



FUNDAÇÃO
GETULIO VARGAS - E P G E

Seminários de Pesquisa Econômica I
(2ª parte)

**“TENDÊNCIAS
ESTOCÁSTICAS DO
PRODUTO: EFEITO DE
FLUTUAÇÕES DA
PRODUTIVIDADE E DA
TAXA DE JUROS REAL”**

Ajax R. B. Moreira
(IPEA/RJ)

LOCAL: EPGE
Praia de Botafogo, 190 - 10º andar
Auditório Eugenio Gudín

DATA: 09/06/94 (quinta-feira)

HORÁRIO: 15:30h

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

Elcyon Caiado Rocha Lima[†]

Hedibert Freitas Lopes[‡]

Ajax R.B. Moreira[§]

Pedro L. Valls Pereira[¶]

Março-1994

1 Introdução

Depois de um longo período de crescimento a economia brasileira se defronta, desde meados da década de oitenta, 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 prazo do PIB. Estas questões se inserem numa longa discussão sobre o impacto das alterações da taxa de juro 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 (i.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

*Os autores gostariam de agradecer a Ingrid S. Valda, por sua enorme colaboração na execução de alguns testes estatísticos e na elaboração de gráficos e tabelas.

[†]IPEA-RJ e USU

[‡]UFRJ e UFF

[§]IPEA/RJ

[¶]USP-UNICAMP

¹A definição natural de tendência (determinística ou estocástica) de uma variável é considerá-la igual à previsão de longo prazo da variável (Harvey (1989), capítulo 6)

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 & Plosser (1982), Campbell & Mankiw (1988) e Cochrane (1990)) que consideram as flutuações do PIB como sendo melhor 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 pode 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 pode 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 tem 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* (1991), 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 das 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 dos modelos considerarem tendências comuns através da imposição de restrições sobre a dinâmica do modelo. Finalmente, essa metodologia incorpora aos modelos VEC a noção de choques permanentes e estruturais, determinando as restrições necessárias às relações contemporâneas para que seja preservada a propriedade de tendência comum entre as variáveis, e separação entre choques permanentes e transitórios.

Na seção seguinte 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, e é 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 torne-as 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 porque a hipótese de crescimento equilibrado, comum a toda uma classe de modelos do ciclo real de negócios (Kydland & Prescott (1982)), juntamente 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. Nesses 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:

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

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 ξ_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 na co-integração (Engle & 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 (i.e., 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 , na equação (2)) decorre exclusivamente de alterações exógenas de produtividade, e é aqui denominado choque de "*crescimento equilibrado*".² No nosso 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.

2.2 Identificação

Como dito na seção 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

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 .

(ou não) alterações na relação i/y no longo prazo.

Seja $\mathbf{x}_t = (\mathbf{i}_t, \mathbf{J}_t, \mathbf{y}_t)'$. Dadas as hipóteses anteriores, cada elemento de \mathbf{x}_t é $I(1)$. Então, de acordo com o exposto anteriormente, o nosso modelo, na forma estrutural, pode ser expresso por :

$$A(L)\mathbf{x}_t = \mu + \Phi D_t + \nu_t \quad (4)$$

onde : $A(L) = A_0 - \sum_{i=1}^p A_i L^i$, D_t : é um vetor de variáveis determinísticas; $\text{Var}(\nu_t) = I_3$.

A identificação consiste em determinar uma matriz A_0 de tal forma que os elementos do vetor ν_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 alli* (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;

$$B(L)\Delta\mathbf{x}_t = \mu + \Phi D_t + \gamma\alpha'\mathbf{x}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

onde, $B(L)$ são os parâmetros do modelo na forma reduzida, $\text{var}(\varepsilon_t) = \Sigma$ e 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 $\alpha'\mathbf{x}_t$ representa o desvio das variáveis em relação a sua trajetória de longo prazo.

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

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

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, $\nu_t = A_0\varepsilon_t$. Assim a equação (6) pode ser re-escrita por:

$$\mathbf{x}_t = C(1)\mu t + C(1)A_0^{-1} \sum_{l=0}^{\infty} A_0\varepsilon_{t-l} + C^*(L)A_0^{-1}A_0\varepsilon_t = R(1) \sum_{l=0}^{\infty} \nu_{t-l} + R^*(L)\nu_t \quad (7)$$

onde a matriz $R(1)$ é de posto $n - r$ e pode portanto ser colocada na forma $R(1) = (\Upsilon \mid 0)$, - Υ é $n \times (n - r)$ - que identifica os choques que tem 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 $(1, 0, -1)$, a matriz Υ_0 será definida na forma:

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

onde a primeira coluna identifica o choque de juro real (*CJR*) pois relaciona as alterações de longo prazo dos juros e dos investimentos, e o segundo 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 em (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

$$\Upsilon \nu_t = \Upsilon_0 \pi \nu_t = C(1) \varepsilon_t \quad (8)$$

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

Determinado π , pode-se calcular Υ e 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 calculados de forma a serem ortogonais aos choques permanentes calculados. Maiores detalhes em Mellander *et alii* (1991).

