EDUCAÇÃO, INVESTIMENTOS EXTERNOS E CRESCIMENTO ECONÔMICO: EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS*

João Victor Issler¹

Gustavo M. Gonzaga²

Guilherme C. Marone³

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 que 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 e taxa de analfabetismo da população economicamente ativa. Conclui-se que todas possuem uma relação de longo prazo com o produto potencial, que a elasticidade de longo prazo é não desprezível, mas que, no entanto, o produto potencial é *exógeno forte* (Engle, Hendry e Richard (1983)) para esse grupo de variáveis. À luz desta evidência, discute-se questões de política econômica.

* Os autores agradecem os comentários de dois pareceristas anônimos, Joaquim Pinto Andrade, Pedro C. Ferreira, David Lam, Marco Antonio Mollica, Marcelo Neri, Ricardo Paes de Barros e dos participantes do Congresso da SBE/1995 e da Econometric Society (América Latina) de 1996, onde esse paper foi apresentado. Todos os erros remanescentes são de nossa inteira responsabilidade. João Victor Issler, Gustavo M. Gonzaga e Guilherme C. Marone agradecem ao CNPq pelo auxílio financeiro. Guilherme C. Marone agradece adicionalmente ao Banco da Bahia.

¹ Escola de Pós-Graduação em Economia da Fundação Getúlio Vargas

² Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro

³ University of Chicago

Abstract

Using a sensible permanent/transitory decomposition of private output, consumption, and gross investment, we calculate potential output for the Brazilian economy and show that permanent shocks explain almost 100% of the variation of private GDP. We then investigate if potential output has a long-run relationship with the number of years of schooling of the Brazilian labor force, the illiteracy rate of Brazilian labor force, and with direct foreign investment in Brazil. In all three cases we found non-trivial long-run elasticities. Examining the exogeneity status of these variables, jointly with potential output, shows that the latter is *strongly exogenous* in the sense of Engle, Hendry, and Richard (1983). Policy issues are then discussed.

Palavras-Chave: Decomposição tendência-ciclo, cointegração, educação

Código JEL: C32

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 alii (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)¹. 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 alii (1991), Durlauf (1993) e Issler e Vahid (1995).

Estudos da importância relativa dos choques permanentes são relevantes principalmente devido às implicações de política econômica². Caso o produto seja sensível a choques transitórios, poder-se-ia justificar o uso de políticas econômicas anti-cíclicas, particularmente o uso da política monetária, na redução da variância do produto³. 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

¹ 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.

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

³ 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.

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 fatores de produção; em particular, dos capitais físico e humano. Esses dois fatores, principalmente o primeiro, parecem ter tido efeitos permanentes sobre o produto, que seguiu um padrão de estagnação semelhante ao 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 volatilidade⁴.

O objetivo deste artigo 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 e Taxa de Analfabetismo da força de trabalho. Portanto, o presente estudo complementa a literatura existente, dado que associa choques permanentes, que são empiricamente relevantes no Brasil, a fatores internos e externos potencialmente importantes para o crescimento econômico.

A metodologia usada segue King et alli (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. Logo, amplia-se o conjunto de informação das séries usadas. Como mostram Evans e Reichlin

⁴ 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 deficit fiscal. Logo, falharam no objetivo de redução da incerteza da economia a longo prazo.

(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 permite analisar 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.

Vale também notar que a literatura empírica que estuda o impacto de escolaridade sobre a renda individual usa, na sua quase totalidade, métodos cross-section; e.g., Lam e Schoeni (1993) e Lau et alli (1993). Na maioria dos casos, o uso desses métodos é problemático, pois existe simultaneidade entre o gasto em educação e a renda individual, e nem sempre é possível encontrar instrumentos adequados para se estimar o impacto da educação sobre a renda. Entretanto, o uso de técnicas de cointegração não sofre esse tipo de problema, devido à super-consistência dos estimadores dos vetores de cointegração. Ademais, por “agregar” escolaridade e renda dos indivíduos, os métodos de time-series também levam em conta os efeitos “externos” da educação (fora do âmbito individual), nem sempre considerados nas estimativas individuais.⁵

A seção 2 contém uma breve descrição da metodologia usada na análise dos dados e na identificação dos componentes de tendência e ciclo. 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

⁵ Numa análise de regressão, com dados em cross-section, uma forma simples de se incluir efeitos externos de educação é incluir alguma medida “agregada” de educação. Note que se esta for a mesma para todos os indivíduos na amostra, há um problema de identificação caso a regressão inclua uma constante, dado que ambas são perfeitamente colineares.

