

Gonzaga, Gustavo; Issler, João Victor; Marone, Guilherme

**Working Paper**

## Educação, investimentos externos e crescimento econômico: Evidências empíricas

Texto para discussão, No. 348

**Provided in Cooperation with:**

Departamento de Economia, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro

*Suggested Citation:* Gonzaga, Gustavo; Issler, João Victor; Marone, Guilherme (1995) : Educação, investimentos externos e crescimento econômico: Evidências empíricas, Texto para discussão, No. 348, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro (PUC-Rio), Departamento de Economia, Rio de Janeiro

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/186593>

**Standard-Nutzungsbedingungen:**

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

**Terms of use:**

*Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.*

*You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.*

*If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.*

**DEPARTAMENTO DE ECONOMIA**

**PUC-RIO**

**TEXTO PARA DISCUSSÃO**

**N.º 348**

**EDUCAÇÃO, INVESTIMENTOS EXTERNOS E  
CRESCIMENTO ECONÔMICO: EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS**

**GUSTAVO GONZAGA  
(PUC-RIO)**

**JOÃO VICTOR ISSLER  
(EPGE-FGV)**

**GUILHERME MARONE  
(UNIVERSITY OF CHICAGO)**

**DEZEMBRO 1995**

---

João Victor Issler e Gustavo Gonzaga agradecem ao CNPq pelo apoio financeiro e Guilherme Marone agradece ao CNPq e também ao Banco da Bahia pelo apoio financeiro

## Resumo

Esse artigo usa uma metodologia de decomposição tendência-ciclo para estimar o produto potencial brasileiro e investigar a importância relativa dos choques permanentes e transitórios. Conclui-se que os primeiros explicam quase 100% da variância do produto privado. A partir desta evidência, investiga-se a existência de relações de longo prazo entre o produto potencial e diversos possíveis determinantes do crescimento a longo prazo, como investimentos externos, escolaridade média, taxa de analfabetismo da população economicamente ativa. Conclui-se que as duas primeiras possuem uma relação de longo prazo com o produto potencial e que a elasticidade de longo prazo não é desprezível. A luz desta evidência, discute-se questões de política econômica.

## 1.Introdução

Uma das evidências empíricas mais robustas da economia brasileira no pós-guerra é a importância relativa dos choques permanentes na explicação da variância do produto em horizontes típicos de ciclos econômicos. Esse resultado foi obtido por diversos autores na literatura de séries temporais, usando metodologias e bases de dados distintas. Cribari-Neto(1993a), utilizando o método univariado de Beveridge e Nelson(1981), concluiu que a componente transitória do produto é arbitrariamente pequena (virtualmente zero, dado que o PIB se comporta como um passeio aleatório). Lima, Lopes, Moreira e Pereira(1995), usando a metodologia proposta em King et alli(1991), concluíram que os choques permanentes de juros reais e de produtividade, explicam boa parte das flutuações do produto (no mínimo 91%). Lima, Migon e Lopes(1993) chegaram ao mesmo tipo de conclusão, ao repetir para o Brasil uma versão Bayesiana do estudo de Blanchard e Quah(1989)<sup>1</sup>. Engle e Issler(1993), usando a metodologia de *tendências e ciclos comuns* proposta em Vahid e Engle(1993), analisaram as séries de produto da Argentina, Brasil, e México, concluindo que os choques permanentes explicam grande parte das flutuações dos produtos dos países analisados, com especial ênfase para o Brasil (no mínimo 75%).

A evidência acima é de certa forma inesperada, pois, Evans e Reichlin(1994) ilustram que o uso de diferentes metodologias na mensuração da importância relativa de choques permanentes e transitórios leva em geral a resultados distintos, o que é confirmado empiricamente para vários países; e.g., para os EUA ver Nelson e Plosser(1982), Watson(1986), Campbell e Mankiw(1987), Blanchard e Quah(1989), King et alli(1991), Durlauf(1993) e Issler e Vahid(1995).

---

<sup>1</sup> Os choques, no procedimento de Blanchard e Quah(1989), são classificados como de oferta (permanentes) e demanda (transitórios). Concluiu-se que boa parte das flutuações da produção no Brasil deve-se aos choques permanentes (oferta). Há também evidências de que os choques transitórios (demanda) são importantes para explicar as flutuações na taxa de desemprego.

Estudos da importância relativa dos choques permanentes são importantes principalmente devido às implicações de política econômica<sup>2</sup>. Caso o produto seja sensível a choques transitórios, poderia se justificar o uso de políticas econômicas anti-cíclicas, particularmente o uso da política monetária, na redução da variância do produto<sup>3</sup>. Caso contrário, esse tipo de política teria eficácia extremamente restrita. No entanto, políticas econômicas que reduzissem a variância dos choques permanentes poderiam ter um grande impacto sobre o produto e o bem-estar; ver Nelson e Plosser(1982).

A política econômica nas décadas de 80 e início dos 90 no Brasil foi condicionada por dois importantes fatores de longo prazo: no setor externo, a abrupta redução do fluxo de capitais físicos e financeiros para a América Latina, e, no setor interno, a baixa taxa de acumulação de capital humano. Esses dois fatores, principalmente o primeiro, parecem ter tido efeitos permanentes sobre o produto, que seguiu um padrão de estagnação semelhante àqueles do resto da região. Em paralelo, a política econômica no Brasil se notabilizou pelas sucessivas tentativas frustradas de estabilização da taxa de inflação, e pelo uso contínuo dos instrumentos monetários e creditícios visando influenciar o produto. Este, no entanto, teve possivelmente o seu pior desempenho em termos históricos: baixas taxas de crescimento e alta volatilidade<sup>4</sup>.

---

<sup>2</sup>Cribari-Neto(1993b) enumera outras razões para a relevância desse tema; ver p. 400.

<sup>3</sup>Alguns autores consideram a possibilidade de efeitos permanentes sobre o produto da política monetária. Como a evidência a este respeito é inconclusiva, assumimos neste artigo que esta tem apenas efeitos transitórios.

<sup>4</sup>Pode também ter contribuído para isso os planos de estabilização, que se preocuparam quase que exclusivamente com questões de curto prazo, como políticas de desindexação e o controle monetário transitório sem a contrapartida do equacionamento do déficit fiscal. Logo, falharam no objetivo de redução da incerteza da economia a longo prazo.

O objetivo desse paper é o de investigar a importância relativa dos choques permanentes do produto na economia brasileira, procurando posteriormente relacioná-los a fatores típicos de longo prazo, como Investimentos Externos Diretos, Taxa de Escolaridade Média da força de trabalho, e Taxa de Analfabetismo. Portanto, o presente estudo complementa a literatura existente, dado que associa choques permanentes, que são potencialmente importantes, a fatores internos e externos potencialmente importantes para o crescimento econômico.

A metodologia usada segue King et alii(1991) e identifica choques permanentes através do uso de relações de longo prazo (cointegração). Estuda-se aqui uma base de dados, com frequência anual, contendo o produto privado, consumo privado, e o investimento brasileiros no pós-guerra. A escolha da metodologia e da base de dados tem duas vantagens básicas: primeiro, a metodologia é multivariada e não univariada, como a usada por Cribari-Neto(1993a). Logo, amplia-se o conjunto de informação das séries usadas. Como mostram Evans e Reichlin(1994), métodos multivariados de decomposição de variância necessariamente implicam numa maior importância relativa de choques transitórios, o que tornaria nosso resultado mais robusto vis-a-vis aos resultados empíricos anteriores. Segundo, a base de dados usada analisa séries discutidas em modelos dinâmicos teóricos, e.g., King, Plosser e Rebelo(1988a e b). Ademais, ao usar dados anuais, obtém-se o maior "span" possível dos dados de séries temporais, o que é mais adequado para o estudo de relações de longo prazo.

A seção 2 contém uma breve descrição da metodologia usada na análise e estimação dos dados. Na seção 3, descreve-se os resultados obtidos no exame da importância relativa dos choques permanentes e transitórios. A seção 4 apresenta a estimação das elasticidades de longo prazo entre o produto potencial (parte permanente

do produto) e alguns possíveis determinantes do comportamento da produção a longo prazo. A seção 5 conclui e dá sugestões para futuras extensões.

