulado dos choques permanentes na taxa de crescimento da produtividade é a mais polêmica e interessante da pesquisa recente sobre o ciclo de negócios.

A macroeconomia tradicional considera flutuações no nível de produção agregada como flutuações temporárias em torno de uma tendência determinística.¹ Segundo essa visão, alterações inesperadas em qualquer variável (isto é, na taxa de juros real ou na taxa de crescimento da produtividade) não têm efeito na previsão de longo prazo da produção agregada da economia. Numa interpretação *naive* desta visão, a estagnação recente da economia brasileira deve ser vista apenas como uma flutuação temporária em torno de uma tendência determinística de crescimento da economia brasileira.

Essa visão tradicional foi recentemente desafiada pelos integrantes da chamada econometria da raiz unitária [Nelson e Plosser (1982), Campbell (1988) e Cochrane (1990)] que consideram as flutuações do PIB como sendo mais bem caracterizadas como flutuações temporárias em torno de uma tendência estocástica. Segundo esta visão, as flutuações no PIB real são na verdade resultantes de uma combinação de choques com efeito permanente (choques na tendência estocástica) e com efeito temporário (choques no componente estacionário).

Coerente com esta última visão, neste artigo postulamos que há dois tipos básicos de choques que impactam sobre a tendência estocástica do PIB: um choque permanente de juro real e um choque permanente na taxa de crescimento da produtividade. Portanto, os choques permanentes no juro real e na taxa de crescimento da produtividade, além de seus efeitos de curto prazo, têm efeitos na previsão de longo prazo da produção agregada da economia. Acreditamos que a investigação do impacto desses dois choques

¹ A definição natural de tendência (determinística ou estocástica) de uma variável é considerá-la igual à previsão de longo prazo da variável [ver a este respeito Harvey (1989), Capítulo 6].

possa auxiliar no entendimento da estagnação da economia brasileira desde a década passada.

Essa abordagem incorpora aos modelos econométricos tradicionais algumas noções originadas do pensamento econômico. O princípio de que a flutuação das variáveis econômicas possa ser explicada por uma sucessão de inovações estruturais -- não previsíveis e independentes entre si --, pela existência de tendências partilhadas em comum por mais de uma variável e, finalmente, pela idéia de que algumas inovações têm efeito permanente. Também é característico desta abordagem explicitar as propriedades dinâmicas do modelo identificado através da função de resposta das variáveis aos choques estruturais identificados.

A metodologia econométrica adotada neste artigo está discutida em detalhes em King et alii (1991) e Mellander et alii (1992) e pode ser vista como um aperfeiçoamento do modelo VAR originalmente proposto por Sims (1980) e do modelo VEC proposto por Johansen (1988). O modelo VAR estima a interdependência estatística e dinâmica entre as variáveis e identifica as relações estruturais admitindo-as apenas como relações recursivas. Posteriormente, Fackler (1988) e Bernanke (1986) acrescentam a estes modelos a possibilidade de as relações contemporâneas serem simultâneas. Num curso independente, Engle e Granger (1987) e, posteriormente, Johansen (1988) introduzem a noção de ordem de integração e de co-integração entre as variáveis e, portanto, a possibilidade de os modelos considerarem tendências comuns através da imposição de restrições sobre a dinâmica do modelo. Finalmente, a metodologia utilizada neste artigo incorpora aos modelos VEC a noção de choques estruturais, e de permanência do seu efeito, determinando as restrições necessárias às relações contemporâneas para que seja preservada a propriedade de tendência comum entre as variáveis, e a separação entre choques permanentes e transitórios.

Na Seção 2 explicitamos os fundamentos teóricos nos quais o artigo se baseia e descrevemos sumariamente como as propriedades de longo prazo do modelo podem ser utilizadas para se obter identificação. A seção seguinte descreve a metodologia econométrica adotada. A última seção apresenta os resultados obtidos.

2 - METODOLOGIA

2.1 - Fundamentação Teórica

Num sistema em que as variáveis tenham tendência estocástica -- a primeira diferença das séries é estacionária --, pode ocorrer que mais de uma série tenha uma mesma tendência em comum como, por exemplo, o caso clássico da tendência comum do PIB, do consumo e investimento agregado que pode ser derivado de modelos teóricos de crescimento ou observado empiricamente. Nesse sistema, qualquer combinação linear das inovações -- variação inesperada das variáveis -- que preserve a interdependência entre elas -- medida

pela covariância -- é igualmente válida. A identificação consiste então em escolher a combinação linear que: separe as inovações segundo a permanência de seus efeitos; que as torne independentes entre si, o que permitirá chamá-las de estruturais; e com características que permitam interpretá-las do ponto de vista econômico.

Nesta seção explicitamos como e por que a hipótese de crescimento equilibrado, comum a toda uma classe de modelos do ciclo real de negócios [Kydland e Prescott (1982)], junto com a hipótese de que a taxa de juros real afeta a parcela do produto que é investida podem ser utilizadas na identificação e mensuração do impacto dos choques na taxa de crescimento da produtividade e na taxa de juros real sobre as variáveis do modelo.

O crescimento é dito equilibrado quando a produção (Y) e o investimento (I) apresentam tendência, mas o mesmo não acontece com a relação I/Y . Em outras palavras, diz-se que as duas variáveis possuem uma tendência comum, ou seja: I e Y podem apresentar ajustes dinâmicos diferentes no curto prazo, mas no longo prazo a relação anterior (I/Y) não apresenta tendência. Nestes modelos adota-se em geral a hipótese de que a produtividade total dos fatores de produção é exógena e de que a trajetória do logaritmo dessa variável consiste num passeio aleatório com **drift**. Por exemplo, admitindo-se que o produto é obtido através de uma função de produção com rendimentos constantes de escala e do tipo Cobb-Douglas, obtém-se:

$$Y_t = \lambda_t K_t^{1-a} N_t^a \quad (1)$$

onde:

Y_t = produto;

K_t = estoque de capital;

N_t = quantidade de trabalho;

λ_t = produtividade total dos fatores.

A produtividade total dos fatores é determinada por:

$$\log(\lambda_t) = \mu + \log(\lambda_{t-1}) + \xi_t, \quad (2)$$

onde $\{\xi_t\}$ é i.i.d. com média zero e variância σ^2 .

Nos modelos mencionados, a adição das hipóteses de que a produtividade total dos fatores de produção é exógena e de que seu logaritmo segue um passeio aleatório com **drift** implica que i (investimento **per capita**, $i = I/N$) e y (produto **per capita**, $y =$

Y/N) sejam integráveis de primeira ordem, $I(1)$, e na estacionaridade da relação i/y [que é, portanto, $I(0)$]. Neste caso existe crescimento equilibrado e as duas variáveis apresentam uma tendência estocástica comum. Essas hipóteses são econometricamente testáveis e implicam a co-integração [Engle e Granger (1987)] entre $\log i$ e $\log y$.

Neste artigo a hipótese de crescimento equilibrado é combinada com a hipótese de que choques permanentes na taxa de juros real (isto é, a taxa de juros real é implicitamente considerada não-estacionária) possam ter impacto na relação i/y , embora os choques na taxa de crescimento da produtividade não tenham efeito de longo prazo na taxa de juros real e produzam crescimento equilibrado. De acordo com os modelos de crescimento, uma taxa de juros real (J) mais elevada deve reduzir, no longo prazo, a parcela da renda que é investida. Então, considerando uma relação linear, obtemos:

$$\log i - \log y = - \phi \log J, \quad \phi > 0. \quad (3)$$

Se a hipótese anterior é verdadeira, então não haverá co-integração entre $\log i$ e $\log y$, mas haverá co-integração entre $\log i$, $\log y$ e $\log J$ com coeficientes $(1, -1, \phi)$. Um vetor auto-regressivo co-integrado no qual entram i , y e J pode ser visto como uma aproximação log-linear que abrange todos os modelos de ciclo real de negócios nos quais choques de produtividade geram crescimento equilibrado, mas alterações permanentes da taxa de juros podem provocar alterações na relação i/y no longo prazo.

Nos modelos neoclássicos de crescimento mencionados, o choque que tem o mesmo impacto em i e y [ξ_t -- na equação (2)] decorre exclusivamente de alterações exógenas de produtividade, e é aqui denominado choque de "crescimento equilibrado".² Neste artigo além desse choque, admitimos a presença de um choque (permanente) de "juro real" que pode impactar de forma diferente sobre o produto **per capita** (y) e o investimento **per capita** (i). Desta forma choques na tendência estocástica de y e i são uma combinação de dois tipos de choques permanentes: um choque de crescimento equilibrado e um choque de juro real.