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

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

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

⁵O PIB e o investimento correspondem as séries trimestrais publicadas pelo IPEA, e a sua medida em termos *per capita* foi calculada admitindo que a taxa de crescimento da população se manteve constante ao longo dos trimestres de cada ano.

e a taxa de juros reais^b - JUR. Essas variáveis foram transformadas em logaritmo e analisadas quanto a sua ordem de integração e a validade das hipóteses descritas anteriormente. O gráfico destas séries está apresentado no Gráfico 1 em apêndice, juntamente com os resultados numéricos, e os pontos críticos dos testes. Os testes de raiz unitária foram feitos assumindo-se os seguintes modelos:

$$y_t = \rho y_{t-1} + \epsilon_t \quad (11)$$

$$y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \epsilon_t \quad (12)$$

$$y_t = \alpha + \beta t + \rho y_{t-1} + \epsilon_t \quad (13)$$

As estatísticas t ; τ , τ_μ , τ_τ , são utilizadas para testar $H_0 : \rho = 1$ nos três modelos anteriores, respectivamente. Vale lembrar que as distribuições destas estatísticas não são distribuições padrão, nem se tratando de teoria assintótica. Os valores críticos, portanto, foram obtidos por experimentos Monte Carlo (para maiores detalhes ver Dickey & Fuller (1979,1981)).

Aplicamos esses testes às séries mencionadas anteriormente, e os testes apontaram fortemente para 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 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 são $I(1)$ 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 em 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 $I(1)$.

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_t é um vetor de dummies sazonais. Assim o modelo (4) tem a seguinte forma reduzida:

⁵A taxa de juros reais trimestrais foi calculada partindo da taxa de juros nominais do *overnight* e da taxa SELIC à 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.

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.

⁸Determinado por $r = \text{posto}(\Pi = \gamma\alpha')$, podem ocorrer situações limites onde $r = n$, caso em que o vetor \mathbf{x}_t é estacionário; e $r = 0$, caso em que o vetor \mathbf{x}_t não tem raiz comum (tendência comum).

$$\Delta \mathbf{x}_t = B_1 \Delta \mathbf{x}_{t-1} + \dots + B_{k-1} \Delta \mathbf{x}_{t-k+1} + \Pi \mathbf{x}_{t-1} + \mu + \Phi D_t + \varepsilon_t \quad (14)$$

onde: $\varepsilon_t \sim N(0, \Sigma)$ e ainda $E(\varepsilon_t \varepsilon_{t+h}) = 0 \quad \forall h \neq 0$.

A principal hipótese que se considerar é a de que existem r vetores cointegrados, ou seja, $H_0 : \Pi = \gamma \alpha'$, onde γ e α são matrizes $n \times r$. A forma de estimação dos parâmetros do modelo acima é concentrando a função de verossimilhança em função dos parâmetros da matriz Π , e então maximizando-a. Nesse procedimento os autovetores correspondem às relações de cointegração, quando estas existirem, e o número de relações de cointegração é obtido a partir do número de autovalores significativamente diferentes de zero. Os testes estatísticos também não têm distribuição padrão.⁹

Sob a hipótese $H_0 : \Pi = \gamma \alpha'$ uma outra hipótese de interesse é saber se existe alguma restrição (restrições) nos vetores cointegrados. Essa hipótese é formulada como $H_0 : \alpha = H \alpha^*$, onde H é $n \times s$ e s é o número de parâmetros livres após as 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 os seguintes: (i) *Akaike Information Criterion* (AIC), (ii) *Hannan-Quinn Criterion* (HQ), (iii) *Schwarz Criterion* ou *Bayesian Information Criterion* (SC) e (iv) *Final Prediction Criterion* (FPE), descritos no apêndice.¹⁰

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

Tabela 1: Teste do Número de relações de Cointegração

H_1	Traço	Traço (0.90)	λ_{max}	λ_{max} (0.90)
$r < 2$	2.26	2.69	2.26	2.69
$r < 1$	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 cointegração e mostra que esta relação, apesar de ter sido aceita como estacionária, apresenta uma mudança de nível no final da década de setenta, o que é consistente com uma eventual mudança de regime da economia brasileira no período.

⁹Os valores críticos foram retirados de Osterwald-Lenum (1990).

¹⁰Para maiores detalhes ver, Lütkepohl (1991).

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 residuo da regressão de cada uma das variáveis com um indicador – que assume o valor 1 até 1978.III e 0 nos demais períodos. Os resultados das regressões (tabela 2) indicam o efeito significativo da variável *dummy* sobre o PIB e os investimentos.

Tabela 2: Efeito da Mudança de regime sobre as variáveis

Variável	Constante	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

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 cointegração pelo teste do maior autovalor, enquanto pelo teste do traço não existiria nenhuma relação de cointegração.

Tabela 3: Teste de Número de relações de Cointegração

H_1	Traço	Traço (0.90)	λ_{max}	λ_{max} (0.90)
$r < 2$	1.24	2.69	1.24	2.69
$r < 1$	6.65	13.33	5.41	12.07
$r = 0$	25.69	26.79	19.04	18.60

A ambiguidade entre os resultados pode ser consequência do baixo poder desses testes, e é frequente em trabalhos empíricos (ver sobre estes testes em Johansen & Juselius (1990,1992)). Essa ambiguidade foi resolvida admitindo uma relação de co-integração, porque esse resultado está de acordo com a fundamentação teórica anteriormente exposta.

Determinada a relação de cointegração, foi testada a hipótese de crescimento equilibrado – 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 2 graus de liberdade. Assim toda análise

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 Anders Warne, e pode ser encontradas com os autores se requeridas.

subsequente é feita a partir dessa hipótese. Os valores dessa relação de cointegração estão apresentados no gráfico 3, que mostra a estacionariedade da relação construída.