## 2. O Modelo de tendências estocásticas comuns

A descrição do modelo feita a seguir sumariza os principais passos da seção 2 do artigo de Issler, Moreira e Lopes(1994). Uma apresentação mais detalhada dos procedimentos de identificação e estimação pode ser encontrada em King et ali(1991), Warne(1991) ou em Mellander, Vredin e Warne(1991).

Seja  $y_t$  um vetor n-variado de séries I(1), cuja dinâmica é descrita por um Vetor AutoRegressivo (VAR) de ordem k :

$$y_t = \Gamma_1 y_{t-1} + \Gamma_2 y_{t-2} + \dots + \Gamma_k y_{t-k} + \varepsilon_t \quad (1),$$

sendo  $E(\varepsilon_t) = 0$  e  $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \Sigma$ , sendo  $\Sigma$  não diagonal. Caso exista cointegração entre as séries, o Modelo de Correção de Erro (MCE) tem a seguinte forma :

$$\Delta y_t = \gamma \alpha' y_{t-1} + \Gamma^*_1 \Delta y_{t-1} + \Gamma^*_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \Gamma^*_3 \Delta y_{t-3} + \varepsilon_t \quad (2),$$

aonde  $I - \sum_{i=1}^k \Gamma_i = -\gamma \alpha'$  e  $\Gamma^*_i = -\sum_{j=i+1}^k \Gamma_j, i = 1, 2, \dots, k-1$ .

Como  $y_t$  é I(1),  $\Delta y_t$  é I(0), tendo a seguinte representação de Wold:

$$\Delta y_t = \mu + C(L)\varepsilon_t \quad (3),$$

aonde  $C(L)$  é uma matriz polinomial no operador defasagem L, que obedece as condições de estabilidade usuais. Sem perda de generalidade, supõe-se que  $\mu = 0$ , o que simplesmente implica ausência de tendência linear no nível de  $y_t$ . Tomando

$C^*(L) = (C(L) - C(1))/(1-L)$ , substituindo essa expressão em (3), e dividindo o resultado por  $(1-L)$ , chega-se a decomposição de Beveridge e Nelson(1981) multivariada:

$$y_t = C(1) \sum_{s=0}^{\infty} \varepsilon_{t-s} + C^*(L) \varepsilon_t \quad (4).$$

A primeira parcela da expressão (4) é uma soma de passeios aleatórios, a qual denomina-se tendência. A segunda é o ciclo, representando a parte estacionária das séries, i.e., um processo ARMA(p,q) estacionário. Cointegração resulta em  $C(1)$  ter posto reduzido. Se existem  $r$  ( $0 \leq r < n$ ) relações de cointegração, formando as colunas de uma matriz  $\alpha$  ( $n \times r$ ), então, necessariamente,  $\alpha' C(1) = 0$ . A equação (4) está expressa na sua forma reduzida. A identificação dos parâmetros estruturais do sistema consiste em calcular os parâmetros de uma matriz  $\Gamma$ , não singular, tal que:

$$\begin{aligned} y_t &= C(1) \Gamma^{-1} \sum_{s=0}^{\infty} \Gamma \varepsilon_{t-s} + C^*(L) \Gamma^{-1} \Gamma \varepsilon_t \\ &= R(1) \sum_{s=0}^{\infty} v_{t-s} + R^*(L) v_t \quad (5), \end{aligned}$$

aonde  $R(1) = C(1) \Gamma^{-1}$ ,  $R^*(L) = C^*(L) \Gamma^{-1}$ ,  $v_t = \Gamma \varepsilon_t$ ,  $E(v_t v_t') = \Gamma \Sigma \Gamma^{-1} = I_n$ .

Fica claro acima que, tendo estimado os componentes da forma reduzida  $((C(L), C(1)e\Sigma))$ , os componentes da forma estrutural  $(R(L), R(1))$  são facilmente determinados a partir da identificação de  $\Gamma$ . A identificação de  $\Gamma$  é feita dividindo-se  $v_t$  em duas componentes:  $\phi_t$ , um vetor de  $n-r$  choques que têm efeito permanente em  $y_t$  e  $\psi_t$  um vetor com os  $r$  choques transitórios restantes. A hipótese de que  $\psi_t$  não afeta o longo prazo é modelada da seguinte forma:



$$R(1) = \begin{bmatrix} \omega & 0 \\ n \times (n-r) & n \times r \end{bmatrix}$$

$$\text{onde } R(1)v_t = \omega\phi_t = C(1)\varepsilon_t \quad (6).$$

A matriz  $\Gamma$  é então identificada em duas etapas. Primeiro usa-se a relação entre os erros da forma estrutural e reduzida:

$$v_t = \begin{bmatrix} \phi_t \\ \psi_t \end{bmatrix} = \Gamma \varepsilon_t = \begin{bmatrix} \Gamma_\phi \\ \Gamma_\psi \end{bmatrix} \varepsilon_t \quad (7).$$

A identificação de  $\Gamma_\phi$  é feita utilizando-se as restrições de longo prazo referentes a cointegração. A partir de (6), chega-se a  $\alpha' \omega = 0$ . Como os vetores de cointegração estão no complemento ortogonal do sub-espço a qual pertence  $\omega$ , e dado  $\alpha'$ ,  $\alpha' \omega = 0$  constituem-se em  $(nr - r^2)$  equações em  $(n^2 - nr)$  incógnitas (número de elementos de  $\omega$ ). Tomando o segundo momento de  $\omega\phi_t = C(1)\varepsilon_t$ , obtém-se  $(n-r)(n-r+1)/2$  restrições a mais dadas por:

$$\omega\omega' = C(1)\Sigma C(1)' \quad (8)$$

As restrições adicionais podem ser obtidas decompondo-se  $\omega$  no produto de duas matrizes  $\omega_0$  ( $n \times (n-r)$ ) e  $\pi$  ( $((n-r) \times (n-r))$ ), onde  $\omega_0$  é escolhida de forma a pertencer ao complemento ortogonal do sub-espço de cointegração, isto é,  $\alpha' \omega_0 = 0$ , e  $\pi$  possuindo todos os parâmetros livres de  $\omega$ . Assim a escolha de  $R(1)$  e  $\omega_0$  mostra que as restrições da cointegração agem na identificação dos componentes estruturais permanentes. A matriz  $\pi$  pode ser obtida da seguinte decomposição de Choleski:

$$\pi\pi' = (\omega_0' \omega_0)^{-1} \omega_0' C(1)\Sigma C(1)' \omega_0 (\omega_0' \omega_0)^{-1} \quad (9),$$

e finalmente tome  $\omega = \omega_0 \pi$ , então pode-se usar este resultado em:

$$\omega \phi_t = C(1)\varepsilon_t, \text{ para obter:}$$

$$\phi_t = (\omega' \omega)^{-1} \omega' C(1)\varepsilon_t \quad (10),$$

$$\text{então: } \Gamma_\phi = (\omega' \omega)^{-1} \omega' C(1).$$

O segundo passo é a identificação de  $\Gamma_\psi$ . Esta é obtida impondo-se uma condição de ortogonalidade entre os choques de efeito permanente,  $\phi_t$ , e choques com efeito puramente transitórios,  $\psi_t$ , ou seja,  $\Gamma_\psi$  é escolhida de forma a obedecer :

$$E[\Phi_t \psi_t'] = E[(\omega' \omega)^{-1} \omega' C(1)\varepsilon_t \varepsilon_t' \Gamma_\psi'] = (\omega' \omega)^{-1} \omega' C(1) \Sigma \Gamma_\psi' = 0 \quad (11).$$

A escolha de  $\Gamma_\psi$  é feita utilizando o resultado  $C(1)\gamma = 0$ , do Teorema da Representação de Granger, e.g. Engle e Granger(1987). Se :

$$\Gamma_\psi = Q^{-1} \gamma' \Sigma^{-1} \quad (12),$$

a equação (9) é atingida. A escolha de Q pode usar o fato de que  $E[\psi_t \psi_t'] = I_r$ , e a partir de uma decomposição de Choleski de :

$$QQ' = \gamma' \Sigma^{-1} \gamma \quad (13).$$

A identificação de  $\psi_t$  se dá portanto através de uma restrição de ortogonalidade entre os choques permanentes e transitórios.

