

# PIB *per capita* e Seus Principais Determinantes de Longo Prazo no Brasil: 1962-2003\*

Leonardo Bornacki de Mattos\*\*  
Fátima Marília Andrade de Carvalho\*\*\*  
Francisco Carlos Cunha Cassuce\*\*\*\*

Sumário: 1. Introdução; 2. Estudos Relacionados com o Comportamento do PIB Brasileiro; 3. Metodologia; 4. Resultados e Discussões; 5. Conclusão

Palavras-chave: Crescimento econômico. Capital físico e humano. Investimento direto estrangeiro. Abertura comercial. Co-integração.

Códigos JEL: O11; O40; C32

Este estudo objetivou identificar a relação de longo prazo entre PIB *per capita* brasileiro e variáveis representativas de capital humano, estoque de capital físico e a forma pela qual o Brasil se relaciona comercialmente com o resto do mundo. Os resultados indicaram relação de equilíbrio de longo prazo entre PIB *per capita*, capital físico, capital humano, ingresso dos investimentos diretos estrangeiros e abertura da economia no Brasil. Significativos investimentos em capital físico e, principalmente, em educação devem ser realizados, para que o Brasil permaneça na expectativa de acréscimo na renda *per capita* da sua população.

The objective of this paper was to identify the long run relationship among Brazilian per capita GDP, human capital, physical capital, and variables related to the Brazilian trade. The results indicated the existence of a long run equilibrium relationship among per capita GDP, physical capital, human

---

\* Artigo recebido em abril 2006 e aprovado em set. 2006.

\*\* Doutorando em Economia Aplicada pelo Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa. Bolsista do CNPq. E-mail: leobornacki@yahoo.com.br.

\*\*\* Professora do Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa. E-mail: fmac@ufv.br.

\*\*\*\*Doutorando em Economia Aplicada pelo Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa. E-mail: fccassuce@yahoo.com.br.

capital, foreign direct investments, and openness of the Brazilian economy. Significant investments in physical capital and, especially, in education are necessary to improve the per capita income of the Brazilian population.

## 1. Introdução

Após ocupar posição de destaque nas décadas de 1950 e 1960 e de não ter sido motivo de tanta preocupação por parte dos economistas nos anos 1970, a teoria do crescimento econômico voltou à pauta nos anos 1980, sobretudo a partir dos trabalhos desenvolvidos por Paul Romer e Robert Lucas, nos quais se destacaram a economia das “idéias” e do capital humano (JONES, 2000).

Cardoso (1997) afirmou ainda que a preocupação com a teoria e com os modelos econômicos, que têm sido desenvolvidos nos estudos, está concentrada na explicação do crescimento econômico de longo prazo.

De acordo com Ferreira e Issler (1997), o PIB de uma economia apresenta dois tipos de movimentos: os de curto prazo ou de ciclo, que são as flutuações que ocorrem mês a mês, ano a ano, e estão relacionadas com choques transitórios, e os de longo prazo, ou de tendência, que estão relacionados com choques permanentes e são objeto de estudo das teorias de crescimento econômico.

Segundo Gonzaga et al. (1995), uma das mais robustas evidências empíricas da economia brasileira, no período pós-guerra, é a importância relativa dos choques permanentes na explicação da variância do produto em períodos típicos de ciclos econômicos. A partir da utilização de um método multivariado de decomposição tendência-ciclo para estimar o produto potencial brasileiro e investigar a importância relativa de choques permanentes e transitórios, o autor concluiu que os choques transitórios ao produto são praticamente irrelevantes, quando comparados aos permanentes.<sup>1</sup> As

---

<sup>1</sup> No horizonte de um ano, os choques transitórios explicam apenas 3% da variância do produto privado, enquanto os permanentes, no mínimo 93% de sua variância (GONZAGA, 1995).

implicações desse resultado são que, primeiro, políticas econômicas anticíclicas, que controlam os choques transitórios (ex.: políticas monetárias de controle da demanda agregada), têm eficácia extremamente restrita; segundo, dado que os choques permanentes são importantes, é fundamental investigar os determinantes econômicos dos choques de longo prazo sobre o produto.