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

2. Identificação dos Componentes de Tendência e Ciclo.

A seguir sumariza-se a metodologia de King et alli (1991), usada aqui para calcular a série de tendência do PIB brasileiro (PIB potencial). Esse método impõe basicamente restrições de longo prazo (cointegração) na identificação dos choques permanentes e transitórios. Os parâmetros da forma estrutural nessa metodologia são justamente identificados, porém os choques transitórios e permanentes são ortogonais na forma estrutural. Esse fato, aliado à pouca estrutura imposta na fase de indentificação, fazem desse método um dos mais adequados para a decomposição de variâncias, medindo a importância relativa de choques permanentes vis-a-vis os choques transitórios.

Seja y_t um vetor n -variado de séries $I(1)$ e sua representação Beveridge e Nelson (1981) multivariada dada por:

$$y_t = C(1) \sum_{s=0}^{\infty} \epsilon_{t-s} + C^*(L) \epsilon_t \quad (1)$$

A primeira parcela da expressão (1) é um passeio aleatório multivariado, a qual denomina-se tendência. A segunda é o ciclo, representando a parte estacionária das séries. Cointegração resulta em $C(1)$ ter posto reduzido. Se existem r ($0 \leq r < n$) relações de cointegração, formando as colunas de uma matriz α ($n \times r$), então, necessariamente, $\alpha' C(1) = 0$; ver Engle e Granger (1987). A equação (1) está expressa na sua forma reduzida, dado que Σ , a matriz de covariância dos erros ϵ_t , não é diagonal. A identificação dos parâmetros estruturais do sistema consiste em calcular os parâmetros de uma determinada matriz Γ , não singular, tal que, se possa re-escrever o sistema da seguinte forma:

$$\begin{aligned}
 y_t &= C(1) \Gamma^{-1} \sum_{s=0}^{\infty} \Gamma \epsilon_{t-s} + C^*(L) \Gamma^{-1} \Gamma \epsilon_t \\
 &= R(1) \sum_{s=0}^{\infty} v_{t-s} + R^*(L) v_t,
 \end{aligned} \tag{2}$$

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

Fica claro acima que, tendo estimado os componentes da forma reduzida ($C^*(L)$, $C(1)$ e Σ), os componentes da forma estrutural ($R^*(L)$ e $R(1)$) são facilmente determinados a partir da identificação de Γ . A identificação de Γ , por sua vez, é feita particionando-se v_t em dois componentes ortogonais: ϕ_t , um vetor de $n - r$ choques que têm efeito permanente em y_t e ψ_t , um vetor com os r choques transitórios restantes. A hipótese de que ψ_t não afeta o longo prazo das séries em y_t é fundamental. Tem-se:

$$R(1) = \begin{bmatrix} \omega & 0 \\ n \times (n-r) & n \times r \end{bmatrix}, \tag{3}$$

onde $R(1) v_t = \omega \phi_t = C(1) \epsilon_t$.

A partir de (3), e da estrutura de covariância imposta à $v_t = (\phi_t', \psi_t')'$, conforme acima, King et alli mostram que o sistema relacionando os parâmetros da forma reduzida e estrutural é exatamente identificado. Note, porém, que existe uma diferença fundamental entre a forma estrutural e a reduzida. Na forma estrutural, os choques permanentes e transitórios são identificados e ortogonais. Logo, pode-se calcular funções de resposta a impulso e decomposição de variâncias. Já na forma reduzida, é impossível fazer o mesmo nos moldes usuais, já que, em geral, as inovações de tendência e ciclo são correlacionadas, i.e., ϵ_t e $C^*(L)\epsilon_t - E_{t-1}C^*(L)\epsilon_t$ são correlacionadas.