A estimação do VAR, passo inicial para estimação de (5), é determinada a partir de dois parâmetros importantes. O primeiro é a sua ordem e o segundo é a dimensão do sub-espço de cointegração, o que determina o número de tendências comuns. A estimação da defasagem ótima do VAR é feita usando o critério de informação de Schwarz (BIC), conjugada ao uso de testes de diagnóstico. Já a dimensão do sub-espço de cointegração ( $r$ ) e sua base ( $\alpha'$ ) são estimadas seguindo a metodologia de Johansen(1988, 1991), a partir de testes de razão de verossimilhança. Como a distribuição assintótica das estatísticas usadas (Traço e lambda max.) é não padrão, recorre-se a uma tabela especial de valores críticos construída por Osterwald-Lenum(1992). Finalmente, os coeficientes do VAR são estimados por OLS, e a decomposição de Wold é obtida a partir de um algoritmo de inversão descrito em Warne(1991) e Mellander, Vredin e Warne(1991).

Uma breve comparação do método usado aqui com outros discutidos na literatura é útil; ver Cribari-Neto(1993b) para uma resenha. Em primeiro lugar usa-se aqui um método multivariado de decomposição tendência-ciclo. Logo, implicitamente reconhece-se que as séries econômicas são interrelacionadas, o que auxilia a modelagem do ciclo e aumenta a importância relativa dos choques transitórios; ver Evans e Reichlin(1994). A modelagem da tendência segue aqui a proposta de Beveridge e Nelson(1981) e tem um importante apelo intuitivo: a tendência hoje, é o valor de convergência da previsão multi-passos da série, se desconsiderados elementos determinísticos. Além das restrições de cointegração, necessita-se apenas da restrição de ortogonalidade entre choques permanentes e transitórios para identificar os componentes estruturais do sistema. Apesar de não ser inócua, essa última restrição é pouco criticável, além de ser um passo necessário para a análise de impulso-resposta e de decomposição de variância. Entretanto, a escolha de  $\omega_0$ , além de não ser inócua, faz a influência dos choques permanentes nas funções de resposta a impulsos (FRI), e na decomposição de variância

do erro de previsão, dependerem da ordenação destes em  $\omega_0$ <sup>5</sup>. Todavia, a soma da importância relativa dos choques permanentes na decomposição de variância é independente de  $\omega_0$ . Portanto, no presente estudo, somente enfatizamos essa última medida, invariante à ordenação dos choques permanentes.

### 3. Descrição e análises dos dados

O modelo adotado considera o consumo pessoal  $c_t$  (consumo das famílias), produto interno bruto privado  $y_t$  (excluindo o consumo das administrações públicas) e o investimento  $i_t$  (formação bruta de capital fixo), transformados em logaritmos e em valores per-capita, todos expressos em cruzeiros de 1980. As séries têm frequência anual, no período que se inicia em 1947 e termina em 1993, incorporando a recente revisão das contas nacionais feita pelo IBGE de 1980 à 1993.

Os gráficos das séries em nível e em primeiras diferenças estão apresentados na figura 1. Foram realizados testes de raiz unitária do tipo Augmented Dickey-Fuller (ADF) nas séries destas variáveis, incluindo constante, tendência, e um número máximo de lags igual a 4 anos. Seguindo a proposta de Perron(1995), fez-se a busca recursiva do número ótimo de lags usando o teste  $t$  para a última defasagem das primeiras diferenças. Os resultados estão apresentados na tabela 1 abaixo e evidenciam que, mesmo a 5%, não é possível rejeitar a hipótese nula da existência de uma raiz unitária em cada uma das três variáveis.

---

<sup>5</sup>Esse resultado é análogo àquele de VAR's estacionários, que faz a FRI e a decomposição de variância dependerem da ordenação das variáveis.

TABELA 1 : TESTES AUGMENTED DICKEY-FULLER NAS VARIÁVEIS

VARIÁVEL	LAGS(p)	t-adf
$i_t$	4	-0.96
$y_t$	4	-1.26
$c_t$	4 *	-1.06

Obs. : p é o número máximo de lags da série. Foram incluídas uma tendência e uma constante em cada observação. Os valores críticos para 47 observações são os seguintes: -3.44 a 5% e -4.02 a 1%.

O próximo passo é a realização dos testes de cointegração, utilizando o procedimento de Johansen. O ponto principal desta etapa é a estimação da base e da dimensão do sub-espço de cointegração, ( $\alpha'$ ) e ( $r$ ) respectivamente, fundamentais para a realização do procedimento descrito na seção anterior. O comportamento conjunto das séries sugeriu que as mesmas relações de King et alli(1991) (razão consumo-produto e razão investimento-produto) seriam possíveis relações de cointegração. Uma maneira preliminar de testar tais hipóteses, é realizar testes ADF em ambas as razões. A tabela 2 abaixo mostra, no entanto, que não é possível rejeitar a hipótese de existência de raiz unitária em ambas as séries, o que sugere, aparentemente, que nenhuma dessas razões é estacionária.

TABELA 2 : TESTES AUGMENTED DICKEY-FULLER NAS RELAÇÕES TEÓRICAS

VARIÁVEL	LAGS(p)	t-adf
$i_t - y_t$	4	-1.71
$c_t - y_t$	4	-2.04

Antes de aplicar o método de Johansen é necessário estimar a estrutura ótima de lags do VAR, segundo o critério de Schwarz. Escolheu-se três defasagens, dado que uma e duas defasagens ainda indicavam resíduos com autocorrelação serial, apesar de apresentarem menor critério de informação de Schwarz.

Prossegue-se então com os testes de cointegração. A tabela 4 contém os resultados das estatísticas do Traço e  $\lambda_{\max}$ . Os valores críticos foram extraídos de Osterwald-Lenum(1992).

TABELA 4 : TESTES DO PROCEDIMENTO DE JOHANSEN

TRAÇO	V. CR. (95 %)	HIP. NULA	$\lambda_{\max}$	V. CR. (95 %)	HIP. NULA
(*)28.1	21.0	$r = 0$	(*)36.9	29.7	$r = 0$
5.36	14.1	$r \leq 1$	8.87	15.4	$r \leq 1$
3.42	3.8	$r \leq 2$	3.42	3.8	$r \leq 2$

Em ambos os testes rejeita-se a hipótese nula de ausência de vetores de cointegração, mas não se rejeita que o número de vetores é menor ou igual a um. O vetor estimado está disposto na tabela 5 a seguir:

TABELA 5 : SUB-ESPAÇO DE COINTEGRAÇÃO ESTIMADO

$i_t$	$y_t$	$c_t$
1	-0.61	0.20

A seguir, ainda dentro deste procedimento, são testadas duas hipóteses: primeiro, assumindo-se  $r = 2$ , testa-se as relações teóricas anteriormente rejeitadas pelos testes ADF. Segundo, tomando  $r = 1$ , testa-se se o log da razão investimento-produto pode ser considerado estatisticamente idêntico ao vetor estimado. Ambas as hipóteses são rejeitadas, sendo os p-values dos testes 0.02 e 0.001 respectivamente. Se, no entanto, a estimação do vetor de cointegração possuir como restrição  $(1, -1, b)$ , a estimativa pontual do terceiro coeficiente é 0.23, sendo que esse vetor não é rejeitado (p-value de 0.34). Logo, este será o vetor utilizado de agora em diante. Tem-se, portanto, duas tendências comuns. A estimação das mesmas é feita através da rotina descrita em Warne(1991). A matriz  $\omega_0$ , ortogonal à  $\hat{\alpha}'$  foi escolhida de duas formas distintas, conforme os modelos 1 e 2 abaixo:

#### MODELO 1

$$\omega_0 = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 1 & 0.23 \\ 0 & 1 \end{pmatrix}$$

## MODELO 2

$$\omega_0 = \begin{pmatrix} 0 & 1 \\ 0.23 & 1 \\ 1 & 0 \end{pmatrix}$$

No modelo 1, o primeiro choque permanente afeta de forma igual produto e investimento a longo prazo. Sua influência sobre o consumo é nula. O segundo choque permanente afeta produto e consumo quase na proporção de um para quatro, sendo nula a sua influência sobre o investimento a longo prazo. No modelo 2, a ordenação desses choques é invertida. A única restrição que se exige na escolha de  $\omega_0$  é que essa matriz pertença ao complemento ortogonal do sub-espço de cointegração.