²Se a economia puder ser aproximadamente descrita por uma função de produção do tipo Cobb-Douglas, então o "resíduo de Solow" tem a interpretação conveniente de ser exatamente igual a ξ_t .

2.2 - Identificação

Como dito na subseção anterior, um vetor auto-regressivo co-integrado no qual entram i , y e J pode ser visto como uma aproximação log-linear que abrange todos os modelos do ciclo real de negócios nos quais choques de produtividade geram crescimento equilibrado, mas alterações permanentes da taxa de juros podem provocar (ou não) alterações na relação i/y no longo prazo.

Seja $x(t) = [i(t) \ J(t) \ y(t)]'$. Dadas as hipóteses anteriores, cada elemento de $x(t)$ é $I(1)$. Então, de acordo com o exposto anteriormente, o nosso modelo, na forma estrutural, pode ser expresso por:

$$A(L)x(t) = \rho + \beta D_t + e(t) \quad (4)$$

onde:

$$A(L) = A_0 - \sum_{i=1}^p A_i L^i,$$

D_t : é um vetor de variáveis determinísticas;

$$\text{var}[e(t)] = I_3.$$

A identificação consiste em determinar uma matriz A_0 de tal forma que os elementos do vetor $e(t)$ -- que tem dimensão 3×1 -- sejam ortogonais, identifiquem os choques permanentes e admitam a interpretação de que o primeiro elemento do vetor seja um choque de "juro real", o segundo um choque de "crescimento equilibrado" e finalmente o terceiro um choque que não tenha efeitos permanentes. O procedimento proposto por King et alii (1991), e descrito sumariamente a seguir, obtém a matriz A_0 com essas características.

Se as variáveis não são estacionárias -- $I(1)$ -- e co-integram, o modelo deve ser estimado na representação VEC -- correção de erros vetorial -- utilizando o procedimento proposto por Johansen (1988) -- obtendo-se então a seguinte representação:

$$B(L)\Delta x(t) = \rho + \beta D_t + \gamma \alpha' x(t-1) + u(t) \quad (5)$$

onde:

$B(L)$: são os parâmetros do modelo na forma reduzida;

$$\text{var}[u(t)] = \Sigma;$$

γ : é uma matriz $3 \times r$ de posto r , onde r é o número de relações de co-integração existente entre as variáveis, e $\alpha' x(t-1)$ representa

o desvio das variáveis em relação a sua trajetória de longo prazo.

Uma vez que $\Delta \mathbf{x}$ é estacionária, existe uma representação de Wold na forma: $\Delta \mathbf{x}_t = \mu + C(L) u_t$, onde $C(L)$ é uma matriz polinomial no operador defasagem L e $C(0)=I$. Neste caso, Stock e Watson (1988) mostram que a representação de Beveridge e Nelson (1981) de $\{\mathbf{x}\}$ é:

$$\mathbf{x}_t = C(1)\mu t + C(1) \sum_{k=0}^{\infty} u_{t-k} + C^*(L) u_t \quad (6)$$

Este modelo pode ser colocado na forma estrutural pré-multiplicando as inovações pela matriz A_0 de tal forma que na nova base, as inovações sejam independentes entre si, $e_t = A_0 u_t$.

Assim a equação (6) pode ser reescrita por:

$$\begin{aligned} \mathbf{x}_t &= C(1)\mu t + C(1)A_0^{-1} \sum_{k=0}^{\infty} A_0 u_{t-k} + C^*(L)A_0^{-1}A_0 u_t \\ &= C(1)\mu t + R(1) \sum_{k=0}^{\infty} e_{t-k} + R^*(L)e_t \end{aligned} \quad (7)$$

onde a matriz $R(1)$ é de posto $n-r$ e pode, portanto, ser colocada na forma $R(1) = (\Upsilon \mid 0)$, - $\Upsilon_{n,n-r}$ -- que identifica os choques que têm efeito permanente -- onde Υ deve pertencer ao espaço ortogonal às relações de co-integração para preservar as tendências comuns identificadas, e ser tal que os choques sejam estruturais -- estatisticamente independentes. Para isso admita $\Upsilon = \Upsilon_0 \pi$, onde Υ_0 é qualquer matriz que pertença ao espaço ortogonal às relações de co-integração e definida de tal forma que as tendências comuns tenham uma interpretação econômica, e π é calculada para atender a condição de ortogonalidade entre as inovações identificadas. Considerando que a relação de co-integração é da forma $(1, \phi, -1)$, a matriz Υ_0 será definida na forma:

$$\Upsilon_0 = \begin{bmatrix} -\phi & 1 \\ 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix}$$

onde a primeira coluna identifica o choque de juro real (CJR), pois relaciona as alterações de longo prazo dos juros e dos investimentos, e a segunda identifica o choque de crescimento equilibrado (CCE) -- ou choque de produtividade --, pois indica que, no longo prazo, o investimento e o produto crescem na mesma proporção.

A igualdade dos efeitos permanentes na forma estrutural e reduzida implica (8). Utilizando esta relação para calcular a covariância entre os vetores dos dois lados da igualdade, e incorporando a definição de Υ , resulta a expressão (9), que determina parcialmente o valor de π .³

$$\Upsilon e_t = \Upsilon_0 \pi e_t = C(1) u_t \quad (8)$$

$$\pi \pi' = (\Upsilon_0' \Upsilon_0)^{-1} \Upsilon_0' C(1) \Sigma C(1)' \Upsilon_0 (\Upsilon_0' \Upsilon_0)^{-1} \quad (9)$$

Determinado π , pode-se calcular Υe , portanto, a parte da matriz A_0 que corresponde aos $k = n-r$ choques permanentes (A_0^k).

$$A_0^k = (\Upsilon' \Upsilon)^{-1} \Upsilon' C(1) \quad (10)$$

As demais r componentes da matriz A_0 referentes aos choques transitórios são calculadas de forma a serem ortogonais aos choques permanentes calculados. Maiores detalhes em Mellander et alii (1992).

3 - VERIFICAÇÃO EMPÍRICA

O modelo adotado considera o Produto Interno Bruto real trimestral -- PIB --, o nível de investimentos trimestrais -- INV⁴ --, ambos medidos em termos *per capita*,⁵ e a taxa de juros real⁶ -- JUR. Essas variáveis foram transformadas em logaritmo e analisadas

³ Admitindo a recursividade da relação entre as tendências comuns, a matriz π pode ser calculada utilizando uma decomposição de Cholesky.

⁴ O nível de investimento real foi calculado como a soma ponderada da produção de insumos para a construção civil e bens de capital. Esta medida não inclui a importação e a exportação de bens de capital, cuja mensuração não é da mesma qualidade.

⁵ O PIB e o investimento medidos em termos *per capita* foram calculados admitindo que a taxa de crescimento da população é igual ao longo dos trimestres de cada ano.

⁶ A taxa de juros real trimestral foi calculada partindo da taxa de juros nominal do *overnight* e da taxa Selic a partir de 1990, deflacionada pela taxa de variação do IGP-DI centrada no dia 30. A este valor foi somado 1 para permitir a transformação logarítmica posterior.

quanto à sua ordem de integração e à validade das hipóteses descritas anteriormente. Estas séries estão apresentadas no Gráfico 1 do Apêndice, junto com os resultados numéricos e os pontos críticos dos testes. Os testes de raiz unitária foram feitos assumindo-se os seguintes modelos:

$$x_t = \rho x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (11)$$

$$x_t = \alpha + \rho x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (12)$$

$$x_t = \alpha + \beta t + \rho x_{t-1} + \varepsilon_t \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (13)$$

As estatísticas t-student, τ , τ_μ , τ_τ apresentadas no Apêndice, como hipótese nula são utilizadas para testar ($\rho = 1$) nos modelos 11, 12 e 13, respectivamente. Vale lembrar que as distribuições destas estatísticas não são distribuições padrão, não se tratando de teoria assintótica. Os valores críticos, portanto, foram obtidos por experimentos Monte Carlo [para maiores detalhes, ver Dickey e Fuller (1979, 1981)].

Aplicamos esses testes às séries mencionadas anteriormente, que apontaram a presença de raiz unitária tanto para o PIB quanto para índice de investimento, mas o mesmo não aconteceu para a taxa de juros real que foi reconhecida como estacionária, o que prejudica a utilização do modelo anteriormente exposto. Considerando que estes testes são de baixa potência, para pequenas amostras, e que não dão conta de eventuais mudanças estruturais ocorridas no padrão dinâmico das séries, foi feita uma tentativa de mostrar a inconsistência dos testes e possibilitar a utilização da série JUR como uma I(1).