Numa economia com tal característica, conforme argumentaram Ferreira e Issler (1997), o PIB e o produto potencial caminham juntos, e o ciclo é mínimo. Assim, o que importa são o produto de longo prazo e os fatores que o influenciam, como educação, infra-estrutura, entre outros.

Dessa forma, este estudo objetivou identificar de que forma os fatores que influenciam o PIB brasileiro no longo prazo podem contribuir para que o país apresente maiores taxas de crescimento econômico, comparativamente às apresentadas nas últimas duas décadas. Especificamente, pretendeu-se determinar de que maneira o produto de longo prazo se relaciona com o nível de educação, capital físico, investimentos externos no Brasil e abertura comercial da economia brasileira.

Outros estudos, como o de Gonzaga et al. (1995), já analisaram a importância dos investimentos externos (comércio internacional) para o crescimento. Entretanto, como as análises se estenderem apenas até 1984, as informações importantes referentes aos anos posteriores não foram consideradas, principalmente as da década de 1990, quando se intensificou o processo de abertura da economia brasileira.

## **2. Estudos Relacionados com o Comportamento do PIB Brasileiro**

No que concerne à importância relativa dos choques permanentes para explicar a variância do produto, alguns autores, ao utilizarem metodologias econométricas diferentes, chegaram a conclusões semelhantes às de Gonzaga *et al.* (1995). Cribari-Neto (1993), ao empregar

o método univariado proposto por Beveridge e Nelson (1981), concluiu que a componente transitória do produto é, senão zero, muito próxima disso, já que o PIB se comporta como um passeio aleatório.

Lima et al. (1995) investigaram de que forma os períodos de estagnação e expansão da economia brasileira podem ser explicados por dois tipos de choques exógenos e persistentes: um de juro real e outro de produtividade. Ao utilizarem a metodologia econométrica de King et al. (1991) e Mellander et al. (1992), esses autores concluíram que o PIB brasileiro possui tendência do tipo estocástica, que é influenciada pelos dois tipos de choques por eles investigados. Outra conclusão é a de que um choque positivo de juro real afetaria a composição do produto, ao reduzir a relação investimento/PIB.

O estudo que se concentrou na análise da tendência do PIB brasileiro foi o de Fava e Cati (1995), que procuraram investigar a natureza da tendência do produto, se estocástica ou determinística, utilizando a série do PIB brasileiro referente ao período 1900-93. A partir dos testes de raiz unitária de Dickey-Fuller e dos testes de raiz unitária propostos por Perron (1989 e 1993), o *Additive Outlier Model* (AO) e o *Innovational Outlier Model* (IO), essas autoras encontraram evidências de que o PIB brasileiro não seguiu tendência estocástica até o ano de 1980, o que passou a ocorrer a partir da crise econômica do início da década de 1980.

Gonzaga et al. (1995), após estimarem o produto potencial brasileiro e chegarem à conclusão sobre a significativa importância dos choques permanentes para explicar variações no produto, procuraram identificar os determinantes dos choques de longo prazo no Brasil e apresentar estimativas para suas elasticidades. Buscaram, portanto, fatores que tivessem tendência comum com o produto potencial. A investigação concentrou-se nas relações de longo prazo entre educação, investimentos externos e crescimento econômico.

Em tal estudo, foi realizada uma análise de co-integração a partir dos procedimentos de Johansen (1988) e Johansen e Juselius (1990). Como medidas para qualificação da força de trabalho foram utilizadas a taxa de escolaridade média da população economicamente ativa (PEA),

representada pelo número médio de séries completas por seus integrantes,<sup>2</sup> e a taxa de analfabetismo da PEA, a partir de dados anuais de 1960 a 1990. Também foram utilizados dados de investimento externo direto, no período de 1947 a 1984, como medida da credibilidade externa do país. Esses autores concluíram que, com exceção da taxa de analfabetismo, as séries testadas possuíam relação de longo prazo com o produto potencial brasileiro.