A figura 2 apresenta as variáveis em nível, juntamente com as suas respectivas componentes de tendência e ciclo. É interessante notar que, em ambos os modelos, a série de produto praticamente se confunde com sua tendência, sendo que uma ligeira discrepância entre as séries aparece justamente na década de 80. Isso sugere que a tendência acompanha o produto durante todo o período, sendo que a influência do ciclo parece ser bastante restrita.

As FRI a choques de um desvio padrão nas duas tendências e no ciclo das variáveis nos modelos 1 e 2 são apresentadas nas figuras 3a e 3b respectivamente. As FRI estão dispostas em colunas, por variável, sendo que os dois primeiros elementos de cada coluna estão associados aos componentes permanentes e o terceiro ao transitório. Em ambos os modelos, todas as variáveis se estabilizam em geral a partir do quinto passo a frente, tomando então a configuração de longo prazo.



DECOMPOSIÇÃO DE VARIÂNCIA DO ERRO DE PREVISÃO

TABELA 6A

MODELO 1

PASSOS	$\xi$			$\gamma$			$\epsilon$		
	CHOQUE PERM. 1	CHOQUE PERM. 2	CHOQUE TRANSIT.	CHOQUE PERM. 1	CHOQUE PERM. 2	CHOQUE TRANSIT.	CHOQUE PERM. 1	CHOQUE PERM. 2	CHOQUE TRANSIT.
1	0.87	0.06	0.07	0.87	0.10	0.03	0.87	0.11	0.02
2	0.92	0.03	0.05	0.93	0.05	0.02	0.86	0.12	0.02
3	0.96	0.01	0.03	0.95	0.03	0.02	0.89	0.10	0.01
4	0.97	0.01	0.02	0.97	0.03	0.00	0.91	0.07	0.00
5	0.97	0.01	0.02	0.97	0.02	0.01	0.92	0.08	0.00
10	0.99	0.00	0.01	0.99	0.01	0.00	0.93	0.07	0.00
20	0.99	0.00	0.01	0.99	0.01	0.00	0.93	0.06	0.01
30	0.99	0.00	0.01	0.99	0.01	0.00	0.94	0.06	0.00
40	0.99	0.00	0.00	0.99	0.01	0.00	0.94	0.06	0.00
$\infty$	0.99	0.00	0.01	1	0	0	0.94	0.06	0.00

TABELA 6B

MODELO 2

PASSOS	$\xi$			$\gamma$			$\epsilon$		
	CHOQUE PERM. 1	CHOQUE PERM. 2	CHOQUE TRANSIT.	CHOQUE PERM. 1	CHOQUE PERM. 2	CHOQUE TRANSIT.	CHOQUE PERM. 1	CHOQUE PERM. 2	CHOQUE TRANSIT.
1	0.71	0.21	0.07	0.68	0.29	0.03	0.97	0.00	0.03
2	0.80	0.15	0.05	0.79	0.20	0.01	0.97	0.01	0.02
3	0.85	0.12	0.03	0.85	0.14	0.01	0.98	0.01	0.01
4	0.88	0.10	0.02	0.87	0.13	0.00	0.99	0.00	0.01
5	0.89	0.09	0.02	0.88	0.11	0.01	0.99	0.01	0.00
10	0.91	0.08	0.01	0.92	0.08	0.00	1.00	0.00	0.00
20	0.91	0.08	0.01	0.93	0.07	0.00	1.00	0.00	0.00
30	0.91	0.08	0.01	0.93	0.07	0.00	1.00	0.00	0.00
40	0.91	0.08	0.01	0.93	0.07	0.00	1.00	0.00	0.00
$\infty$	0.91	0.09	0.00	0.94	0.06	0.00	1.00	0.00	0.00

Finalmente, as tabelas 6A e 6B apresentam a decomposição de variância dos três componentes de cada variável. Cada tabela é associada a seu respectivo modelo, sendo que as duas primeiras colunas são referentes aos choques permanentes e a última ao choque transitório. Em ambos os casos, nota-se que, apesar de uma certa alteração nas proporções entre as componentes permanentes, devido a ordenação das colunas da matriz  $\omega_0$ , a componente transitória praticamente não afeta a variância do produto: no horizonte de um ano, os choques transitórios explicam apenas 3% da variância do produto privado, proporção que é declinante a partir de então! Logo, mesmo usando-se um método multivariado, que a princípio seria capaz de captar a influência cíclica de choques transitórios, conclui-se que a componente transitória do produto no Brasil é irrelevante.

Uma evidência adicional em favor da importância dos choques permanentes vem da série de investimento: choques permanentes explicam no mínimo 93% de sua variância. Esse resultado contrasta com a evidência para os EUA, aonde os choques transitórios têm notória importância para o investimento; e.g. em King et alii(1991), choques transitórios explicam aproximadamente 70% e 60% da variância do investimento no horizonte de um e quatro anos à frente respectivamente.

A conclusão de nosso estudo coincide com a de trabalhos anteriores, e.g., Cribari-Neto(1993a), Lima, Lopes, Moreira e Pereira(1995), Lima, Migon e Lopes(1993), e Engle e Issler(1993): choques transitórios ao produto são praticamente irrelevantes quando comparados a permanentes. Esse resultado tem duas implicações claras: primeiro, políticas econômicas anti-cíclicas que controlam os choques transitórios, e.g., políticas monetárias de controle da demanda agregada, têm eficácia extremamente restrita. Cabe notar que isso não significa que políticas de estabilização são inúteis, dado que estas efetivamente agem de forma a reduzir a incerteza de longo prazo na economia.

Segundo, dado que os choques permanentes são importantes, é fundamental investigar os determinantes econômicos dos choques de longo prazo sobre o produto. É exatamente isso o que fazemos na próxima seção.

#### **4. Os determinantes dos choques de longo prazo no Brasil e suas elasticidades**

Como mostrado na seção anterior, a tendência do produto, ou produto potencial, praticamente se confunde com a série de produção. Assim sendo, poder-se-ia identificar fatores que afetam o crescimento da economia a partir de variáveis que possuíssem alguma relação de longo prazo com o produto potencial, i.e., que tenham uma tendência comum com o produto potencial. Usa-se novamente a análise de cointegração e o método de Johansen(1988, 1991) para investigar essa questão.

As variáveis utilizadas nesta etapa do trabalho foram: Investimento Externo Direto, que é uma medida de credibilidade externa do país; a Taxa de Escolaridade Média da População Economicamente Ativa (PEA), e a Taxa de Analfabetismo da PEA, que são medidas da qualidade da força de trabalho. A série de Investimento Externo Direto foi extraída da publicação "Estatísticas Históricas do Brasil - 1985 (IPEA)" e possui 38 observações a partir de 1947. Como proxy da escolaridade da PEA, foi utilizado o número médio de séries completas por seus integrantes. Juntamente com a Taxa de Analfabetismo, ambas possuem observações de 1960 a 1990. As observações de 1960 e 1970 foram extraídas das estatísticas do censo e as de 1980 em diante, com frequência anual, da PNAD. Para suprir a falta de observações para os demais anos das décadas de 60 e 70 foi realizada uma interpolação exponencial. Todas as séries foram logaritimizadas. O Investimento Direto foi deflacionado pelo índice geral de preços dos EUA, e expresso em termos per-capita.

A figura 4 mostra o gráfico de cada uma destas variáveis junto à tendência do produto (na mesma escala). A tabela 7 abaixo mostra os resultados dos testes ADF, seguindo-se o mesmo procedimento já descrito na seção 3.