Admitindo que o logaritmo da taxa de inflação -- INF -- e dos juros nominais é I(1),⁷ foi testada a hipótese de estas variáveis co-integrarem com a restrição de que os seus coeficientes sejam unitários e de sinal contrário. Esta hipótese foi rejeitada, o que implica que a razão entre os juros nominais e a inflação, ou seja, os juros reais, não é estacionária. Isto mostra uma inconsistência entre esse teste e o anterior, o que possibilitou admitir que os juros reais são I(1).

⁷De fato, o teste apontou que estas variáveis são integradas de ordem zero em torno de uma tendência determinística, o que é um absurdo, pois desta forma a inflação teria alguma tendência de longo prazo, o que certamente não é o caso na economia brasileira.

O procedimento de Johansen para identificar o número (r) de relações de co-integração relevantes⁸ e estimar a forma reduzida de um modelo VECM, com k defasagens, admite que \mathbf{x}_t é um vetor com n variáveis, onde cada variável é $I(1)$, que as suas k primeiras observações são fixas, e que D é um vetor de **dummies** sazonais. Assim, o modelo (4) tem a seguinte forma reduzida:

$$\Delta \mathbf{x}_t = \Gamma_1 \Delta \mathbf{x}_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta \mathbf{x}_{t-k+1} + \Pi \mathbf{x}_{t-1} + \mu + \Phi D_t + \varepsilon_t \quad (14)$$

onde: $\varepsilon \approx N(0, \Sigma)$ e ainda $E(\varepsilon_t \varepsilon'_u) = 0 \quad \forall t \text{ diferente de } u$.

A principal hipótese que será considerada é a de que existem r vetores co-integrados, ou seja, $H_0: \Pi = \gamma\beta'$, onde γ e β são matrizes $n \times r$. A forma de estimação dos parâmetros do modelo acima é concentrar a função de verossimilhança em função dos parâmetros da matriz Π e então maximizá-la. Nesse procedimento os autovetores correspondem às relações de co-integração, quando estas existirem, e o número de relações de co-integração é obtido a partir do número de autovalores significativamente diferentes de zero. Os testes estatísticos também não têm distribuição padrão.⁹

Sob a hipótese $H_0: \Pi = \alpha\beta'$, uma outra hipótese de interesse é saber se existe alguma restrição (restrições) nos vetores co-integrados. Essa hipótese é formulada como $H_1: \beta = H \sigma$, onde H é $n \times s$ e $s =$ número de parâmetros livres após restrições. Nesse caso a estatística de teste tem distribuição assintótica χ^2 com $r(n-s)$ graus de liberdade.

Para se determinar o número de defasagens a serem usadas no VECM, existem vários critérios de informação que podem ser utilizados. Foram adotados: (i) Akaike Information Criterion (AIC), (ii) Hannan-Quinn Criterion (HQ), (iii) Schwartz Criterion ou Bayesian Information Criterion (SC) e também usamos (iv) Final Prediction Criterion (FPE), descritos no Apêndice,¹⁰ para $m = 1, 2, \dots, M$ (defasagem máxima).

⁸Determinado por $r = \text{posto}(\Pi = \gamma\alpha')$. Podem ocorrer as situações limites. Se $r = n$, então o vetor \mathbf{x}_t é estacionário; e se $r = 0$, então \mathbf{x}_t não tem tendências em comum.

⁹Os valores críticos foram retirados de Osterwald-Lenum (1992).

¹⁰Para maiores detalhes, ver Lütkepohl (1991).

O número de defasagens foi escolhido ajustando o modelo da equação (14) para $k = 2...8$ e selecionando o número de defasagens que minimizassem os critérios acima. Foi adotado o número de defasagens 4 indicado pelo critério FPE e executado o procedimento de Johansen. A Tabela 1 indica a existência de duas relações de co-integração tanto pelo teste do maior autovalor quanto pelo teste do traço.

Tabela 1
Teste de Número de Relações de Co-Integração

H_0	Traço	Traço (0.90)	λ_{max}	λ_{max} (0.90)
$r \leq 2$	2.26	2.69	2.26	2.69
$r \leq 1$	17.40	13.33	15.14	12.07
$r = 0$	44.26	26.79	26.86	18.60

O Gráfico 2 apresenta os valores da primeira relação de co-integração e mostra que esta relação apesar de ter sido aceita como estacionária, apresenta uma mudança de nível no final da década de 70, o que é consistente com uma eventual mudança de regime da economia brasileira no período.

Os programas que processam a estimação do modelo VEC e a etapa da identificação¹¹ não permitem a inclusão de uma variável do tipo **dummy** dentro da relação de co-integração, o que impede a consideração do efeito da mudança de regime. Este efeito foi então retirado das séries utilizando o resíduo da regressão de cada uma das variáveis com um indicador -- que assume o valor 1 até 1978.3 e 0 nos demais períodos. Os resultados das regressões (Tabela 2) indicam o efeito significativo da variável **dummy** sobre o PIB e sobre os investimentos.

Tabela 2
Efeito da Mudança de Regime sobre as Variáveis

	Const.	Dummy	Teste-T
Investimento	4.330	0.267	6.2
Juros Reais	0.002	0.002	0.2
PIB	4.426	-0.085	4.4

¹¹Foi utilizada a rotina CATS implementada no pacote RATS para estimação da forma reduzida e uma outra rotina para implementação da forma estrutural, gentilmente cedida a nós por Warne, que podem ser encontradas com os autores se requeridas.

Utilizando as variáveis assim transformadas, repetiu-se o procedimento de Johansen, e os resultados estão apresentados na Tabela 3. Essa tabela indica a existência de uma relação de co-integração pelo teste do maior autovalor, enquanto pelo teste do traço não existiria nenhuma relação de co-integração.

Tabela 3
Teste de Número de Relações de Co-Integração

H_0	Traço	Traço (0.90)	λ_{max}	$\lambda(0.90)$
$r \leq 2$	1.24	2.69	1.24	2.69
$r \leq 1$	6.65	13.33	5.41	12.07
$r = 0$	25.69	26.79	19.04	18.60

A ambigüidade entre os resultados pode ser conseqüência do baixo poder desses testes e é freqüente em trabalhos empíricos [ver, sobre estes testes, Johansen e Juselius (1990 e 1992)]. Essa ambigüidade foi resolvida admitindo-se uma relação de co-integração, porque este resultado está de acordo com a fundamentação teórica anteriormente exposta.

Determinada a relação de co-integração, foi testada a hipótese de crescimento equilibrado, ou seja, que os parâmetros relativos ao investimento **per capita** e ao PIB **per capita** tenham sinais opostos e com o mesmo valor. Foi aceita a hipótese descrita na equação (3), onde $\phi = 3.64$ com **p-value** de 0.19. O teste para essa hipótese tem distribuição assintótica χ^2 com dois graus de liberdade. Assim, toda análise subsequente é feita a partir dessa hipótese. Os valores desta relação de co-integração estão apresentados no Gráfico 3, que mostra a estacionaridade da relação construída.

O valor de ϕ mede a elasticidade dos juros sobre a composição do PIB e parece excessivamente alto. Testada a validade de valores menores para ϕ , verificou-se que valores inferiores a 2.7 são rejeitados, pois implicam **p-values** inferiores a 5%. Esse conjunto de resultados indica que, embora esse coeficiente esteja medido com incerteza, o efeito dos juros sobre a composição do PIB é significativo.

A existência de apenas uma relação de co-integração implica que essas variáveis têm duas tendências permanentes, tendo, portanto, dois choques que têm efeitos permanentes e um choque que tem apenas efeitos transitórios. Os choques que têm efeitos permanentes identificados pela matriz Γ_0 já definida foram especificados numa ordem em que o CCE pudesse afetar o CJR mas não vice-versa, o que está de acordo com a idéia econômica de que os choques sobre a produtividade total de fatores -- medida pelo CCE -- podem afetar os juros reais, mas não o contrário.

4 - RESULTADOS

O Gráfico 4 apresenta a resposta das diversas variáveis aos choques permanentes, denominada função de resposta a impulso (FRI). O choque de juros real (CJR) deprime os investimentos e o PIB de forma permanente, alterando a relação de proporcionalidade entre eles. Já o choque de crescimento equilibrado (CCE), que capta a flutuação da produtividade, expande os investimentos e o produto, mas tem um efeito muito pequeno sobre a taxa de juros real de longo prazo.