A estimação do VAR, passo inicial para estimação de (2), 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 aqui usando-se 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 (α') são estimadas seguindo a metodologia de Johansen (1988, 1991), a partir de testes de razão de verossimilhança, usando a tabela 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, o que auxilia a modelagem do ciclo e aumenta a importância relativa dos choques transitórios; ver Evans e Reichlin (1994). A modelagem da tendência generaliza o procedimento adotado por 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, o método de King et al. usa a 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.

De posse da série de produto potencial para a economia brasileira, investiga-se na segunda parte do trabalho a elasticidade desta variável com relação a diversas séries que potencialmente explicam o comportamento do PIB a longo prazo, como o grau de instrução da força de trabalho, o grau de analfabetismo da força

de trabalho, e o Investimento Direto Externo. Claramente, essas elasticidades poderiam ser calculadas usando uma modelagem estrutural, ao invés do simples uso da análise de cointegração. Optou-se pelo segundo método por duas razões: primeiro, a análise de cointegração impõe menos restrições no cálculo dessas elasticidades do que a estimação de um VAR estrutural, e segundo, pelas conhecidas dificuldades do uso da análise de cointegração com sistemas contendo um grande número de séries (Gonzalo e Pitarakis (1994)), o que seria inevitável caso optássemos pela modelagem estrutural incluindo todas essas séries conjuntamente.

3. Descrição e Análise 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 a 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 anos⁶. 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, aos níveis usuais de significância, não é possível rejeitar a hipótese nula da existência de uma raiz unitária em cada uma das três variáveis.

⁶ Como rejeita-se a hipótese de que as séries são $I(2)$, reportamos apenas os testes da existência de uma raiz unitária no polinômio autoregressivo.

FIGURA 1. Investimento, Produto e Consumo: (log) Nível e Primeiras Diferenças

Tabela 1

Testes Augmented Dickey-Fuller

VARIÁVEL	LAGS (p)	t-adf
i_t	4	-0.96
y_t	4	-1.26
c_t	4	-1.06
$i_t - y_t$	4	-1.71
$c_t - y_t$	4	-2.04
Inv. Ext. Direto	4	-1.93
Tx. de Analf. PEA	4	-2.63
Escol. Média PEA	4	-1.70

OBS: p é o número de lags da série. Foram incluídas uma tendência e uma constante em cada regressão. 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, (α') 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 (sem considerar o pré-teste) de testar tais hipóteses, é realizar testes ADF em ambas as razões. A Tabela 1 acima 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 de Cointegração (Johansen (1988, 1991))

Traço	V.CR. (95%)	H_0	λ_{max}	V.CR. (95%)	H_0
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	$r \leq 2$

Antes de aplicar o método de Johansen é necessário estimar a estrutura ótima de lags do VAR. 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 2 contém os resultados das estatísticas do Traço e do Máximo Autovalor. 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 3 abaixo.

Tabela 3

Sub-Espaço de Cointegração Estimado

z_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 no cálculo dos componentes estruturais do modelo. Nossos resultados são robustos à imposição do vetor de cointegração $(1, -1, 0.23)'$. Dada a existência de um vetor de cointegração, têm-se duas tendências comuns às três séries estudadas.

Tabela 4

Decomposição de Variância do Erro de Previsão

	i_t	ll_t	c_t
Passos	% da variância do erro de previsão explicada pelo choque transitório	% da variância do erro de previsão explicada pelo choque transitório	% da variância do erro de previsão explicada pelo choque transitório
1	7	3	2
2	5	2	2
3	3	2	1
4	2	0	0
5	2	1	0
10	1	0	0
20	1	0	1
30	1	0	0
40	0	0	0
infinito	0	0	0

FIGURA 2. Decomposição Tendência-Ciclo

A figura 2 apresenta as variáveis em nível, juntamente com as suas respectivas componentes de tendência e ciclo. É interessante notar que a série de produto praticamente se confunde com sua tendência, o que sugere que a influência do ciclo parece ser bastante restrita. A Tabela 4 apresenta a decomposição de variância do erro de previsão. Note que 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, onde os choques transitórios têm notória importância para o investimento; e.g. em King et alli (1991), choques transitórios explicam aproximadamente 70% e 60% da variância do investimento nos horizontes de um e quatro anos à frente respectivamente. Uma possível interpretação desse resultado é a de que, no Brasil, um dos fatores determinantes do crescimento a longo prazo tem sido a acumulação de fatores de produção, nesse caso o capital. De fato, as maiores taxas de crescimento da economia brasileira registraram-se na década de 70, quando a razão investimento-produto atingiu o seu pico histórico. Já nas nações desenvolvidas, e em particular nos EUA, o crescimento do produto é mais influenciado pelo crescimento da produtividade do que dos fatores de produção, e.g. Solow (1957).