O trabalho de Tonini (2003), que teve suporte teórico no modelo de crescimento econômico expandido de Solow, avaliou empiricamente os efeitos dos níveis de investimentos em educação (número de matrículas no segundo grau), como representação do estoque de capital humano, e da ampliação do estoque de capital físico sobre o crescimento econômico brasileiro, no período de 1975 a 2000. Esse autor mostrou que, no período estudado, os investimentos nessas duas variáveis foram baixos, o que ratifica as inexpressivas taxas de crescimento da economia brasileira, especialmente na década de 1980. Ao proceder à análise da decomposição da variância dos erros de previsão, por meio de um modelo de correção de erro vetorial (VEC), Tonini (2003) concluiu que as variações no PIB são fortemente influenciadas pelas variações em capital físico e humano. Entretanto, em razão do suporte teórico utilizado, o referido trabalho não abordou outros fatores que pudessem apresentar tendência em comum com o PIB brasileiro, como, por exemplo, investimentos externos, progresso tecnológico e abertura da economia.

### 3. Metodologia

#### 3.1. Referencial Teórico

Segundo Cardoso (1997), há basicamente quatro fatores responsáveis por conduzir os países ao crescimento:

---

<sup>2</sup> As observações referentes aos anos de 1961 a 1969 e de 1971 a 1979 foram determinadas a partir da realização de uma interpolação exponencial dos valores referentes aos anos de 1960, 1970 e 1980.

a) Acumulação de capital físico, para a qual são necessários, além de regras estáveis que garantam que o poupador se beneficie de sua poupança no futuro, um sistema tributário razoável, que estimule a poupança, e um sistema jurídico, capaz de assegurar a internalização dos benefícios de determinada tecnologia por parte de seu inventor;

b) Acumulação de capital humano, que é resultante do investimento em educação de boa qualidade;

c) Acumulação de tecnologia, para a qual são necessárias a garantia da propriedade intelectual e leis de patentes;

d) Funcionamento das instituições do país.

Em análise sobre os propulsores do crescimento econômico, Cardoso (1997) enfatizou a importância da economia aberta. Para esse autor, há forte associação da acumulação do capital tecnológico com a economia aberta e crescimento, uma vez que a proteção da indústria local, por meio de barreiras e taxas alfandegárias, desestimula o investimento por parte dos empresários. O comércio internacional, desta forma, deve ser visto como um estímulo ao investimento e à adoção de tecnologia. Além disso, a atração de multinacionais traz consigo tecnologia, máquinas e instalações de novas firmas menores à sua volta. Quando um país opta por se fechar, abdica-se de todas as externalidades positivas decorrentes do comércio internacional.

Ferreira e Issler (1997) ressaltaram a diferença existente entre as mudanças de longo prazo do PIB, que são objeto de estudo das teorias de crescimento econômico, e as de curto prazo, que estão posicionadas no campo da Macroeconomia. No longo prazo, as alterações no PIB são influenciadas, principalmente, pela acumulação dos fatores de produção capital e trabalho, pelas externalidades que conduzem às maiores produtividades marginais, pela estabilidade econômica de longo prazo, pela educação e pelos investimentos em capital humano. No curto prazo, as mudanças do PIB estão relacionadas com taxas de juros e controle da moeda e com políticas fiscais de curto prazo.

### 3.2. Método de Estimação

Para determinar a relação existente entre o PIB *per capita* do Brasil, no período 1962-2003, e seus principais determinantes, usou-se a técnica de co-integração, especificamente da metodologia proposta por Johansen (1988) e Johansen e Juselius (1990).