A percentagem da variância da previsão que pode ser atribuída a cada um dos choques indica a sua importância na determinação da trajetória das variáveis. A Tabela 4 apresenta um resumo desta decomposição para previsões a um trimestre à frente -- denominado curto prazo -- e para longo prazo. O choque transitório dá conta dos movimentos de curto prazo dos juros reais, e os choques permanentes explicam a maior parte dos movimentos do investimento e do PIB, sendo que o PIB, no longo prazo, é determinado em iguais proporções por estes choques, o que indica a importância dos juros reais sobre a tendência de crescimento da economia brasileira.

Tabela 4
Percentagem da Variância da Previsão

Choques	Investimento		Juro Real		PIB	
	CP	LP	CP	LP	CP	LP
Juro Real	95	93	3	100	8	34
Produtividade	5	7	6	0	85	66
Transitório	0	0	91	0	7	0

A tendência estocástica do PIB é composta de duas tendências permanentes correspondentes aos choques de crescimento equilibrado e o choque sobre os juros reais. Essas duas componentes da tendência do produto, que estão apresentadas no Gráfico 5, compararam os efeitos dos choques de produtividade e dos juros reais. Neste gráfico pode-se verificar que a parcela da tendência do PIB que pode ser atribuída a choques de produtividade é da mesma magnitude da que pode ser atribuída ao choque de juros. Também pode-se verificar que choques de produtividade impactam positivamente a economia até o final da década de 70 e em magnitude menor após a recuperação devido ao Plano Cruzado. Este choque afeta negativamente, no período de ajuste contemporâneo, a crise cambial de 1982. De outro lado os choques de juros reais afetam positivamente o PIB na maior parte do período considerado indicando a importância dos juros reais na determinação da tendência de crescimento da economia. Vale mencionar que os

choques de produtividade, apesar de terem um movimento errático apresentado no Gráfico 6, geram uma das componentes da tendência do PIB que pode ser interpretada. Finalmente, o Gráfico 7 apresenta a trajetória do logaritmo do PIB **per capita** e a tendência estocástica do produto construída. A Tabela 5, a seguir, apresenta a proporção da variância da previsão para sucessivos trimestres à frente, de cada variável que pode ser atribuída a cada um dos choques.

5 - CONCLUSÕES

Este artigo deve ser visto como o resultado da utilização de uma metodologia para identificar modelos Auto-Regressivos Estruturais (Arve) com um grau menor de arbítrio, devido à utilização das propriedades das relações de co-integração entre as variáveis. Do ponto de vista metodológico ficam algumas questões. A baixa potência dos testes de raiz unitária e do número de relações de co-integração torna muitas vezes ambíguos os resultados e dificulta a sua interpretação. Especialmente, o efeito sobre o número de relações de co-integração devido ao número de defasagens adotado necessita mais investigação para averiguar o motivo e o grau desta sensibilidade.

Este artigo confirma o ponto de vista de que choques que têm efeito permanente sobre os juros reais afetam a composição do produto entre investimento e as demais componentes da demanda final e, mais importante, respondem por uma parte substancial da tendência de crescimento da economia brasileira.

Tabela 5
Decomposição da Variância do Erro de Previsão

DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA INVESTIMENTO					DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA TAXA DE JUROS					DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA PIB				
PASSOS	CHOQUE		CHOQUE		PASSOS	CHOQUE		CHOQUE		PASSOS	CHOQUE		CHOQUE	
	JURO REAL	CRESQ EQUIL	JURO REAL	CRESQ EQUIL		JURO REAL	CRESQ EQUIL	JURO REAL	CRESQ EQUIL		JURO REAL	CRESQ EQUIL	JURO REAL	CRESQ EQUIL
1	0,94681	0,04552	0,00767	0,00767	1	0,03352	0,06062	0,90586	0,90586	1	0,08150	0,65097	0,06753	
2	0,95965	0,02705	0,01330	0,01330	2	0,05533	0,05934	0,66534	0,66534	2	0,16645	0,74070	0,09485	
3	0,94855	0,04074	0,01071	0,01071	3	0,05862	0,06416	0,67723	0,67723	3	0,18910	0,72778	0,08312	
4	0,92041	0,06612	0,01347	0,01347	4	0,07973	0,06371	0,65655	0,65655	4	0,20641	0,70575	0,09793	
5	0,92224	0,06631	0,01145	0,01145	5	0,14264	0,05934	0,79803	0,79803	5	0,21047	0,71810	0,07143	
6	0,92668	0,06341	0,00591	0,00591	6	0,19003	0,05609	0,75398	0,75398	6	0,23730	0,70019	0,06451	
7	0,92621	0,06496	0,00883	0,00883	7	0,22460	0,05370	0,72170	0,72170	7	0,25048	0,69408	0,05455	
8	0,92461	0,06756	0,00763	0,00763	8	0,25685	0,05168	0,69149	0,69149	8	0,26067	0,68976	0,04955	
9	0,92410	0,06896	0,00702	0,00702	9	0,28668	0,04950	0,66183	0,66183	9	0,26399	0,69143	0,04458	
10	0,92470	0,06896	0,00634	0,00634	10	0,31876	0,04740	0,63384	0,63384	10	0,27171	0,68753	0,04076	
11	0,92498	0,06922	0,00560	0,00560	11	0,34550	0,04554	0,60896	0,60896	11	0,27705	0,68555	0,03740	
12	0,92471	0,06995	0,00534	0,00534	12	0,36970	0,04306	0,58644	0,58644	12	0,28215	0,68316	0,03469	
13	0,92456	0,07048	0,00494	0,00494	13	0,39272	0,04228	0,56502	0,56502	13	0,28504	0,68272	0,03224	
14	0,92468	0,07072	0,00460	0,00460	14	0,41416	0,04077	0,54507	0,54507	14	0,28860	0,68122	0,03019	
15	0,92473	0,07097	0,00431	0,00431	15	0,43395	0,03939	0,52665	0,52665	15	0,29145	0,68024	0,02832	
16	0,92469	0,07126	0,00405	0,00405	16	0,45244	0,03811	0,50946	0,50946	16	0,29425	0,67905	0,02671	
17	0,92466	0,07152	0,00382	0,00382	17	0,46983	0,03690	0,49328	0,49328	17	0,29634	0,67841	0,02525	
18	0,92467	0,07172	0,00361	0,00361	18	0,48516	0,03576	0,47808	0,47808	18	0,29846	0,67759	0,02395	
19	0,92466	0,07169	0,00342	0,00342	19	0,50149	0,03469	0,46382	0,46382	19	0,30027	0,67695	0,02278	
20	0,92468	0,07206	0,00326	0,00326	20	0,51591	0,03369	0,45040	0,45040	20	0,30202	0,67626	0,02172	
PRAZO	0,92465	0,07535	0,00000	0,00000	PRAZO	1,00000	0,00000	0,00000	0,00000	PRAZO	0,35631	0,66369	0,00000	

APÊNDICE

A Tabela 6 indica os valores críticos para as estatísticas de teste de raiz unitária¹² para os tamanhos amostrais das variáveis utilizadas. Os testes τ , $\tau_{\alpha\mu}$, $\tau_{\alpha\tau}$, $\tau_{\beta\tau}$ são para $H_0: \alpha = 0$; $H_0: \alpha = 0$; e $H_0: \beta = 0$ nas equações (11), (12) e (13), respectivamente.

Na Tabela 7 temos uma reprodução dos valores críticos para o nível de significância de 5% e tamanho amostral de 50 e 100 observações [Dickey e Fuller (1979)].

Tabela 6
Valores Críticos da Ordem de Integração
(Tamanho da Amostra)

Teste	T=81 Valor Crítico		T=77 Valor Crítico		T=67 Valor Crítico	
	1%	5%	1%	5%	1%	5%
τ	-2.592	-1.944	-2.593	-1.944	-2.597	-1.945
τ_{μ}	-3.512	-2.897	-3.516	-2.899	-3.530	-2.905
τ_{τ}	-4.074	-3.465	-4.080	-3.368	-4.099	-3.477

Tabela 7
Valores Críticos -- Outros Parâmetros

Teste	$\tau_{\alpha\mu}$	$\tau_{\alpha\tau}$	$\tau_{\beta\tau}$
T=50	2.89	3.47	3.18
T=100	2.86	3.42	3.14

¹²Valores críticos válidos tanto para os testes Dickey-Fuller quanto para aqueles de Phillips-Perron.