TABELA 7 : TESTE AUGMENTED DICKEY FULLER NAS VARIÁVEIS REAIS

VARIÁVEL	LAGS(p)	t-adf
Inv. Ext. Direto	4	-1.93
Tx. de Analf. PEA	4	-2.63
Escol. Média PEA	4	-1.70

Testou-se para cointegração, usando um VAR bi-variado, o produto potencial e cada uma das variáveis listadas acima usando o método de Johansen. Com a exceção da Taxa de Analfabetismo, as séries testadas possuem uma relação de longo prazo com o produto potencial brasileiro. Ademais, as elasticidades estimadas têm o sinal esperado. Embora seria de se esperar uma relação de longo prazo entre analfabetismo e crescimento, a forma que o analfabetismo é medido no Brasil tem limitações, dado que considera alfabetizada uma pessoa que apenas saiba assinar seu nome. Nesse sentido, a ausência da relação de longo prazo é menos problemática. Dados os resultados de cointegração testou-se em seguida hipóteses sobre as estimativas pontuais das elasticidades de longo prazo.

TABELA 8

VARIÁVEL	P-VALUE	ELASTICIDADE TESTADA ( $r=1$ )
Inv. Ext. Direto	0.42	1/6
Esc. Méd. PEA	0.48	1/2

A 5% de significância, as elasticidades têm o sinal esperado e não são desprezíveis do ponto de vista econômico. Por exemplo, de acordo com Amadeo et alli(1993), a média de escolaridade da população adulta brasileira é 3.9 anos, enquanto a média dos sete países mais ricos da América Latina é de 6.8 anos. Logo, tomando-se como base a elasticidade estimada acima, caso o Brasil invista em educação com o *modesto* objetivo de igualar os anos de escolaridade de sua população adulta à média da América Latina, o produto privado per-capita cresceria em aproximadamente 40% a longo prazo, representando um aumento expressivo na renda e bem estar brasileiros. Ademais, o impacto de crescimento seria rápido: como foi notado por Cribari-Neto(1993a) e Engle e Issler(1993), o PIB brasileiro pode ser razoavelmente aproximado por um passeio aleatório. Nesse caso, os efeitos de longo prazo dos choques permanentes sobre o produto se fazem sentir imediatamente, sem defasagem alguma.

Com relação aos Investimentos Externos Diretos no Brasil, cabem as seguintes considerações: como as decisões de investir num determinado país são também afetadas pelo ambiente macroeconômico do país, um esforço para reduzir a incerteza do retorno dos investimentos externos teria um impacto importante sobre o produto. Esse esforço inclui políticas estáveis (regras fixas) de atração do capital externo num mundo que

competem por estes. Inclui ademais a estabilidade macroeconômica, com um papel importante para os planos de estabilização da inflação a longo prazo.

## **5. Conclusão e sugestões**

Este trabalho apresenta uma aplicação para dados agregados brasileiros do modelo de tendências estocásticas comuns proposta em King et alii(1991). Conclui-se que os choques permanentes explicam quase 100% da variância do produto, o que confirma a evidência empírica de diversos estudos semelhantes para o Brasil, e.g., Cribari-Neto(1993a), Lima, Lopes, Moreira e Pereira(1995), Lima, Migon e Lopes(1993), e Engle e Issler(1993). À luz dessa evidência, investigou-se os possíveis determinantes do produto potencial brasileiro através da análise de cointegração. Concluiu-se que o produto potencial brasileiro tem uma relação de longo prazo com a qualidade da força de trabalho do país, medida pelos anos médios de escolaridade da PEA, e com o nível dos Investimentos Externos Diretos, respectivamente. Mostra-se que o ganho de uma política educacional que melhore a qualidade da força de trabalho tem um impacto significativo sobre o crescimento e o bem estar. O mesmo se pode afirmar, com menor intensidade, a respeito de uma política que reduza a incerteza dos investimentos externos no Brasil, e.g., políticas de estabilização, políticas menos restritivas, menos casuísticas, e mais estáveis com relação ao capital estrangeiro.

Avaliadas sob o viés dos nossos resultados, as políticas econômicas dos últimos 25 anos se mostraram equivocadas. Em primeiro lugar, imperou o casuísmo econômico e não as regras estáveis. Mesmo nos planos de estabilização, o horizonte de planejamento foi excessivamente curto. A ênfase foi sempre nos fatores de curto prazo, ao invés dos de longo prazo. Segundo, o estado brasileiro investiu pouco em educação. Quando o fez, ao invés de investir em educação básica, investiu em educação superior gratuita. Logo,

seria uma surpresa que o desempenho econômico recente fosse outro que não uma produção volátil e com baixa taxa de crescimento.

Os resultados gerais desse estudo têm relevância para a discussão dos novos rumos das políticas econômicas no Brasil. Ao nosso ver, estas devem ter maior preocupação com os determinantes de longo prazo do crescimento, fomentar uma economia mais aberta e com regras estáveis, que reduzam a incerteza de longo prazo. Com relação à política educacional, deve-se buscar uma significativa melhora da educação básica, talvez mesmo que em detrimento da educação superior. Em tempo: os Tigres Asiáticos tiveram um excelente desempenho econômico recente baseados numa política séria de educação básica e de fomento à entrada de capital externo.

Uma sugestão para aperfeiçoamento dos resultados apresentados, e um teste de robustez, seria aplicar a metodologia aqui usada para um modelo de economia aberta, que incluísse também a variável termos de troca, e.g., Mellander, Vredin e Warne(1992). Um estudo mais aprofundado dos determinantes do crescimento sustentado seria também bastante útil, dada a óbvia importância relativa dos choques permanentes.

## 7. Bibliografia

- Amadeo, E., et alli, "Ajuste Estrutural e Flexibilidade do Mercado de Trabalho no Brasil," In *Perspectivas Econômicas Brasileiras, 1994*, v2, Rio de Janeiro: IPEA, 1993.
- Beveridge, Stephen and Charles R. Nelson. "A New Approach To Decomposition Of Economic Time Series Into Permanent And Transitory Components With Particular Attention To Measurement Of The 'Business Cycle'," *Journal of Monetary Economics*, 1981, v7(2), 151-174.
- Blanchard, Olivier Jean and Danny Quah. "The Dynamic Effects Of Aggregate Demand And Supply Disturbances," *American Economic Review*, 1989, v79(4), 655-673.
- Campbell, J.Y. and Mankiw, N.G. (1987), "Permanent and Transitory Components in Macroeconomic Fluctuations", *American Economic Review*, vol. 77, pp. 111-117.
- Cribari-Neto, F., "The Cyclical Component of Brazilian GDP," *Revista de Econometria*, 1993a, vol. 13, 1, 1-22.
- Cribari-Neto, F., "Unit Roots, Random Walks, and the Sources of Business Cycles," *Revista Brasileira de Economia*, 1993b, vol. 47, 3, 399-423.
- Durlauf, S.N. (1993), "Time Series Properties of Aggregate Output Fluctuations", *Journal of Econometrics*, vol. 56, pp. 39-56.
- Engle, R. e Issler, J.V. "Common Trends and Common Cycles in Latin America", *Revista Brasileira de Economia*, v47(2), 1993, 149-177
- Evans, G. e Reichlin, L. (1994), "Information Forecast and Measurement of the Business Cycle", *Journal of Monetary Economics*, 33-2, pp.233-254.
- Issler, J. V., Moreira, A., R., B. e Lopes, H., F. "Using Common Cycles in Structural Identification of Multivariate Systems, mimeo, 1994.
- Issler, J.V. and Vahid, F. (1995), "Common Cycles in Macroeconomic Aggregates", *Working Paper*: Graduate School of Economics-EPGE, Getulio Vargas Foundation, Rio de Janeiro.