A opção por tal metodologia pode ser justificada, principalmente, pelas propriedades estatísticas das séries temporais das variáveis analisadas, que são séries não-estacionárias.<sup>3</sup> O conceito de co-integração, que foi introduzido por Engle e Granger (1987), permite que regressões que abrangem séries não-estacionárias sejam realizadas sobre seus níveis, sem que se incorra no problema da regressão espúria, além de não ser perdida informação alguma de longo prazo, o que ocorre quando são utilizadas séries diferenciadas.<sup>4</sup>

A segunda justificativa para essa escolha pode ser devido ao fato de tal metodologia tratar todas as variáveis como endógenas, eliminando, assim, a possibilidade do viés de simultaneidade, geralmente presente em equações que incluem variáveis macroeconômicas, o que acontece no presente estudo.<sup>5</sup>

Tal metodologia consiste em, na primeira etapa, estimar o(s) vetor(es) de co-integração a partir da modelagem de um vetor auto-regressivo (VAR) e, na segunda, estimar um mecanismo de correção de erros (MCE) com vetor de co-integração.

### 3.3. Modelo Econométrico

O modelo econométrico a ser estimado segue a seguinte especificação:

---

<sup>3</sup> Os testes de estacionariedade são apresentados na seção 4.1.

<sup>4</sup> Uma discussão sobre o conceito de co-integração pode ser obtida em Enders (1995).

<sup>5</sup> Por exemplo, Tsai (1994), citado por Nonnenberg e Mendonça (2004), já havia constatado a simultaneidade entre os investimentos diretos estrangeiros e o crescimento do PIB.

$$\Delta X_t = \alpha \beta' X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \Gamma_i \Delta X_{t-i} + A_0 + \varepsilon_t, \quad (1)$$

em que  $\alpha$  é a matriz dos coeficientes de ajustamento, cujos elementos indicam a velocidade de ajustamento de cada variável a desequilíbrios no curto prazo;  $\beta$ , matriz de parâmetros (coeficientes) de co-integração;  $A_0$ , vetor ( $n \times 1$ ) de constantes;  $\varepsilon_t$ , vetor ( $n \times 1$ ) de termos de erro com  $\varepsilon_t \sim IN(0, \Omega)$ ;  $t$ , tempo, medido em anos; e  $X_t$ , vetor composto pelas seguintes variáveis endógenas:

$PIB_t$ : PIB *per capita* do Brasil, medido em R\$, a preços constantes de 2003;

$KF_t$ : formação bruta de capital fixo *per capita*, medida em R\$, a preços constantes de 2003<sup>6</sup>;

$MAT_t$ : número de matrículas no ensino superior, medido em matrículas por mil habitantes, que representa a parcela da população que se dedica à qualificação da mão-de-obra (capital humano);

$IDE_t$ : investimentos diretos estrangeiros *per capita* no Brasil, medido em R\$, a preços constantes de 2003;

$OPEN_t$ : variável *proxy* para o grau de abertura comercial da economia brasileira, elaborada da seguinte forma:  $(M_t + X_t) / PIB_t$ , em que  $M_t$  e  $X_t$  são os valores das importações e exportações brasileiras,

---

<sup>6</sup> Além da formação bruta de capital fixo, tentou-se também utilizar o estoque de capital fixo (máquinas e equipamentos) como *proxy* para o estoque de capital do Brasil. Entretanto, essa série é integrada de segunda ordem [I(2)] e, se utilizada, traria sérias restrições à análise econométrica.



respectivamente, e  $PIB_t$ , valor do Produto Interno Bruto brasileiro, sendo as três variáveis medidas em R\$ milhões, a preços constantes de 2003.

Tendo em vista que as variáveis possuem unidades de medidas diversificadas, suas séries temporais foram transformadas em números-índices, definindo-se o ano de 2003 como base. Foram tomados os logaritmos naturais de todas as variáveis anteriormente especificadas.