Número de defasagens. No modelo (14) o número de defasagens é escolhido através da diminuição dos seguintes critérios de informação:

$$FPE(m) = \{(T-nm+1)/(T-nm-1)\}^n |\Sigma|$$

$$AIC(m) = \text{Ln} (|\Sigma|) + 2 (n^2 m + n)/T$$

$$HQ(m) = \text{Ln} (|\Sigma|) + 2 \text{Ln}(\text{Ln}(T))/T (n^2 m + n)$$

$$SC(m) = \text{Ln} (|\Sigma|) + \text{Ln}(T)/T (n^2 m + n)$$

onde:

n: número de variáveis;
 m: número de defasagens;
 T: número de observações.

As tabelas abaixo mostram os testes da presença de raiz unitária para as variáveis envolvidas no estudo. As estatísticas apresentadas são as já citadas $\tau, \tau_\mu, \tau_\tau, \tau_{\alpha\mu}, \tau_{\alpha\tau}$ e $\tau_{\beta\tau}$, além da estatística de Box-Pierce, Q, para testar autocorrelação residual. Nestas tabelas todas as variáveis são testadas com zero componente auto-regressivo, excluindo o PIB, que precisou de quatro componentes segundo a estatística Q.

Variável em Logaritmo	Investimento (per capita)	PIB (per capita)	Juro Real
T	-1.33	0.32	-6.65
	-9.34	-3.28	-12.85
Q(24)	37.72	18.49	18.06
	27.56	17.79	30.15
T_μ	-1.30	-2.31	-6.66
	-9.52	-3.25	-12.76
Q(24)	36.62	18.61	18.81
	30.24	18.03	30.22
T_τ	-1.90	-2.16	-6.77
	-9.46	-3.31	-12.67
Q(24)	36.74	20.16	21.81
	30.92	17.91	30.23
$T_{\alpha\mu}$	1.20	2.32	-0.74
	-1.47	0.24	0.24
$T_{\alpha\tau}$	1.83	2.18	-1.40
	-1.02	0.79	-0.17
$T_{\beta\tau}$	-1.42	0.49	1.18
	0.39	-0.75	0.33

Variável	Log da Taxa de Juros Nominal	Log da Taxa de Variação do IGP
T	-1.622	-1.74
	-8.622	-8.96
Q(24)	22.910	20.28
	26.034	25.37
T _μ	-2.928	-3.10
	-8.582	-8.91
Q(24)	19.749	16.81
	26.302	25.77
T _τ	-4.667	-4.65
	-8.517	-8.84
Q(24)	17.438	16.92
	26.281	25.85
T _{αμ}	2.445	2.55
	0.479	0.40
T _{ατ}	-0.665	0.34
	-0.012	0.05
T _{βτ}	3.446	3.25
	0.269	0.14

TABELA 6: DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA DO ERRO DE PREVISÃO

DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA
INVESTIMENTO

PASSOS	CHOQUE		CHOQUE		CHOQUE	
	JURO REAL	CRESC EQUIL	JURO REAL	CRESC EQUIL	JURO REAL	TRANSITORIO
1	0.9198	0.0782	0.0020			0.0020
2	0.9410	0.0552	0.0038			0.0038
3	0.9252	0.0719	0.0029			0.0029
4	0.9082	0.0903	0.0035			0.0035
5	0.9055	0.0916	0.0029			0.0029
6	0.9087	0.0888	0.0028			0.0028
7	0.9031	0.0987	0.0023			0.0023
8	0.9070	0.0910	0.0020			0.0020
9	0.9058	0.0924	0.0018			0.0018
10	0.9081	0.0923	0.0018			0.0018
11	0.9062	0.0923	0.0015			0.0015
12	0.9058	0.0928	0.0013			0.0013
13	0.9055	0.0933	0.0012			0.0012
14	0.9054	0.0934	0.0012			0.0012
15	0.9054	0.0938	0.0011			0.0011
16	0.9053	0.0937	0.0010			0.0010
17	0.9051	0.0939	0.0009			0.0009
18	0.9050	0.0941	0.0008			0.0008
19	0.9050	0.0942	0.0009			0.0009
20	0.9048	0.0943	0.0008			0.0008
PRAZO	0.9038	0.0984	0.0000			0.0000

DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA
TAXA DE JUROS

PASSOS	CHOQUE		CHOQUE		CHOQUE	
	JURO REAL	CRESC EQUIL	JURO REAL	CRESC EQUIL	JURO REAL	TRANSITORIO
1	0.0001	0.0052	0.9947			0.9947
2	0.0762	0.0108	0.9131			0.9131
3	0.0725	0.0648	0.8827			0.8827
4	0.1140	0.0639	0.8222			0.8222
5	0.2640	0.0532	0.6828			0.6828
6	0.3528	0.0487	0.6008			0.6008
7	0.4122	0.0424	0.5454			0.5454
8	0.4878	0.0388	0.4937			0.4937
9	0.5105	0.0357	0.4537			0.4537
10	0.5495	0.0329	0.4178			0.4178
11	0.5820	0.0305	0.3875			0.3875
12	0.6098	0.0285	0.3618			0.3618
13	0.6345	0.0267	0.3388			0.3388
14	0.6583	0.0251	0.3188			0.3188
15	0.6753	0.0237	0.3010			0.3010
16	0.6925	0.0225	0.2850			0.2850
17	0.7080	0.0214	0.2707			0.2707
18	0.7220	0.0203	0.2577			0.2577
19	0.7347	0.0194	0.2459			0.2459
20	0.7483	0.0186	0.2352			0.2352
PRAZO	1.0000	0.0000	0.0000			0.0000

DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA
PIB

PASSOS	CHOQUE		CHOQUE		CHOQUE	
	JURO REAL	CRESC EQUIL	JURO REAL	CRESC EQUIL	JURO REAL	TRANSITORIO
1	0.2829	0.7080	0.0032			0.0032
2	0.3290	0.6578	0.0131			0.0131
3	0.3487	0.6398	0.0117			0.0117
4	0.3719	0.6153	0.0128			0.0128
5	0.3832	0.6084	0.0103			0.0103
6	0.4020	0.5890	0.0031			0.0031
7	0.4131	0.5790	0.0079			0.0079
8	0.4225	0.5703	0.0072			0.0072
9	0.4274	0.5681	0.0085			0.0085
10	0.4340	0.5601	0.0099			0.0099
11	0.4387	0.5559	0.0054			0.0054
12	0.4433	0.5517	0.0050			0.0050
13	0.4463	0.5490	0.0047			0.0047
14	0.4498	0.5461	0.0044			0.0044
15	0.4522	0.5437	0.0041			0.0041
16	0.4547	0.5414	0.0039			0.0039
17	0.4568	0.5388	0.0037			0.0037
18	0.4587	0.5378	0.0035			0.0035
19	0.4604	0.5363	0.0033			0.0033
20	0.4620	0.5348	0.0032			0.0032
PRAZO	0.4940	0.5060	0.0000			0.0000

TABELA 6: DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA DO ERRO DE PREVISÃO

DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA
PIB

PASSOS	CHOQUE		CHOQUE		CHOQUE	
	JURO REAL	CRESC EQUIL	JURO REAL	CRESC EQUIL	JURO REAL	TRANSITORIO
1	0,2829	0,7080	0,2829	0,7080	0,0032	0,0032
2	0,3290	0,6579	0,3290	0,6579	0,0131	0,0131
3	0,3487	0,6398	0,3487	0,6398	0,0117	0,0117
4	0,3719	0,6153	0,3719	0,6153	0,0128	0,0128
5	0,3832	0,6064	0,3832	0,6064	0,0103	0,0103
6	0,4020	0,5990	0,4020	0,5990	0,0031	0,0031
7	0,4131	0,5790	0,4131	0,5790	0,0079	0,0079
8	0,4225	0,5703	0,4225	0,5703	0,0072	0,0072
9	0,4274	0,5681	0,4274	0,5681	0,0085	0,0085
10	0,4340	0,5601	0,4340	0,5601	0,0039	0,0039
11	0,4387	0,5559	0,4387	0,5559	0,0034	0,0034
12	0,4433	0,5517	0,4433	0,5517	0,0050	0,0050
13	0,4463	0,5480	0,4463	0,5480	0,0047	0,0047
14	0,4498	0,5461	0,4498	0,5461	0,0044	0,0044
15	0,4522	0,5437	0,4522	0,5437	0,0041	0,0041
16	0,4547	0,5414	0,4547	0,5414	0,0039	0,0039
17	0,4568	0,5398	0,4568	0,5398	0,0037	0,0037
18	0,4587	0,5378	0,4587	0,5378	0,0035	0,0035
19	0,4604	0,5363	0,4604	0,5363	0,0033	0,0033
20	0,4620	0,5348	0,4620	0,5348	0,0032	0,0032
PRAZO	0,4940	0,5060	0,4940	0,5060	0,0000	0,0000

DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA
TAXA DE JUROS

PASSOS	CHOQUE		CHOQUE		CHOQUE	
	JURO REAL	CRESC EQUIL	JURO REAL	CRESC EQUIL	JURO REAL	TRANSITORIO
1	0,0001	0,0052	0,0001	0,0052	0,9947	0,9947
2	0,0762	0,0108	0,0762	0,0108	0,9131	0,9131
3	0,0725	0,0648	0,0725	0,0648	0,8627	0,8627
4	0,1140	0,0839	0,1140	0,0839	0,8222	0,8222
5	0,2640	0,0532	0,2640	0,0532	0,6628	0,6628
6	0,3528	0,0487	0,3528	0,0487	0,6008	0,6008
7	0,4122	0,0424	0,4122	0,0424	0,5484	0,5484
8	0,4678	0,0388	0,4678	0,0388	0,4937	0,4937
9	0,5105	0,0357	0,5105	0,0357	0,4537	0,4537
10	0,5495	0,0329	0,5495	0,0329	0,4178	0,4178
11	0,5820	0,0305	0,5820	0,0305	0,3875	0,3875
12	0,6099	0,0285	0,6099	0,0285	0,3618	0,3618
13	0,6345	0,0267	0,6345	0,0267	0,3398	0,3398
14	0,6563	0,0251	0,6563	0,0251	0,3188	0,3188
15	0,6753	0,0237	0,6753	0,0237	0,3010	0,3010
16	0,6825	0,0225	0,6825	0,0225	0,2850	0,2850
17	0,7080	0,0214	0,7080	0,0214	0,2707	0,2707
18	0,7220	0,0203	0,7220	0,0203	0,2577	0,2577
19	0,7347	0,0194	0,7347	0,0194	0,2459	0,2459
20	0,7463	0,0186	0,7463	0,0186	0,2352	0,2352
PRAZO	1,0000	0,0000	1,0000	0,0000	0,0000	0,0000

DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA
INVESTIMENTO

PASSOS	CHOQUE		CHOQUE		CHOQUE	
	JURO REAL	CRESC EQUIL	JURO REAL	CRESC EQUIL	JURO REAL	TRANSITORIO
1	0,9198	0,0782	0,9198	0,0782	0,0020	0,0020
2	0,9410	0,0552	0,9410	0,0552	0,0036	0,0036
3	0,9252	0,0719	0,9252	0,0719	0,0029	0,0029
4	0,9062	0,0903	0,9062	0,0903	0,0035	0,0035
5	0,9055	0,0818	0,9055	0,0818	0,0029	0,0029
6	0,9087	0,0888	0,9087	0,0888	0,0026	0,0026
7	0,9081	0,0887	0,9081	0,0887	0,0023	0,0023
8	0,9070	0,0910	0,9070	0,0910	0,0020	0,0020
9	0,9058	0,0924	0,9058	0,0924	0,0018	0,0018
10	0,9081	0,0923	0,9081	0,0923	0,0018	0,0018
11	0,9062	0,0923	0,9062	0,0923	0,0015	0,0015
12	0,9058	0,0928	0,9058	0,0928	0,0013	0,0013
13	0,9055	0,0933	0,9055	0,0933	0,0012	0,0012
14	0,9054	0,0934	0,9054	0,0934	0,0012	0,0012
15	0,9054	0,0938	0,9054	0,0938	0,0011	0,0011
16	0,9053	0,0937	0,9053	0,0937	0,0010	0,0010
17	0,9051	0,0939	0,9051	0,0939	0,0010	0,0010
18	0,9050	0,0941	0,9050	0,0941	0,0009	0,0009
19	0,9050	0,0942	0,9050	0,0942	0,0009	0,0009
20	0,9049	0,0943	0,9049	0,0943	0,0008	0,0008
PRAZO	0,9036	0,0984	0,9036	0,0984	0,0000	0,0000

Variável	Log da Taxa de Juros Nominal	Log da Taxa de Variação do IGP
T	-1.622	-1.74
	-8.622	-8.96
Q(24)	22.910	20.28
	26.034	25.37
T _μ	-2.928	-3.10
	-8.582	-8.91
Q(24)	19.749	16.81
	26.302	25.77
T _τ	-4.667	-4.65
	-8.517	-8.84
Q(24)	17.438	16.92
	26.281	25.85
T _{αμ}	2.445	2.55
	0.479	0.40
T _{ατ}	-0.665	0.34
	-0.012	0.05
T _{βτ}	3.446	3.25
	0.269	0.14