- Johansen, Soren. "Statistical Analysis Of Cointegration Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 1988, v12(2/3), 231-254.
- Johansen, Soren. "Estimation And Hypothesis Testing Of Cointegration Vectors In Gaussian Vector Autoregressive Models," *Econometrica*, 1991, v59(6), 1551-1580.
- King, Roberg G, Charles I. Plosser and Sergio T. Rebelo. "Production, Growth And Business Cycles: II. New Directions," *Journal of Monetary Economics*, 1988, v21(2/3), 309-342.
- King, Robert G., Charles I. Plosser and Sergio T. Pebelo. "Production Growth And Business Cycles: I. The Basic Neoclassical Model," *Journal of Monetary Economics*, 1988, v21(2/3), 195-232.
- King, Robert G., Charles I. Plosser, James H. Stock and Mark W. Watson. "Stochastic Trends And Economic Fluctuations," *American Economic Review*, 1991, v81(4), 819-840.
- Lima E.C.R.,Lopes,H.,F.,Moreira,A.,R.,B. e Pereira P.V.."Tendência Estocástica do Produto: Efeito de Flutuações da Produtividade e Taxa de Juros Real", *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 1995, a sair.
- Lima E.C.R.,Migon H.S. e Lopes,H.,F.."Efeitos Dinâmicos dos Choques de Oferta e Demanda Agregada sobre o Nível de Atividade Econômica do Brasil, *Revista Brasileira de Economia*, v47(2), 1993, 177-205
- Mellander, E., A. Vredin and A. Warne. "Stochastic Trends And Economic Fluctuations In A Small Open Economy," *Journal of Applied Econometrics*, 1992, v7(4), 369-394.
- Nelson, C.R. e Plosser, C.I. (1982), "Trends and Random walks in Macroeconomic Time Series", *Journal of Monetary Economics*, 10, pp. 139-162.

- Osterwald-Lenum, Michael "A Note With Quantiles Of The Asymptotic Distribution Of The Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistic: Four Cases," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 1992, v54(3), 461-472.
- Sargent, T. e Wallace, W. (1981), "Some unpleasant Monetarist Arithmetic", *Federal Reserve Board of Minneapolis - Quartely Review*, vol. 1981-4, pp. 1017.
- Perron, P. (1995), "Lecture Notes", Université de Montréal.
- Vahid, F. and R. F. Engle. "Common Trends And Common Cycles," *Journal of Applied Econometrics*, 1993, v8(4), 341-381.
- Warne, A.. "A Common Trends Model: Identification, Estimation and Asymptotics", mimeo, 1991.
- Watson, M.W. (1986), "Univariate Detrending Methods with Stochastic Trends", *Journal of Monetary Economics*, vol. 18, pp. 49-75.