O valor de σ mede a elasticidade juros sobre a composição do PIB e parece excessivamente alto. Testada a validade de valores menores para σ verificou-se que valores inferiores a 2.7 são rejeitados pois implicam em *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 em que essas variáveis tem 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 Υ_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 de 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 1 trimestre a frente – curto prazo – e para o 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 do Erro de Previsão

Choques	Investimento		Juros Real		PIB	
	C.P.	L.P.	C.P.	L.P.	C.P.	L.P.
Juros 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: as devidas aos choques de crescimento equilibrado, e os choques sobre os juros reais. Essas duas componentes da tendência do produto, que estão apresentadas no gráfico 5, podem ser utilizadas para comparar os efeitos de longo prazo 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 bastante mais significativa do que a que pode ser atribuída a choques de juros. Também pode-se verificar que os impactos mais significativos sobre a produtividade foram os decorrentes da crise cambial de 1982, e o aperto da liquidez do início do governo Collor. 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 7 apresenta a proporção da variância da previsão para sucessivos trimestres a 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 Autoregressivos Estruturais (ARVE) com um grau menor de arbítrio devido a 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, tornam muitas vezes ambíguos os resultados, e dificultam 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 apenas a composição do produto entre investimento e as demais componentes da demanda final e a tendência de crescimento da economia brasileira.

Referências

- [1] Bernanke, B.S. (1986) " *Alternative Explanations of the Money-Income Correction* ", Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 25, 49-100.
- [2] Beveridge, S. & Charles R. Nelson (1981) " *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 Economics, 7, 151-174.
- [3] Blanchard, Oliver J. & Danny Quah (1989) " *The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances* ", American Economic Review, 79, 655-673.
- [4] Campbell, J.Y. & Shiller, R.J. (1988) " *Interpreting Cointegrated Models* ", Journal of Economic Dynamic and Control, 12, 505-522.
- [5] Cochrane, J.H. (1990) " *Univariate vs. Multivariate Forecasts of GNP Growth and Stock Returns: Evidence and Implications for Methods, and Tests of the Permanent Income Hypothesis* ", NBER (Cambridge, MA) Working Paper n.3427;
- [6] Dickey, D.A., W.A. Bell & R.B. Miller (1986) " *Unit Roots in Time Series Models: Tests and Implications* ", American Statistician, 40, 12-22.
- [7] Dickey, D.A., W.A. Fuller (1979) " *Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with Unit Root* ", Journal of the American Statistical Association, 74-366, 427-431.
- [8] Dickey, D.A., W.A. Fuller (1981) " *Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with Unit Root* ", Econometrica, 49, 1057-1072.
- [9] Engle, Robert F. & Clive W.J. Granger (1987) " *Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing* ", Econometrica, 55-2, 251-276.
- [10] Fackler, P.F. (1988) " *Vector Autoregressive Techniques for Structural Analysis* ", Revista de Análise Econômica, 3-2;
- [11] Fuller, W.A. (1976) Introduction to Statistical Time Series. New York. John Wiley.
- [12] Granger, Clive W.J. (1986) " *Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables* ", Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 48-3, 213-228.
- [13] Johansen, Søren (1988) " *Statistical Analysis of Cointegration Vectors* ", Journal of Economic Dynamics and Control, 12, 231-254.

- [14] Johansen, Søren (1991) " *Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models* ". *Econometrica*, 59-6, 1551-1580.
- [15] Johansen, Søren (1991) " *An I(2) cointegration Analysis of the Purchasing Power Parity Between Australia and The United States* ". Working Paper n° 31, Institute of Mathematical Statistics, University of Copenhagen.
- [16] Johansen, Søren (1992) " *Identifying Restrictions of Linear Equations* " Unpublished manuscript University of Copenhagen Institute of Mathematical Statistics.
- [17] Johansen, Søren (1992) " *A Representation of Vector Autoregressive Processes Integrated of Order 2* ". *Econometric Theory*, 8-2, 188-202.
- [18] Johansen, Søren (1992) " *Determination of Cointegration Rank in the Presence of a Linear Trend* ". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54-3, 383-397.
- [19] Johansen, Søren (1993) " *The Role of the Constant and Linear Terms in Cointegration Analysis of Nonstationary Variables* " Unpublished manuscript University of Copenhagen Institute of Mathematical Statistics.
- [20] Johansen, Søren & Katarina Juselius (1990) " *Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration - With Applications to the Demand* ". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169-210.
- [21] Johansen, Søren & Katarina Juselius (1992) " *Identification of the Long-Run and the Short-Run Structure: An Application to the ISML Model* ". Unpublished manuscript University of Copenhagen Institute of Mathematical Statistics.
- [22] Johansen, Søren & Katarina Juselius (1992) " *Testing Structural Hypotheses in a multivariate Cointegration Analysis of the PPP and the UIP for UK* ". *Journal of Econometrics*, 53, 211-244.
- [23] Juselius, Katarina (1991) " *Manual to Cointegration Analysis of Time Series: CATS in RATS* ". University of Copenhagen Institute of Economic.
- [24] King, Robert G., Charles I. Plosser, James H. Stock, & Mark W. Watson (1991) " *Stochastic Trends and Economic Fluctuations* ". *The American Economic Review*, 81, 819-840.
- [25] Kydland, F. & E.C. Prescott (1982) " *Time to Build and Aggregate Fluctuations* ". *Econometrica*, 50, 1345-1370.
- [26] Lütkepohl, Helmut (1991) *Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Berlin, Springer-Verlag.