GRÁFICO 1: SÉRIES ESTUDADAS NO NÍVEL E NA PRIMEIRA DIFERENÇA

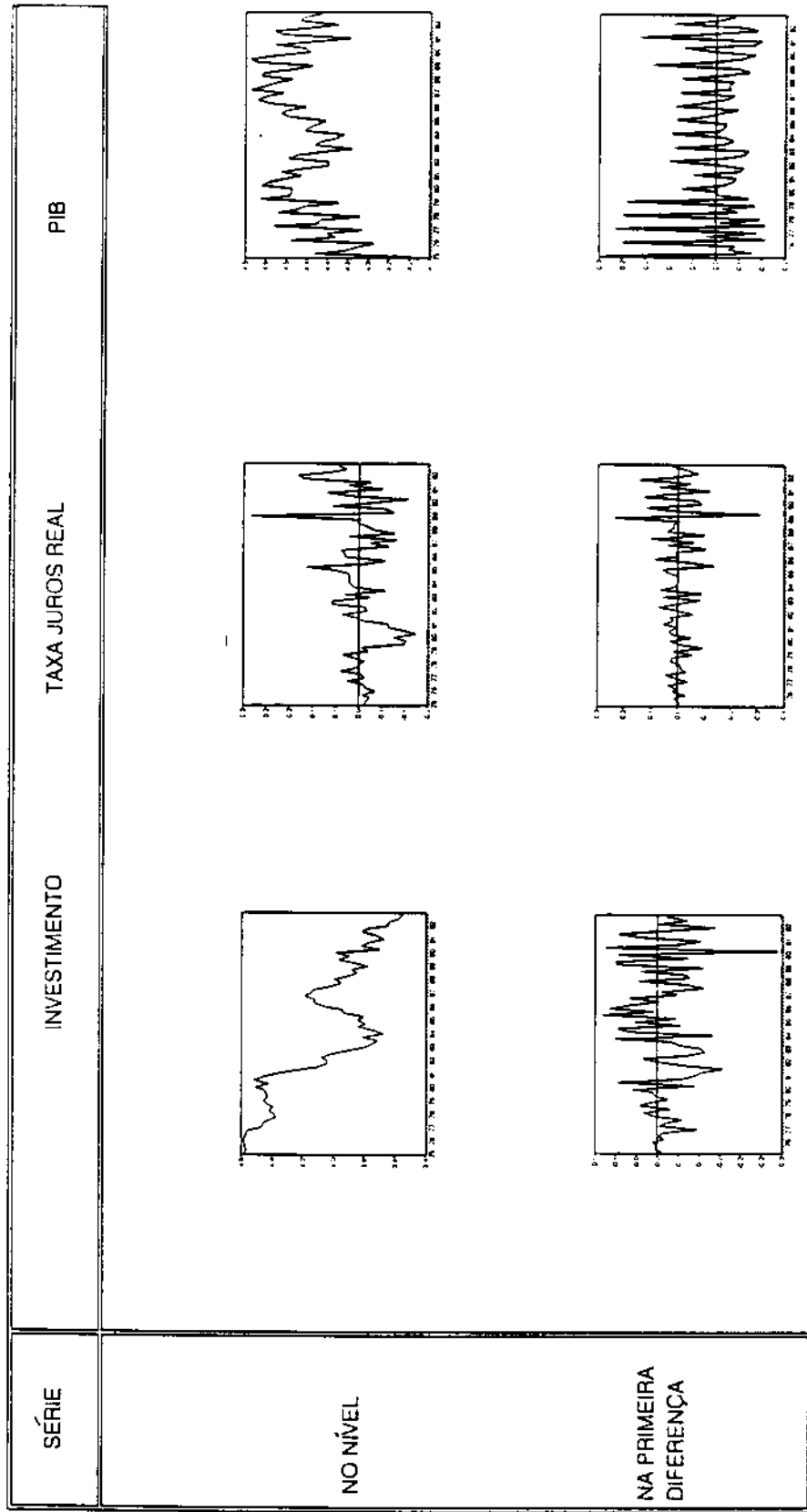


GRÁFICO 2: RELAÇÃO DE CO-INTEGRAÇÃO
variáveis originais

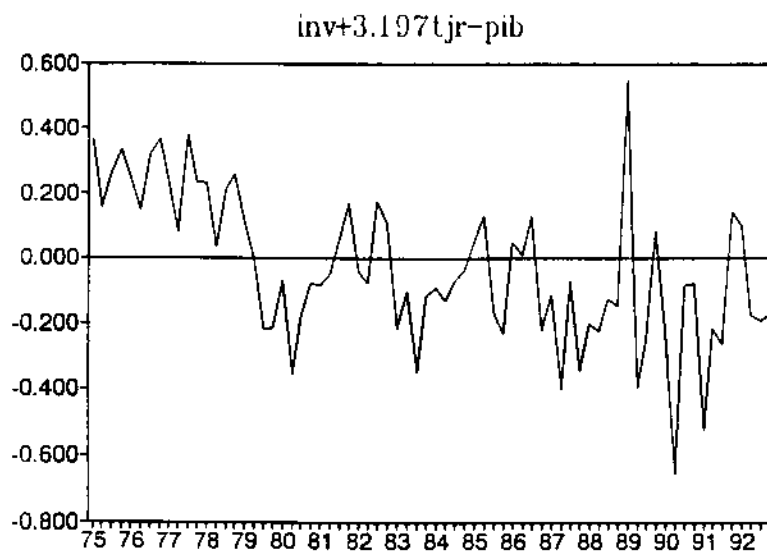


GRÁFICO 3: RELAÇÃO DE CO-INTEGRAÇÃO
variáveis transformadas

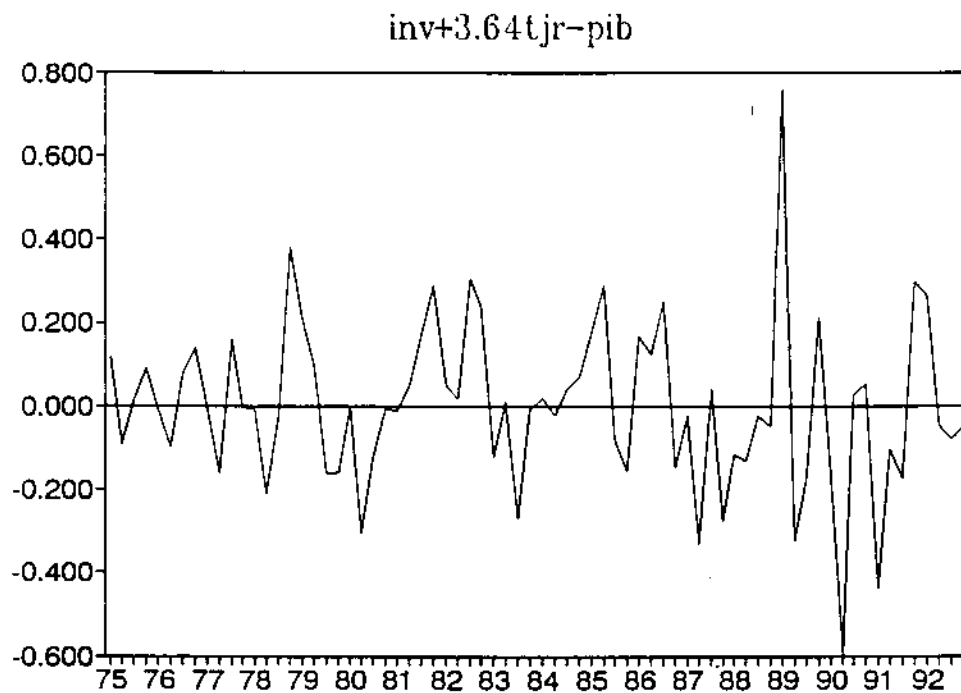
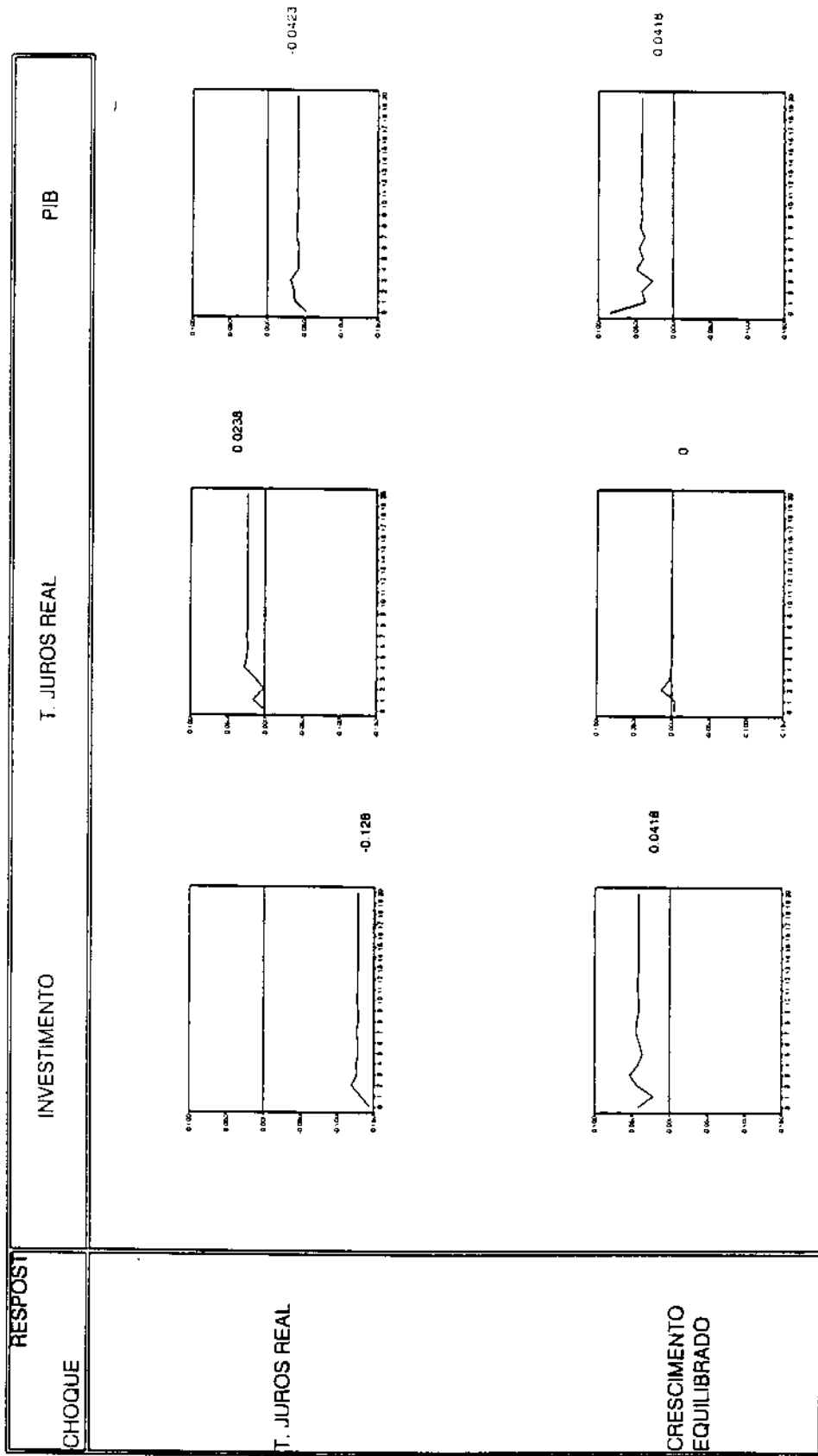