FIGURA 1: Investimento, Produto e Consumo: Nível e las Diferenças

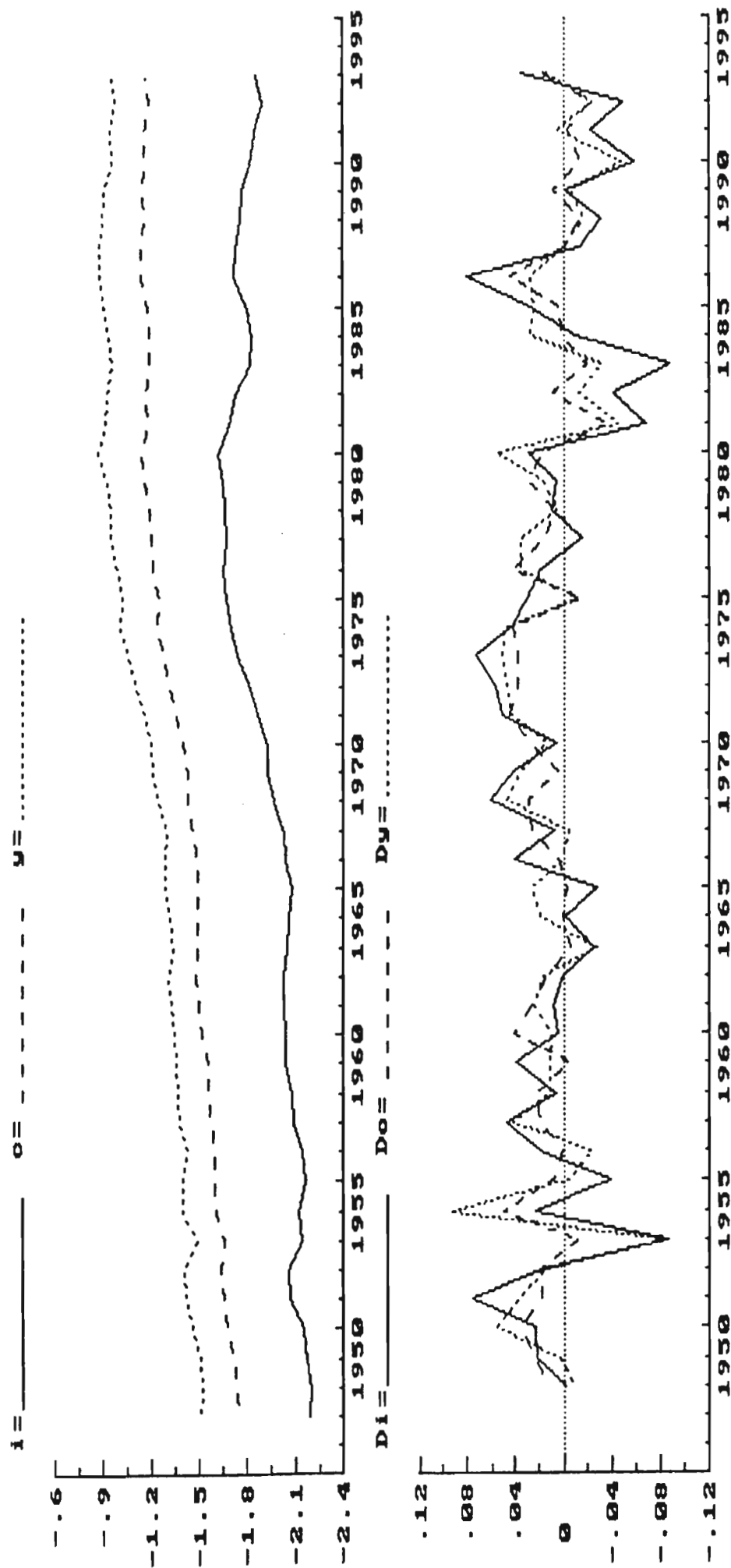


FIGURA 2: Decomposição Tendência-Ciclo

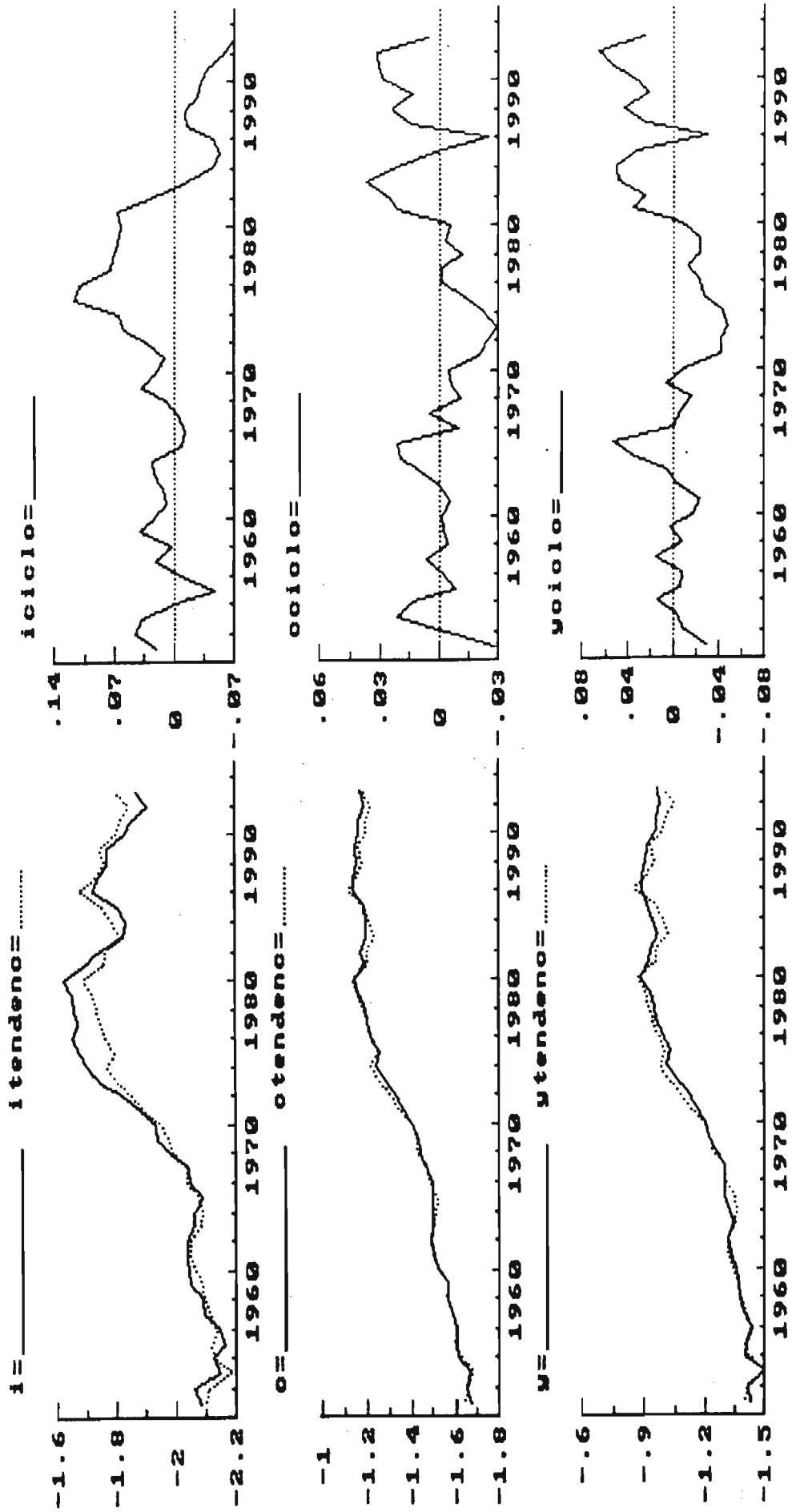


FIGURA 3a : Função Resposta Impulso - Modelo I

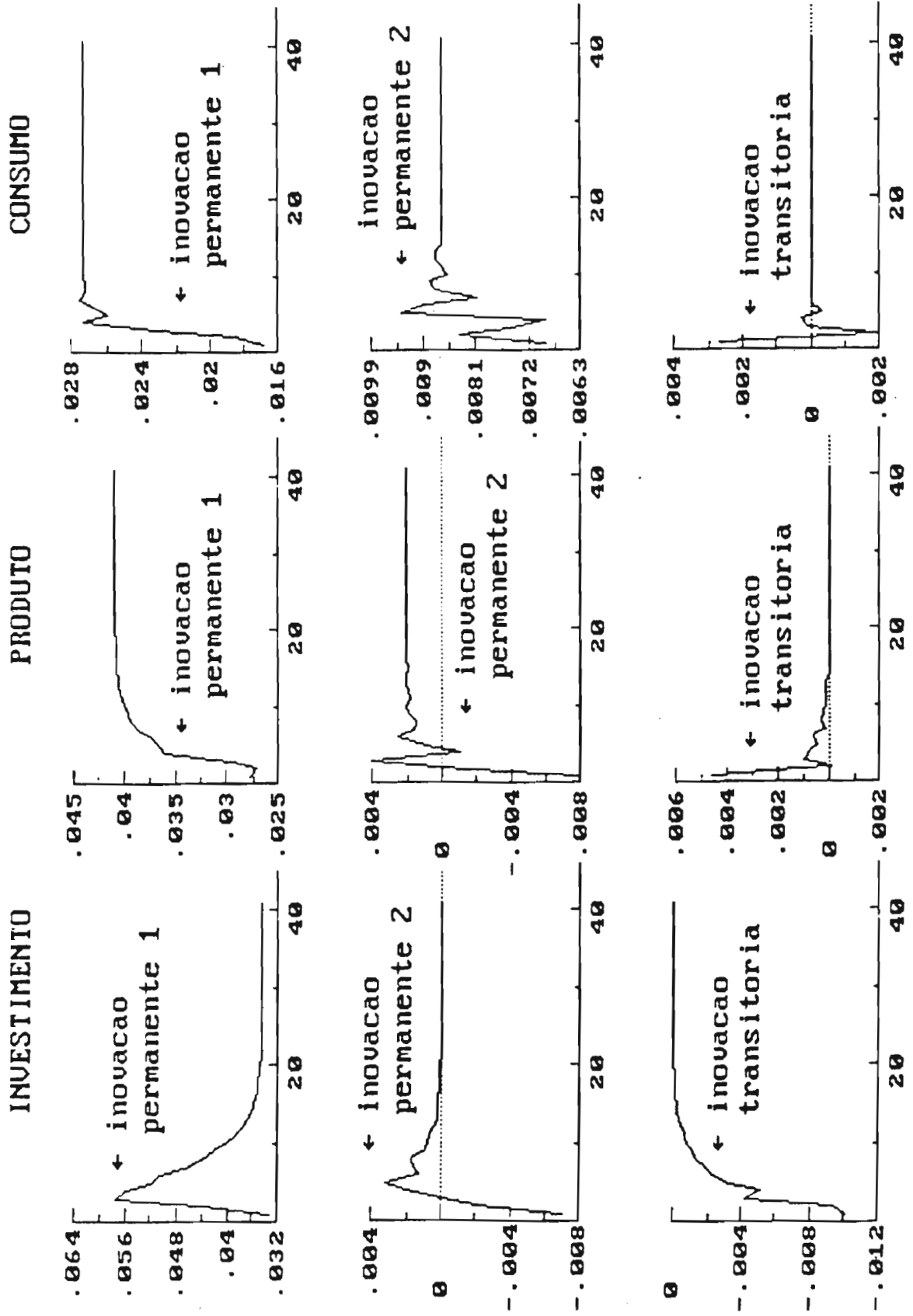


FIGURA 3b : Função Resposta Impulso - Modelo 2

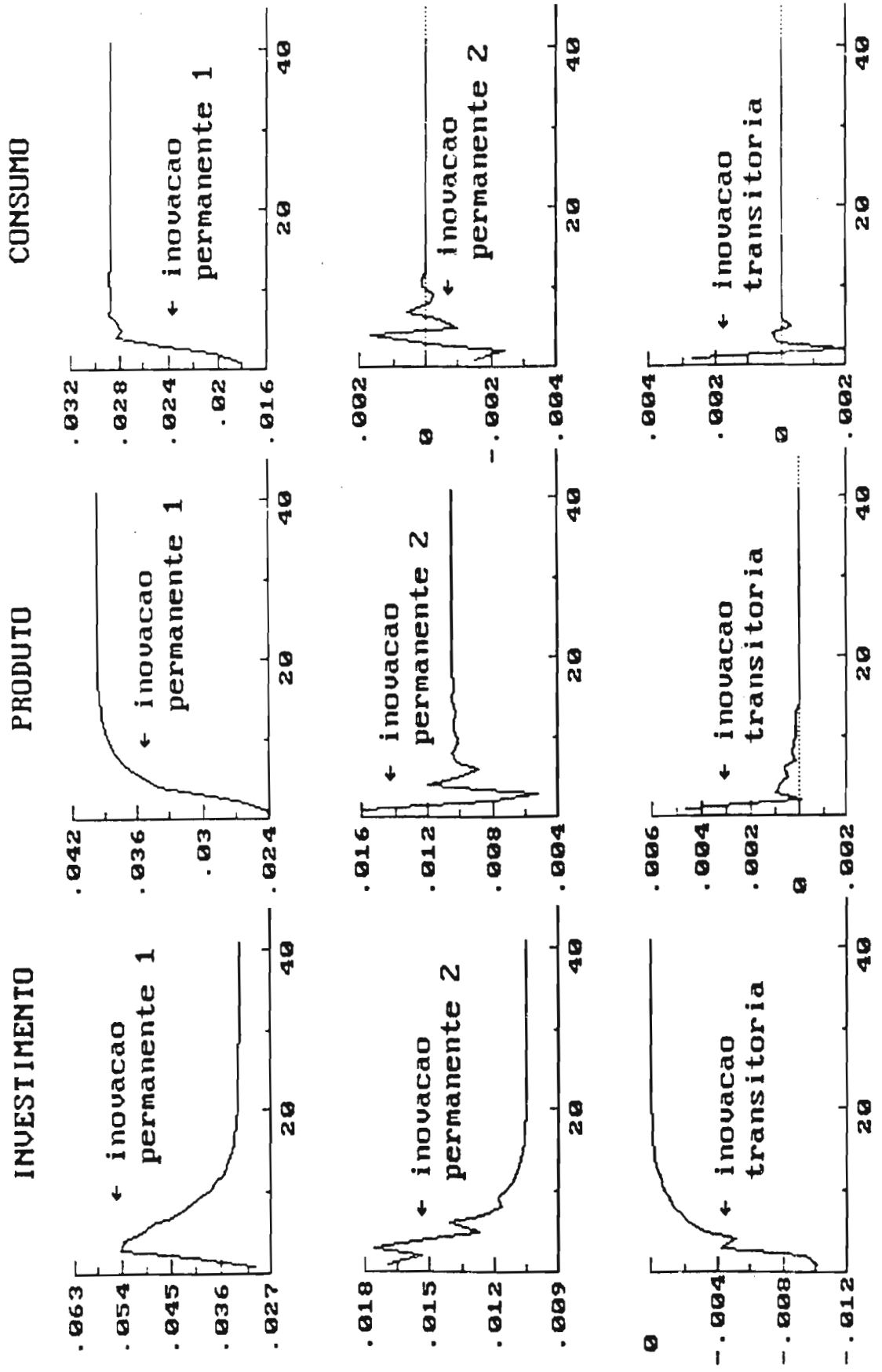
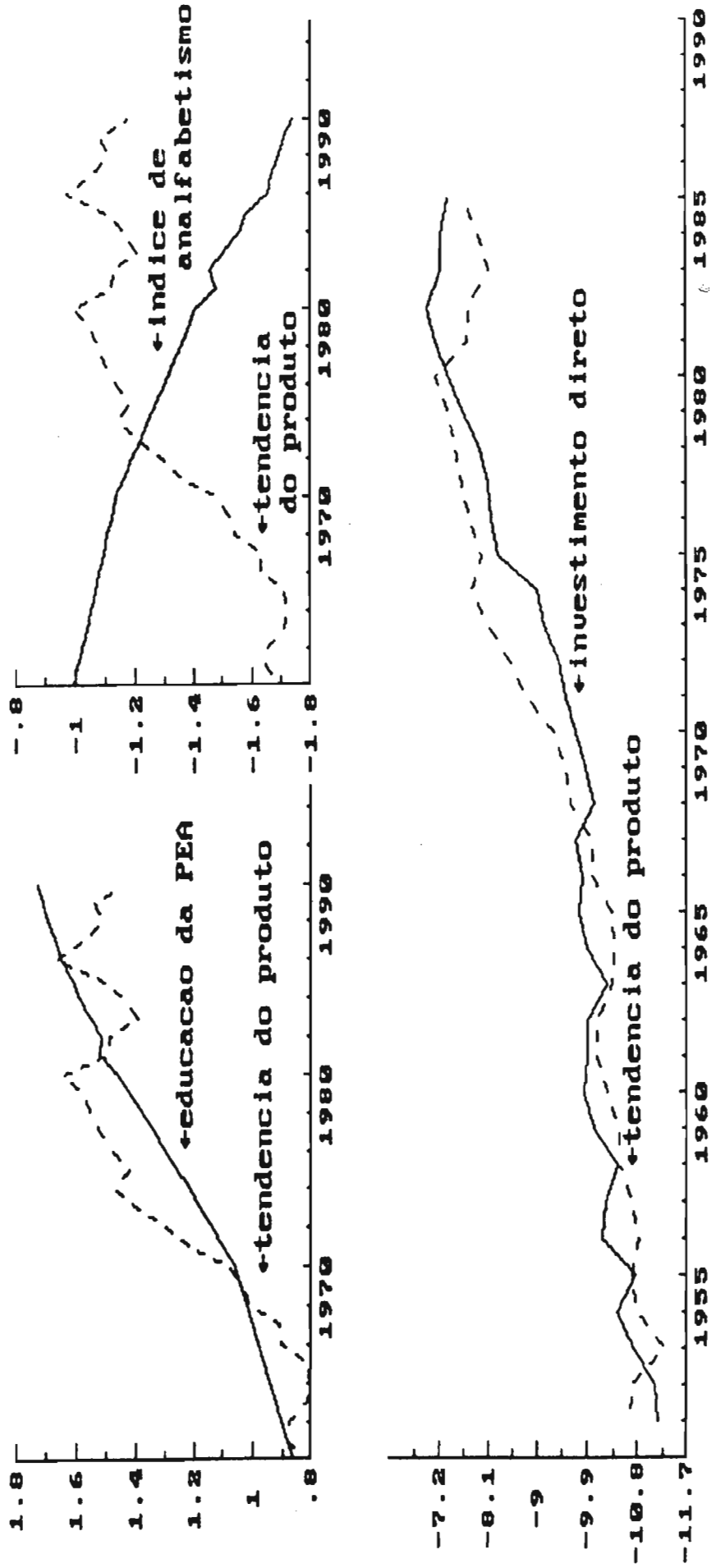


FIGURA 4: Escolaridade Média, Investimento Direto e Taxa de Analfabetismo com Tendência do Produto



## TEXTOS PARA DISCUSSÃO:

- 0322 - AMADEO, E. J. ; SCANDIUZZI, J. C. ; PERO, V. Ajuste empresarial, empregos e tercerização. set. 1994. 36p.
- 0323 - GARCIA, M. G. P. Política monetária, depósitos compulsórios e inflação. set. 1994. 32p.
- 0324 - AMADEO, E. J. ; GONZAGA, G. Inflation and economic policy reform: social implications in Brazil. set. 1994. 21p.
- 0325 - ABREU, M. P. O NAFTA e as relações econômicas brasileiras. set. 1994. 29p.
- 0326 - GARCIA, M. G. P. Avoiding some costs of inflation and crawling toward hyperinflation: the case of the Brazilian domestic currency substitute. dez. 1994. 31p.
- 0327 - ABREU, M. P. ; CARNEIRO, D. D. ; WERNECK, R. L. F. Government and economic growth: a three gap view of the long run prospects of the Brazilian economy. dez. 1994. 33p.
- 0328 - TERRA, M. C. T. Multiple equilibria and protectionism. dez. 1994. 31p.
- 0329 - ABREU, M. P. ; CARNEIRO, D. D. ; WERNECK, R. L. F. Growth and environment trade-offs: three gap simulations for Brazil. dez. 1994. 21p.