- [27] Lütkepohl, Helmut & Hans-Eggert Reimers (1992) " *Impulse Response Analysis of Cointegrated Systems* ". Journal of Economic Dynamics and Control. 16, 53-78.
- [28] MacKinnon, J. (1991) " *Critical Values for Cointegration Tests* ". In: Engle, R.F. & Granger, C.W.J. (eds.), Long-Run Economic Relationships: Readings in Cointegration. Oxford University Press, Oxford.
- [29] Mellander, Erik, Anders Vredin, & Anders Warne (1992) " *Stochastic Trends and Economic Fluctuations in a Small Open Economy* ". Journal of Applied Econometrics 7, 369-394.
- [30] Nelson, Charles R. & Charles I. Plosser (1982) " *Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series* ". Journal of Monetary Economics 10, 139-162.
- [31] Osterwald-Lenum, Michael (1992) " *A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the ML Cointegration Rank Test Statistics* ". Oxford Bulletin of Economics and Statistics. 54-3, 461-472.
- [32] Perron, Pierre (1993) " *Trend, Unit Root and Structural Change in Macroeconomic Time Series* ". Unpublished manuscript, Département de Sciences Economiques et C.R.D.E., Université de Montreal.
- [33] Phillips, Peter C.B. (1987) " *Time Series Regression with a Unit Root* ". Econometrica. 55-2 277-301.
- [34] Phillips, Peter C.B. & Pierre Perron (1988) " *Testing for a Unit Root in Time Series Regression* ", (with discussion), Biometrika. 75-2, 335-346.
- [35] Sims, Christopher A. (1980) " *Macroeconomics and Reality* ". Econometrica. 48, 1-48.
- [36] Stock, James H. & Mark W. Watson (1988) " *Testing for Common Trends* ", Journal of the American Statistical Association. 83-404, 1097-1107.
- [37] Warne, Anders (1991) " *A Common Trends Model: Identification, Estimation and Asymptotics* ". Unpublished manuscript, Department of Finance, Stockholm School of Economics.

APÊNDICE

A tabela 5 indica os valores críticos para as estatísticas de teste de raiz unitária¹² para os tamanhos amostrais das variáveis utilizadas. Os testes t , $\tau_{\alpha\mu}$, $\tau_{\alpha\tau}$, $\tau_{\beta\tau}$ são para $H_0 : \alpha = 0$, $H_0 : \alpha = 0$ e $H_0 : \beta = 0$ nas equações (13), (14) e (15), respectivamente. Na tabela 6 temos uma reprodução dos valores críticos para o nível de significância de 5% e tamanho amostral de 50 e 100 observações (Dickey & Fuller (1979)).

Tabela 5: Valores críticos - ordem de integração

Teste	Tamanho Amostral					
	T=81		T=77		T=67	
	valor crítico		valor crítico		valor crítico	
	0.01	0.05	0.01	0.05	0.01	0.05
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	-3.468	-4.099	-3.477

Tabela 6: Valores críticos - outros parâmetros

Teste	$\tau_{\alpha\mu}$	$\tau_{\alpha\tau}$	$\tau_{\beta\tau}$
T=50	2.39	3.47	3.18
T=100	2.86	3.42	3.14

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

Final Prediction Error $FPE(m) = \left[\frac{T+n(m+1)}{T-n(m-1)} \right]^n | \hat{\Sigma} |$

Akaike Information Criterion $AIC(m) = \ln | \hat{\Sigma} | + \frac{2}{T}(n^2m + n)$

Hannan-Quinn Criterion $HQ(m) = \ln | \hat{\Sigma} | + 2 \frac{\ln(\ln(T))}{T}(n^2m + n)$

Schwarz Criterion $SC(m) = \ln | \hat{\Sigma} | + \frac{\ln(T)}{T}(n^2m + n)$

Onde n é o número de variáveis, m é o número de defasagens e T é o número de observações

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

TESTES DE RAIZ UNITÁRIA

As tabelas abaixo mostram os testes da presença de raiz unitária para as variáveis envolvidas no estudo. As estatísticas apresentadas são as já citadas τ , τ_μ , τ_τ , $\tau_{\alpha\mu}$, $\tau_{\alpha\tau}$, $\tau_{\beta\tau}$, além da estatística de Box-Pierce, Q , para testar autocorrelação residual (Na tabelas todas as variáveis são testadas com 0 componentes autoregressivas, excluindo o PIB que precisou de 4 componentes autoregressivas, segunda a estatística Q de Box-Pierce).

Variável	Índice de Investimento	PIB	Taxa de Juros Real	Taxa de Juros Nominal	Taxa de Variação do IGP
τ	-1.33	0.32	-6.65	-1.62	-1.74
	-9.34	-3.28	-12.85	-8.62	-3.96
$Q(24)$	37.72	18.49	18.06	22.91	20.28
	27.56	17.79	30.15	26.03	25.37
τ_μ	-1.30	-2.31	-6.66	-2.93	-3.10
	-9.52	-3.25	-12.76	-8.58	-8.91
$Q(24)$	36.62	18.61	18.81	19.75	16.81
	30.24	18.03	30.22	26.30	25.77
τ_τ	-1.90	-2.16	-6.77	-4.67	-4.65
	-9.46	-3.31	-12.67	-8.52	-8.84
$Q(24)$	36.74	20.16	21.81	17.44	16.92
	30.92	17.91	30.23	26.28	25.85
$\tau_{\alpha\mu}$	1.20	2.32	-0.74	2.45	2.55
	-1.47	0.24	0.24	0.48	0.40
$\tau_{\alpha\tau}$	1.83	2.18	-1.40	-0.67	-0.34
	-1.02	0.79	-0.17	-0.01	0.05
$\tau_{\beta\tau}$	-1.42	0.49	1.18	3.45	3.25
	0.39	-0.75	0.33	0.27	0.14

TABELA 7 DECOMPOSICAO DA VARIANCIA DO ERRO DE PREVISAO

DECOMPOSICAO DA VARIANCIA
INVESTIMENTO

PASSOS	CHOQUE JURO REAL	CHOQUE CRESC EQUIL	CHOQUE TRANSITORIO
1	0.94681	0.04552	0.00767
2	0.95965	0.02705	0.01330
3	0.94855	0.04074	0.01071
4	0.92041	0.06612	0.01347
5	0.92224	0.06631	0.01145
6	0.92668	0.06341	0.00991
7	0.92621	0.06496	0.00883
8	0.92461	0.06756	0.00783
9	0.92410	0.06888	0.00702
10	0.92470	0.06898	0.00634
11	0.92498	0.06922	0.00590
12	0.92471	0.06995	0.00534
13	0.92458	0.07048	0.00494
14	0.92468	0.07072	0.00460
15	0.92473	0.07097	0.00431
16	0.92469	0.07126	0.00405
17	0.92466	0.07152	0.00382
18	0.92467	0.07172	0.00361
19	0.92468	0.07189	0.00342
20	0.92468	0.07206	0.00326
1. PRAZO	0.92465	0.07535	0.00000