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, muito pelo contrário, 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. Exogeneidade e Elasticidades Educação e Investimento Externo do Produto Potencial.

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. Discute-se também, questões de exogeneidade com relação ao produto potencial. Usa-se a tipologia de exogeneidade descrita em Engle, Hendry e Richard (1983).

As variáveis utilizadas nesta etapa do trabalho foram: Investimento Externo Direto, que é uma medida de credibilidade externa do país e da contribuição externa à acumulação interna de capital físico; 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)," possuindo 38 observações anuais a partir de 1947. Essa série foi deflacionada pelo índice de preços por atacado dos EUA, e expressa em termos per-capita. Como proxy da escolaridade, foi utilizado o número médio de anos completos de estudo pelos integrantes da PEA. Juntamente com a Taxa de Analfabetismo, ambas

possuem observações de 1960 a 1990. As observações pontuais, para os anos de 1960 e de 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 que equivale à interpolação linear em logs).

A interpolação usada nas séries que medem a qualidade de educação, taxa de analfabetismo e nível médio de escolaridade da PEA, merece um comentário. Ao usar a análise de cointegração, é preferível trabalhar com uma série de “span” relativamente longo vis-a-vis uma de frequência relativamente alta; ver a discussão em Perron (1995) para os testes de raiz unitária. Apesar da interpolação implicar na “construção” de quase 2/3 dos dados, ela gera um “span” de mais de trinta anos para as séries em questão, o que é certamente preferível a trabalhar com apenas doze anos de dados anuais sem interpolação. Ademais, como variáveis desse tipo têm um comportamento bastante suave, com poucas flutuações cíclicas, a interpolação linear em logs deve ser uma aproximação satisfatória para o seu comportamento efetivo.

A figura 3 mostra o gráfico de cada uma destas variáveis junto à tendência do produto (na mesma escala). A Tabela 1 mostra os resultados dos testes ADF, seguindo-se o mesmo procedimento já descrito na seção 3.

Testou-se, usando VAR's bi-variados, se o produto potencial cointegra com cada uma das variáveis listadas acima, pelo método de Johansen. Aplicando-se os mesmos critérios descritos acima, escolheu-se uma defasagem em cada um dos VAR's. Todas as séries testadas possuem uma relação de longo prazo com o produto potencial brasileiro; ver Tabela 5. Ademais, as elasticidades estimadas têm o sinal esperado. Vale notar que a modelagem dos componentes determinísticos é fundamental para a avaliação do posto de cointegração para o VAR contendo o Investimento Externo e a Taxa de Analfabetismo da PEA. Usando o VAR com a constante restrita,

FIGURA 3: Produto Potencial e Escolaridade Média da PEA, Investimento Externo Direto, e Taxa de Analfabetismo da PEA

Tabela 5

Testes de Cointegração com o Produto Potencial

Série	H_0	λ_{max}	Traço	Elasticidade Estimada	Teste χ^2 de Restr. dos Comp. Determ. (p-value)	Exog. Forte do PIB Potencial (p-value)	Exog. Forte da Série (p-value)
Tx. Escolaridade da PEA	$r = 0$ $r \leq 1$	20.08** 2.09	22.17** 2.09	0.466		0.562	0.0000**
Investimento Direto	$r = 0$ $r \leq 1$	20.79** 2.56	23.35** 2.56	0.159	Constante 0.118	0.228	0.0001**
Tx. Analfabetismo da PEA	$r = 0$ $r \leq 1$	37.51** 3.77	41.28** 3.77	-0.215	Constante 0.077	0.302	0.0000**