GRÁFICO 4: FUNÇÕES DE RESPOSTA A IMPULSOS
FUNÇÃO DE RESPOSTA A IMPULSOS



trimestres a frente
Obs.: Choques iguais a um desvio padrão

GRÁFICO 5:
DECOMPOSIÇÃO DA TENDÊNCIA DO PRODUTO

Decomp. da Tendência do PIB

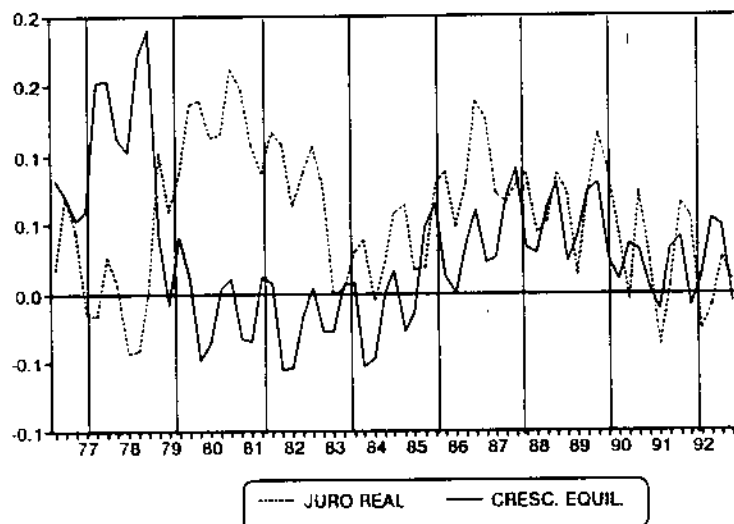


GRÁFICO 6: CHOQUE DE CRESCIMENTO EQUILIBRADO

CHOQUE DE CRESCIMENTO EQUILIBRADO

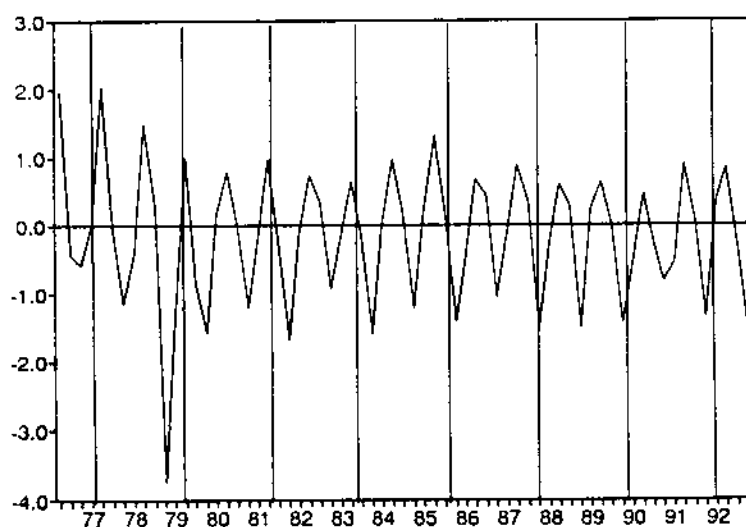
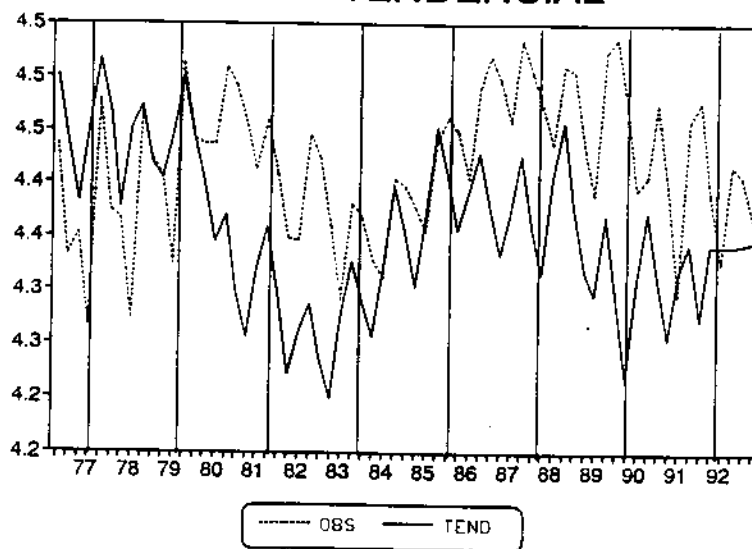


GRÁFICO 7: PIB TENDENCIAL
PIB TENDENCIAL



BIBLIOGRAFIA

- BERNANKE, B.S. Alternative explanations of the money-income correction. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, v.25, p.49-100, 1986.
- BEVERIDGE, S., NELSON, C.R. A new approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to measurement of the business cycles. *Journal of Monetary Economic*, v.7, p.151-174, 1981.
- BLANCHARD, O., QUAH, D. The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances. *American Economic Review*, v.79, p.655-673, 1989.
- CAMPBELL, J.Y. Interpreting cointegrated models. *Journal of Economic Dynamic and Control*, v.12, p.505-522, 1988.
- COCHRANE, J.H. *Univariate vs. multivariate forecasts of GNP growth and stock returns: evidence and implications for methods, and tests of the permanent income hypothesis*. Cambridge, MA, 1990 (NBER Working Paper, 3427).
- DICKEY, D.A., FULLER, W.A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with unit root. *Journal of the American Statistical Association*, v.74, n.366, p.427-431, 1979.
- . Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with unit root. *Journal of the American Statistical Association*, v.49, p.1057-1072, 1981.
- ENGLE, R.F., GRANGER, C.W.J. Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, v.55, p.251-256, 1987.
- FACKLER, P.F. Vector autoregressive techniques for structural analysis. *Revista de Análise Econômica*, v.3, n.2, 1988.
- FULLER, W.A. *Introduction to statistical time series*. New York, John Wiley, 1976.
- GRANGER, C.W.J. Developments in the study of cointegrated economic variables. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v.48, n.3, p.213-228, 1986.
- HARVEY, A.C. *Time series models*, Philip Allan. Oxford, 1989.
- JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v.12, p.231-254, 1988.

-
- Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, v.59, n.6, 1991.
- The role of the constant and linear terms in cointegration analysis of nonstationary variables. University of Copenhagen, Institute of Mathematical Statistics, 1993 (Unpublished Manuscript).
- JOHANSEN, S., JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with application to the demand. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v.52, p.169-210, 1990.
- Identification restriction of linear equation. University of Copenhagen, Institute of Mathematical Statistics, 1992.
- Identification of the long-run and short-run structure: application to ISML model. University of Copenhagen, Institute of Mathematical Statistics, 1992.
- Testing structural hypothesis in a multivariate cointegration analysis of the PPP and the UIP for UK. *Journal of Econometrics*, v.53, 1992.
- JUSELIUS, K. Manual to cointegration analysis of time series: CATS in RATS. University of Copenhagen, Institute of Economic, 1991.
- KING, R.G. et alii. Stochastic trends and economic fluctuation. *The American Economic Review*, v.81, p.810-840, 1991.
- KYDLAND, F., PRESCOTT, E.C. Time to build and aggregate fluctuations. *Econometrica*, v.50, p.1.345-1.370, 1982.
- LÜTKEPOHL, H. Introduction to multiple time series analysis. Berlin, Springer-Verlag, 1991.
- LÜTKEPOHL, H., REIMERS, H. Impulse response analysis of cointegrate systems. *Journal of Economics Dynamics and Control*, v.16, 1992.
- MACKINNON, J. Critical values for cointegration tests. In: ENGEL, R.F., GRANGER, C.W.J. (eds.). *Long-run economic relationships: readings in cointegration*. Oxford, Oxford University Press, 1991.
- MELLANDER, E. et alii. Stochastic trend and economic fluctuation in a small open economy. *Journal of Applied Econometrics*, v.7, 1992.
-

-
- NELSON, C.R., PLOSSER, C.I. Trends and random walks in macroeconomic time series. *Journal of Monetary Economic*, v.10, p.139-162, 1982.
- OSTERWALD-LENUM, M. A note with quantiles of the asymptotic distribution of the ML cointegration rank test statistics. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v.54, n.3, p.461-472, 1992.
- PHILLIPS, P.C.B. Time series regression with a unit root. *Econometrica*, v.5, n.2, 1986.
- PHILLIPS, P.C.B., PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, v.75, n.2, 1988.
- SIMS, C. Macroeconomics and reality. *Econometrica*, v.48, p.1-48, 1980.
- STOCK, J., WATSON, M.W. Testing for common trends. *Journal of the American Statistical Association*, v.83, n.404, p.1.097-1.107, 1988.
- WARNE, A. A common trend model: identification, estimation and asymptotics. Department of Finance, Stockholm School of Economics, 1991.