DECOMPOSICAO DA VARIANCIA
TAXA DE JUROS

PASSOS	CHOQUE JURO REAL	CHOQUE CRESC EQUIL	CHOQUE TRANSITORIO
1	0.03352	0.06062	0.90586
2	0.05533	0.05934	0.88534
3	0.05862	0.06416	0.87723
4	0.07973	0.06371	0.85655
5	0.14264	0.05934	0.79803
6	0.19003	0.05609	0.75388
7	0.22460	0.05370	0.72170
8	0.25685	0.05166	0.69149
9	0.28868	0.04950	0.66183
10	0.31876	0.04740	0.63384
11	0.34550	0.04554	0.60896
12	0.36970	0.04386	0.58644
13	0.39272	0.04226	0.56502
14	0.41416	0.04077	0.54507
15	0.43395	0.03939	0.52665
16	0.45244	0.03811	0.50946
17	0.46983	0.03690	0.49328
18	0.48616	0.03576	0.47808
19	0.50149	0.03469	0.46382
20	0.51591	0.03369	0.45040
1. PRAZO	1.00000	0.00000	0.00000

DECOMPOSICAO DA VARIANCIA
PIB

PASSOS	CHOQUE JURO REAL	CHOQUE CRESC EQUIL	CHOQUE TRANSITORIO
1	0.08150	0.85097	0.06753
2	0.16645	0.74070	0.09285
3	0.18910	0.72778	0.08312
4	0.20641	0.70575	0.08783
5	0.21047	0.71810	0.07143
6	0.23730	0.70019	0.06251
7	0.25048	0.69496	0.05455
8	0.26067	0.68978	0.04955
9	0.26399	0.69143	0.04458
10	0.27171	0.68753	0.04076
11	0.27705	0.68555	0.03740
12	0.28215	0.68316	0.03469
13	0.28504	0.68272	0.03224
14	0.28860	0.68122	0.03018
15	0.29145	0.68024	0.02832
16	0.29425	0.67905	0.02671
17	0.29634	0.67841	0.02525
18	0.29846	0.67759	0.02395
19	0.30027	0.67695	0.02278
20	0.30202	0.67626	0.02172
1. PRAZO	0.33631	0.66369	0.00600