Notas: O teste de cointegração usado é o de Johansen (1988, 1991). Em cada um dos casos, estima-se um VAR bi-variado contendo o PIB potencial e uma das séries acima. Nos VAR's do Investimento Direto Externo e da Taxa de Analfabetismo da PEA, testou-se a restrição de que a constante esteja restrita apenas ao vetor de cointegração. Os testes de Exogeneidade Forte (significância do coeficiente de ajuste), que inclui Exogeneidade Fraca e Não-causalidade de Granger, foram feitos em ambos os sentidos. Um asterisco (*) denota significância a 5% e dois asteriscos (**) a 1%.

chega-se a um vetor de cointegração, ao passo que, se usarmos a constante irrestrita, chega-se a conclusão que não há cointegração para a Taxa de Analfabetismo, e que há um vetor de cointegração a 15% para o Investimento Externo. Obviamente, pode-se comparar os modelos restrito e irrestrito, usando-se o teste de razão de verossimilhança proposto em Johansen (1991). Condicional a $r=1$, esse teste aceita o modelo restrito à níveis de significância usuais, embora o caso da Taxa de Analfabetismo seja fronteiroço. Logo, conclui-se que há cointegração entre cada uma das séries estudadas e o produto potencial.

As elasticidades estimadas têm o sinal esperado e não são desprezíveis do ponto de vista econômico. Esse resultado é particularmente forte para a Taxa de Escolaridade média da PEA, com uma elasticidade estimada de 47%. Por exemplo, de acordo com Amadeo et alli (1993), quando os dados permitem comparação, 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 iguale-se à média da América Latina, o produto privado per-capita crescerá em aproximadamente 40% a longo prazo, representando um aumento expressivo na renda e bem-estar do país.⁷

A estimativa da elasticidade-educação do PIB potencial aqui encontrada pode ser comparada à estimativas obtidas usando-se métodos cross-section com dados brasileiros, e.g., Lam e Schoeni (1993) (estimativas dos retornos de escolaridade, i.e., a semi-elasticidade da educação vis-a-vis o salário) e Lau et alli (1993) (esti-

⁷ 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 compete por estes. Inclui ademais a estabilidade macroeconômica, com um papel importante para os planos de estabilização da inflação a longo prazo.

mativa da elasticidade usando a relação entre educação e crescimento numa função de produção). No primeiro estudo, os retornos da educação foram estimados entre 10% e 15%, controlando para algumas ou todas as “background variables” respectivamente (Lam e Schoeni, Tabela 3, p. 728). Como estes são os valores da semi-elasticidade, deve-se multiplicá-los pelo número médio da escolaridade para obter um intervalo para a elasticidade. Para o ano em questão (1982), a escolaridade média da amostra é 4.34 anos, que nos dá a elasticidade-escolaridade, com relação à renda do trabalho, variando entre 43% e 65%. Como no Brasil a renda do trabalho é, para as estimativas mais altas, aproximadamente 40% da renda total, tem-se um efeito total entre 17.2% e 26%, portanto, bem abaixo de nossa estimativa de 47%. Quando comparamos nossos resultados aos de Lau et alli (1993) as divergências também são altas, dado que, naquele estudo, encontrou-se uma elasticidade-escolaridade, com relação ao PIB, de aproximadamente 20%.

As estimativas por OLS em cross-section sofrem de dois problemas. Primeiro, pode existir simultaneidade entre a renda e a escolaridade. Nesse caso, OLS gera estimativas inconsistentes. Entretanto, é bem provável que o estimador da elasticidade com os dados em cross-section esteja superestimando o parâmetro verdadeiro, e não o contrário. Em segundo lugar, as estimativas cross-section desconsideram “efeitos externos” sobre o produto agregado, dado que medem apenas o impacto da educação individual sobre a renda individual, não levando em conta os efeitos da educação agregada. Um dos problemas é a identificação dos efeitos externos já que a educação agregada e a constante são perfeitamente correlacionadas. De qualquer forma, é interessante notar que as constantes são todas positivas e significativas nas regressões apresentadas em ambos os estudos. Concluimos, portanto, que as diferenças entre as estimativas *cross-section* e *time-series* da elasticidade-escolaridade do produto devem-se aos efeitos externos da educação.