- 0330 - GARCIA, M. G. P. Política monetária e cambial: algumas lições do período recente para o real. dez. 1994. 21p.
- 0331 - ABREU, M. P. Trade in manufactures: the outcome of the Uruguay Round and developing country interest. dez. 1994. 23p.
- 0332 - ABREU, M. P. ; CARNEIRO, D. D. ; WERNECK, R. L. F. Brazil: widening the scope for balanced growth. dez. 1994. 36p.
- 0333 - CARNEIRO, D. D. ; GARCIA, M. G. P. Private international capital flows to Brazil. mar. 1995. 41p.
- 0334 - AMADEO, E. J. Contra a inevitabilidade dos paradigmas. maio 1995. 30p.
- 0335 - AMADEO, E. J. ; CAMARGO, J. M. Regulations and flexibility of the labor market in Brazil. maio 1995. 43p.
- 0336 - GARCIA, M. G. P. O financiamento à infra-estrutura e a retomada do crescimento econômico sustentado. junho 1995. 22p.
- 0337 - WERNECK, R. L. F. The changing role of the state in Brazil. julho 1995. 19p.
- 0338 - AMADEO, E. J. International trade, outsourcing and labor: a view from the developing countries. agosto 1994. 33p.
- 0339 - TERRA, M. C. T. Openness and inflation: a new assessment. outubro 1995. 23p.
- 0340 - ABREU, M. P. , BEVILAQUA, Afonso S. Macroeconomic coordination and economic integration lessons for a Western Hemisphere Free Trade Area, nov. 1995 . 32 p.
- 0341 - BEKAERT, g.; GARCIA, M.G. P. ; HARVEY, C.R. The contribution of speculators to effective financial markets. nov. 1995
- 0342 -BEKAERT, g.; GARCIA, M.G. P. ; HARVEY, C.R. The role of capital markets in economic growth. nov. 1995
- 0347 - GONZAGA, G.; SCANDIUZZI, J.C. "How does government wage policy affect wage bargaining in Brazil?" dez. 1995