GRÁFICO 1: SÉRIES ESTUDADAS NO NÍVEL E NA PRIMEIRA DIFERENÇA

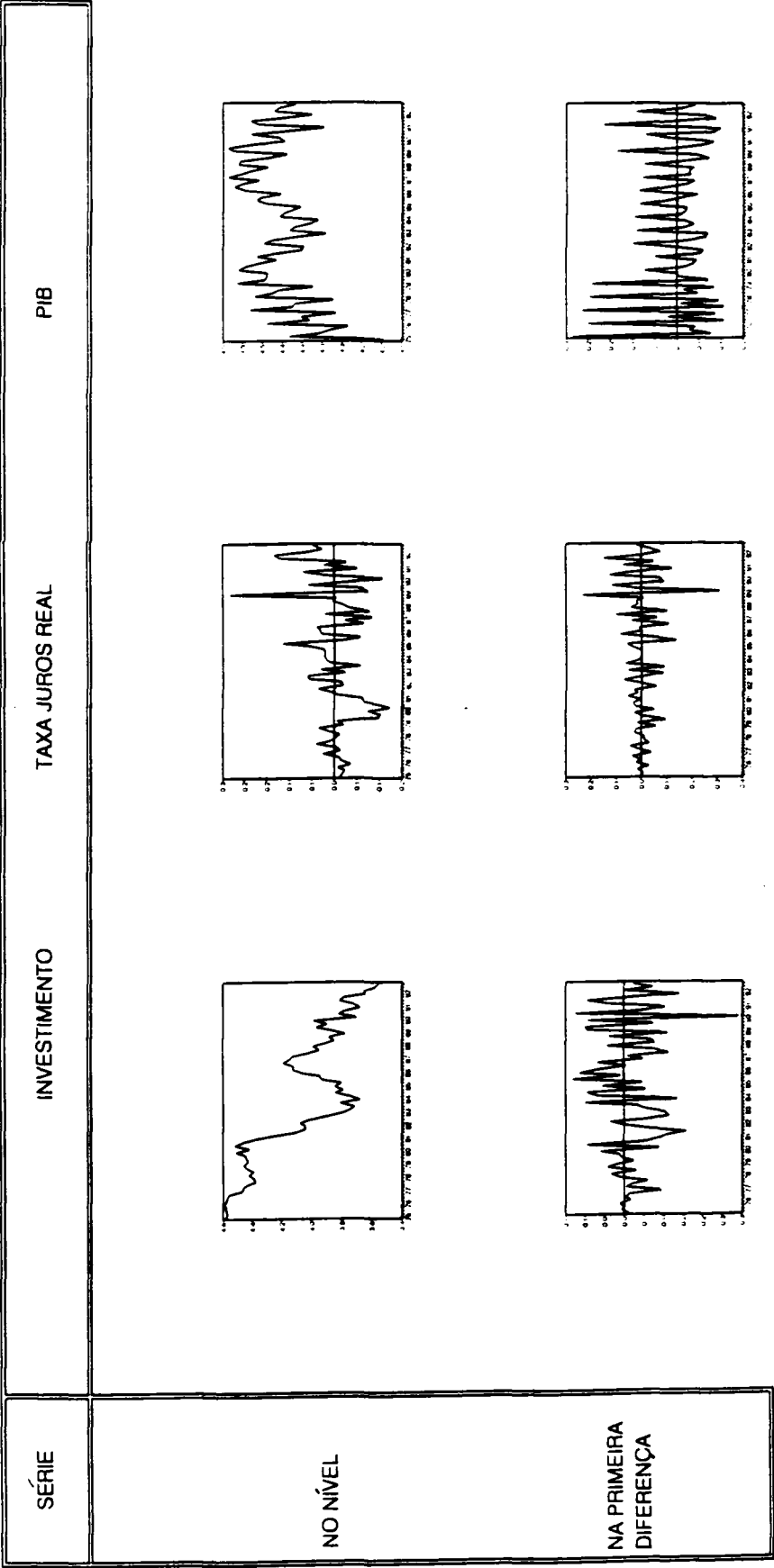


GRÁFICO 2: RELAÇÃO DE COINTEGRAÇÃO

variáveis originais