Finalmente, investiga-se a exogeneidade (fraca e forte) dessas séries com relação ao produto potencial usando a tipologia descrita

em Engle, Hendry e Richard (1983). Usa-se aqui o método de testar a significância do termo de ajuste do vetor de cointegração. Num VAR de ordem um (encontrada nos três casos) esse teste verifica a condição suficiente para a exogeneidade fraca e forte simultaneamente; ver Banerjee et alii (1993, pp. 288-291). Os resultados surpreendem, dado que o produto potencial é fortemente exógeno para os parâmetros de interesse nos três casos. Essa evidência se mantém quando usamos o PIB no lugar do PIB potencial. Note que o teste usado é o de Exogeneidade Forte, que inclui a não-causalidade de Granger (precedência temporal) e a Exogeneidade Fraca (validade da inferência condicional). Portanto, os resultados são mais fortes que os usuais testes de precedência temporal encontrados na literatura de time series.

Deve-se notar que o conceito mais relevante para o uso da escolaridade como variável de política econômica é o de super exogeneidade, que envolve exogeneidade fraca e invariância estrutural do modelo condicional. Testes de super exogeneidade não são tentados com a base de dados atual, principalmente devido às quebras estruturais que a interpolação causa nos dados de escolaridade e analfabetismo. Entretanto, como o PIB potencial é fracamente exógeno para essas duas séries, e não vice-versa, pode-se afirmar que tanto a escolaridade quanto o analfabetismo não são Super Exógenos para os parâmetros de interesse nas suas respectivas equações envolvendo o PIB potencial.

Do ponto de vista teórico, se o PIB potencial é exógeno, para afetá-lo usando a escolaridade, o analfabetismo, e os investimentos externos, necessita-se de uma mudança nas respectivas funções de densidade bi-variadas destas variáveis e do PIB potencial. Isso provavelmente requer mudanças “estruturais” no sistema educacional brasileiro e no “sistema de incentivos” ao Investimento Externo no Brasil. Portanto, o uso dessas variáveis como instrumentos de política de crescimento somente seria possível atendidas essas “mudanças estruturais.” Do ponto de vista empírico, deve-se notar que a evidência de exogeneidade forte do PIB potencial com relação

às variáveis de educação e ao Investimento Externo não pode ser dissociada da amostra usada, podendo ser revertida futuramente dependendo das condições vigentes.

5. Conclusão e Sugestões.

Este trabalho apresenta uma aplicação para dados agregados brasileiros do modelo de tendências estocásticas comuns proposta em King et alli (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 pela média dos anos completos de estudo da PEA e pela taxa de analfabetismo, e com o nível dos Investimentos Externos Diretos, respectivamente. Mostra-se que o ganho potencial de uma política educacional que melhore a qualidade da força de trabalho é não-trivial. 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.

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. Apesar disso, devido à exogeneidade do PIB potencial, fomentar a educação e o Investimento Externo talvez não seja tarefa simples, e pode requerer uma dose de crescimento prévio.

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. Ademais, a questão da exogeneidade do PIB potencial deve ser melhor investigada, tentando-se evitar o uso de amostras interpoladas.

Submetido em Agosto de 1995. Revisado em Agosto de 1996.

Referências

- Amadeo, E. et alli. 1994. "Ajuste Estrutural e Flexibilidade do Mercado de Trabalho no Brasil." In *Perspectivas Econômicas Brasileiras* 2. Rio de Janeiro: IPEA, 1993.
- Banejee, A.; Dolado, J.J.; Galbraith, J.W. & Hendry, D.F. 1993. "Co-Integration, Error Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data." Oxford: Oxford University Press.
- Beveridge, Stephen & Nelson, Charles R. 1981. "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* 7 (2): 151-174.
- Blanchard, Olivier Jean & Quah, Danny. 1989. "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances." *American Economic Review* 79 (4): 655-673.
- Campbell, J.Y. & Mankiw, N.G. 1987. "Permanent and Transitory Components in Macroeconomic Fluctuations." *American Economic Review* 77: 111-117.
- Cribari-Neto, F. 1993a. "The Cyclical Component of Brazilian GDP." *Revista de Econometria* 13 (1): 1-22.
- Cribari-Neto, F. 1993b. "Unit Roots, Random Walks, and the Sources of Business Cycles." *Revista Brasileira de Economia* 47 (3): 399-423.