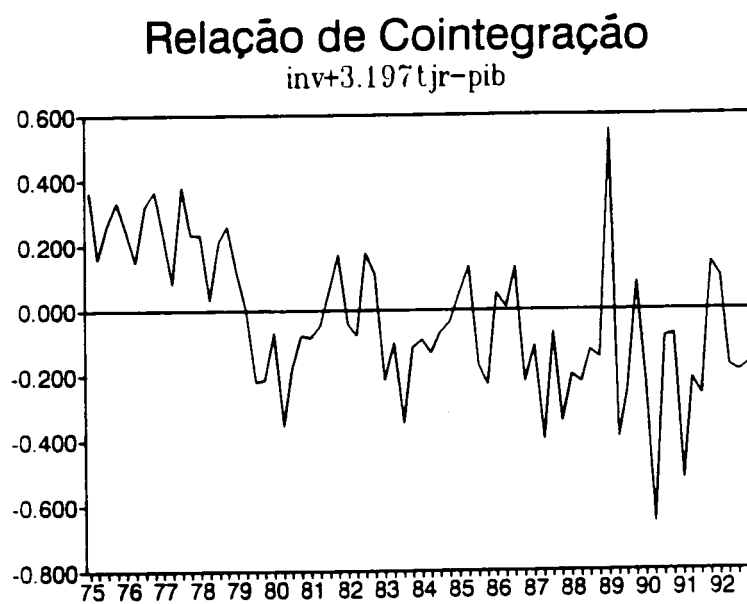


GRÁFICO 3: RELAÇÃO DE COINTEGRAÇÃO
variáveis transformadas

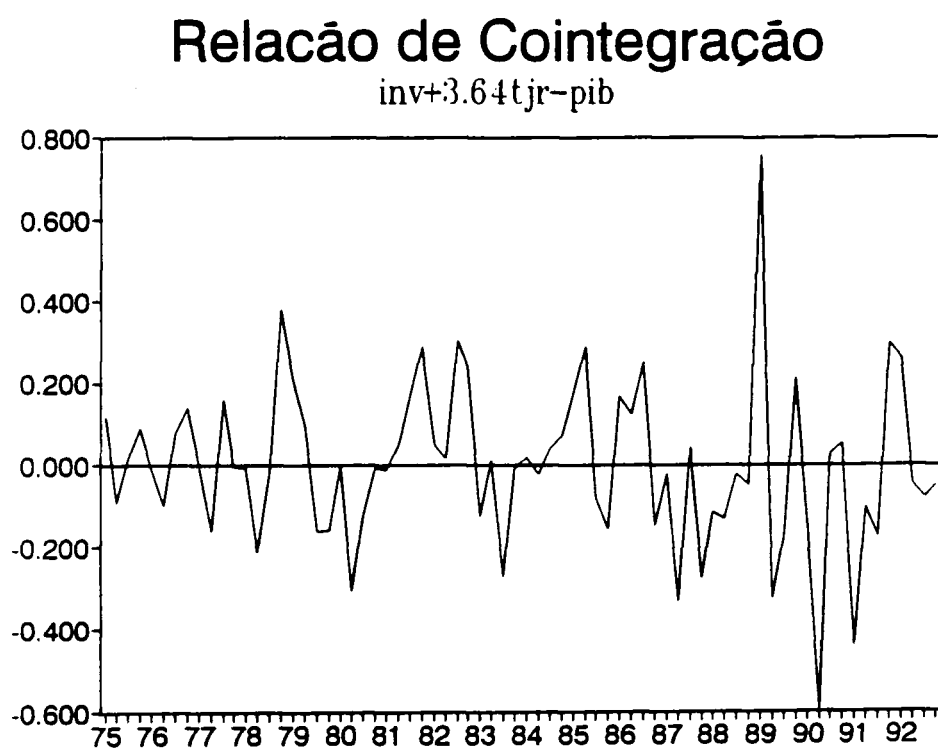
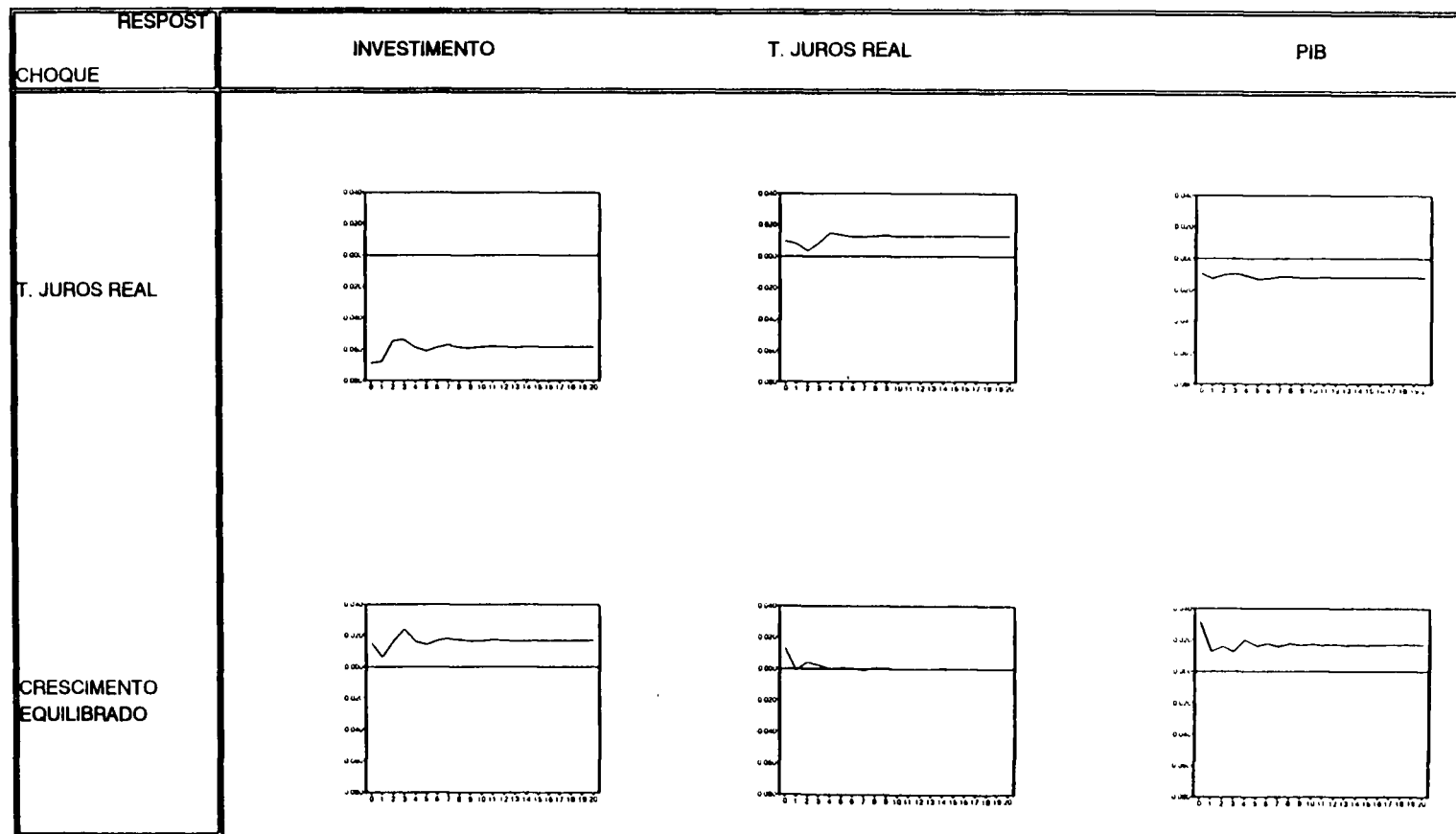


GRAFICO 4: FUNCOES DE RESPOSTA A IMPULSOS

FUNCAO DE RESPOSTA A IMPULSOS



trimestres a frente

Obs.: Choques iguais a um desvio padrão

GRAFICO 5: DECOMPOSICAO DA TENDENCIA DO PIB

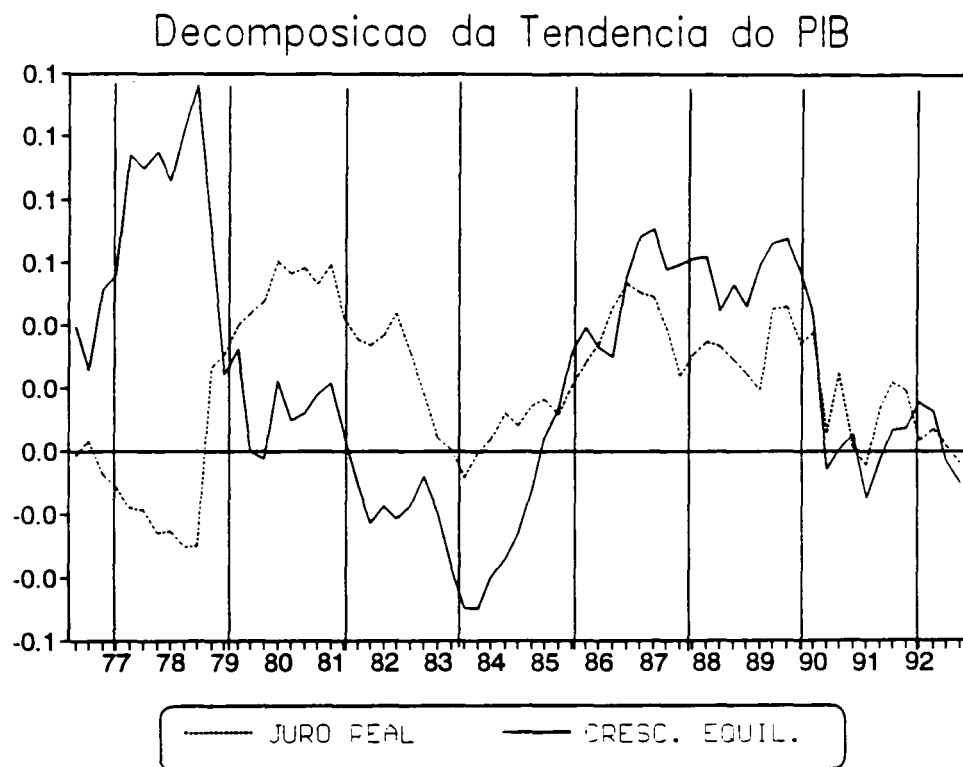


GRAFICO 6:CHOQUE DE CRESCIMENTO EQUILIBRADO

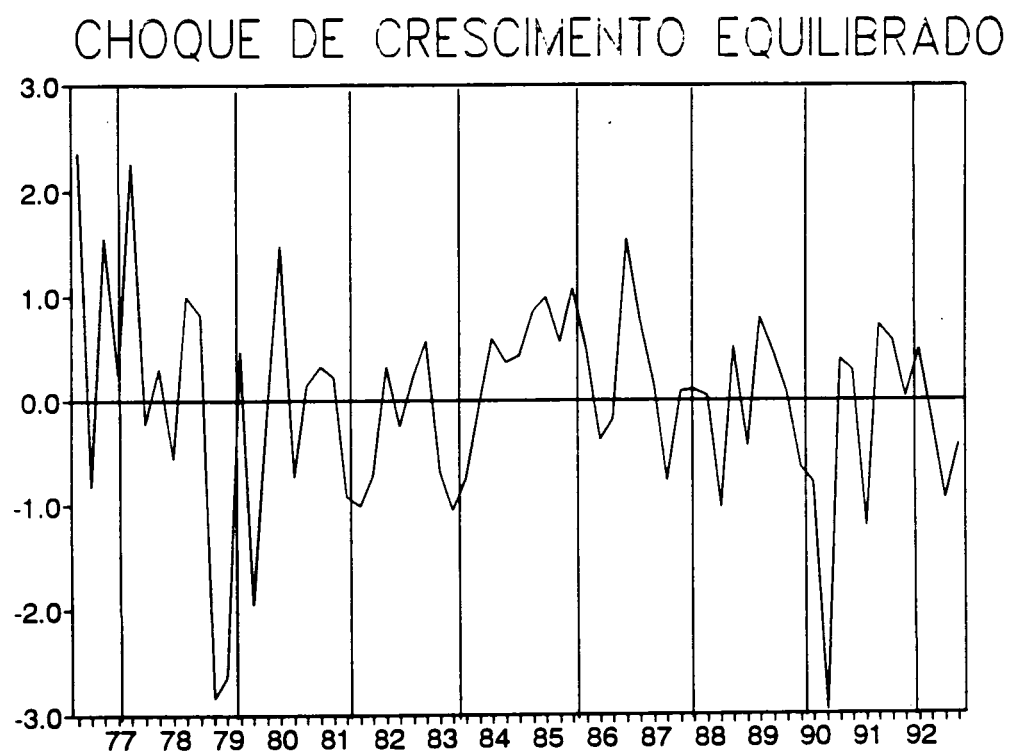
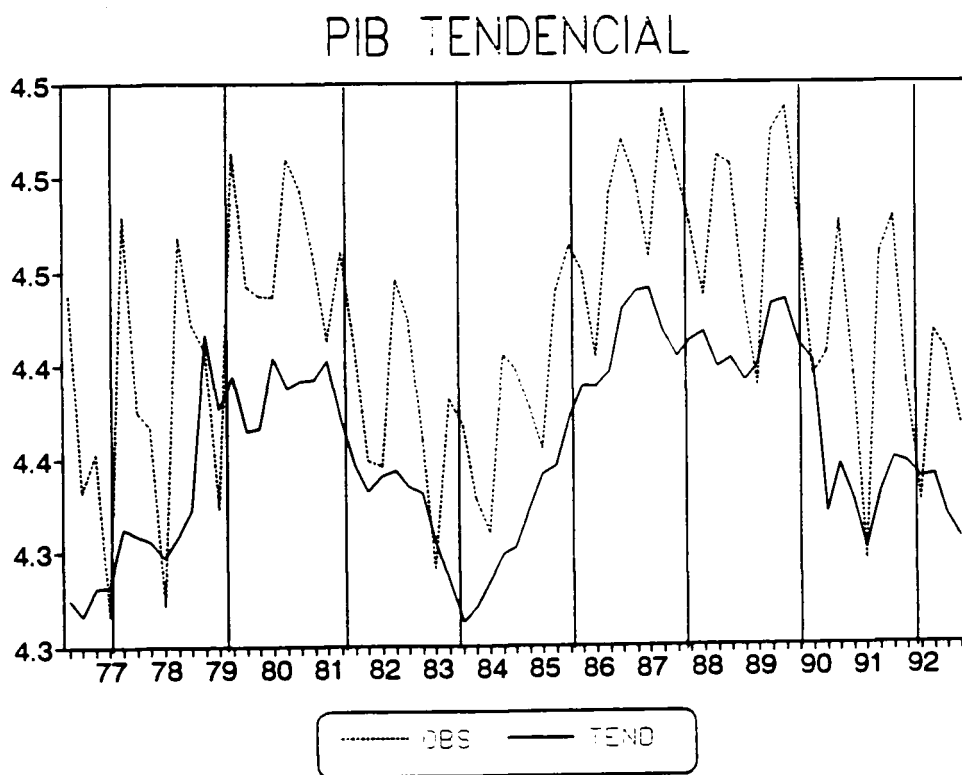


GRAFICO 7: PIB TENDENCIAL





N.Cham. P/EPGE SPE M838t

Autor: Moreira, Ajax R. Bello (Ajax Rey)

Título: Tendencias estocasticas do produto: efeito de flutu



083583

48041

FGV - BMHS

Nº Pat : F1167/98

000083583