- Durlauf, S.N. 1993. "Time Series Properties of Aggregate Output Fluctuations." *Journal of Econometrics* **56**: 39–56.
- Engle, R. & Issler, J.V. 1993. "Common Trends and Common Cycles in Latin America." *Revista Brasileira de Economia* **47** (2): 149–177.
- Engle, R.F.; Hendry, D.H. & Richard, J.F. 1983. "Exogeneity." *Econometrica* **51**: 277–304.
- Engle, R.F. & Granger, C.W.J. 1987. "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing." *Econometrica* **55**: 251–276.
- Evans, G. & Reichlin, L. 1994. "Information Forecast and Measurement of the Business Cycle." *Journal of Monetary Economics* **33** (2): 233–254.
- Gonzalo, J. & Pitarakis, J.Y. 1994. "Cointegration Analysis in Large Systems." Working Paper: Boston University.
- Issler, J.V. & Vahid, F. 1995. "Common Cycles in Macroeconomic Aggregates." Working Paper: Graduate School of Economics-EPGE, Getulio Vargas Foundation, Rio de Janeiro.
- Johansen, Soren. 1988. "Statistical Analysis of Cointegration Vectors." *Journal of Economic Dynamics and Control* **12** (2/3): 231–254.
- Johansen, Soren. 1991. "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models." *Econometrica* **59** (6): 1551–1580.
- King, Robert G.; Plosser, Charles I. & Rebelo, Sergio T. 1988. "Production, Growth and Business Cycles: II. New Directions." *Journal of Monetary Economics* **21** (2/3): 309–342.
- King, Robert G.; Plosser, Charles I. & Rebelo, Sergio T. 1988. "Production Growth And Business Cycles: I. The Basic Neoclassical Model." *Journal of Monetary Economics* **21** (2/3): 195–232.

- King, Robert G.; Plosser, Charles I.; Stock, James H. & Watson, Mark W. 1991. "Stochastic Trends and Economic Fluctuations." *American Economic Review* 81 (4): 819-840.
- Lam, David & Schoeni, Robert F. 1993. "Effects of Family Background on Earnings and Returns to Schooling: Evidence from Brazil." *Journal of Political Economy* 101: 710-740.
- Lau, L.; Jamison, D.T.; Liu, S.C. & Rivkin, S. 1993. "Education and Economic Growth: Some Cross-Sectional Evidence from Brazil." *Journal of Development Economics* 41: 45-70.
- Lima, E.C.R.; Lopes, H.F.; Moreira, A.R.B. & Pereira, P.V. 1995. "Tendência Estocástica do Produto: Efeito de Flutuações da Produtividade e Taxa de Juros Real." *Pesquisa e Planejamento Econômico*, a sair.
- Lima, E.C.R.; Migon, H.S. & Lopes, H.F. 1993. "Efeitos Dinâmicos dos Choques de Oferta e Demanda Agregada sobre o Nível de Atividade Econômica do Brasil." *Revista Brasileira de Economia* 47 (2): 177-205.
- Mellander, E.; Vredin, A. & Warne, A. 1992. "Stochastic Trends and Economic Fluctuations in a Small Open Economy." *Journal of Applied Econometrics* 7 (4): 369-394.
- Nelson, C.R. & Plosser, C.I. 1982. "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series." *Journal of Monetary Economics* 10: 139-162.
- Osterwald-Lenum, Michael. 1992. "A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistic: Four Cases." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 54 (3): 461-472.
- Solow, R. 1957. "Technical Change and the Aggregate Production Function." *Review of Economics and Statistics* 39: 312-320.
- Perron, P. 1995. "Lecture Notes." mimeo: Université de Montréal.
- Vahid, F. & R.F. Engle. 1993. "Common Trends and Common Cycles." *Journal of Applied Econometrics* 8 (4): 341-381.

- Warne, A. 1991. "A Common Trends Model: Identification, Estimation and Asymptotics." mimeo.
- Watson, M.W. 1986. "Univariate Detrending Methods with Stochastic Trends." *Journal of Monetary Economics* 18: 49–75.