A hipótese é de que a variável  $PIB_t$  tenha respondido, positivamente, a aumentos em todas as variáveis explicativas do modelo.

### 3.4. Fonte de Dados e Operacionalização do Modelo

Os dados do PIB brasileiro são referentes à série histórica do PIB a preços de mercado, cuja fonte foi o Sistema de Contas Nacionais do IBGE (2005a). Os dados do PIB *per capita* brasileiro foram elaborados pelo IPEA (2005) e calculados a partir da população residente em 1º de julho. Os valores referentes ao ingresso dos investimentos diretos estrangeiros no Brasil, às importações e às exportações brasileiras foram obtidos do Banco Central do Brasil (BCB, 2005); o número de matrículas no ensino superior, do Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (INEP, 2005); e os valores referentes à formação bruta de capital fixo foram retirados do Sistema de Contas Nacionais Consolidadas do IBGE (2005b).

Todos os dados são anuais e cobrem o período de 1962 a 2003. Os gráficos de todas as séries são apresentados ao final do artigo (anexos e apêndices).

Para operacionalização do modelo foi utilizado o *software* econométrico EViews4.

## 4. Resultados e Discussões

### 4.1. Teste de Raiz Unitária

A utilização do conceito de co-integração só se justificará se as séries analisadas forem não-estacionárias. Portanto, o primeiro procedimento foi a realização dos Testes de Raiz Unitária de Dickey-Fuller (DF) e de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), cujos resultados são apresentados na Tabela A.1. Para as séries em nível, apenas para  $MAT_t$  pode-se rejeitar a presença de raiz unitária, a 1% e 5% de significância. Assim, com exceção de  $MAT_t$ , que é estacionária em torno de uma tendência determinística, todas as demais séries contêm uma raiz unitária, ou seja, uma tendência estocástica.<sup>7</sup> Entretanto, a determinação da ordem de integração das variáveis requer que seja testada a presença de mais de uma raiz unitária nessas séries, para o qual se utiliza o procedimento proposto por Dickey e Pantula (1987).<sup>8</sup>

Para a especificação dos termos determinísticos a serem incluídos nas equações de teste, seguiu-se o procedimento indicado por Lütkepohl e Krätzig (2004). Segundo esses autores, se uma tendência linear for necessária para o teste na série em nível ( $y_t$ ), apenas uma constante deve ser incluída no teste para a primeira diferença ( $\Delta y_t$ ), enquanto se apenas uma constante for utilizada no teste para  $y_t$ , nenhum termo determinístico é necessário no teste para  $\Delta y_t$ . Fava (2000), citando Dickey e Pantula, destacou que a constante deve estar sempre presente no último passo do procedimento de teste, dado que as séries econômicas, em sua maioria, ou são não estacionárias ou têm média diferente de zero. Adotou-se a hipótese de que a ordem de integração das variáveis seja, no máximo, igual a dois [I(2)]. Os resultados do teste de Dickey e Pantula estão na Tabela 1.

---

<sup>7</sup> Stock e Watson (2004) ressaltaram que raramente pode-se ter certeza de que uma série possui ou não uma tendência estocástica, devido ao baixo poder dos testes de raiz unitária, principalmente em amostras pequenas.

<sup>8</sup> Tal procedimento encontra-se descrito, por exemplo, em Enders (1995) e Fava (2000). Esta última autora apresentou, também, as restrições ao uso do teste ADF em diferenças sucessivas das séries.

**Tabela 1****Teste de Raiz Unitária de Dickey e Pantula para as séries  $PIB_t$ ,  $KF_t$ ,  $MAT_t$ ,  $IDE_t$  e  $OPEN_t$ , 1962-2003**

Série	Hipótese nula	Estatística	Valores críticos	
			1%	5%
$PIB_t$	2 raízes unitárias	-3,362***	-2,62	-1,95
	1 raiz unitária	-2,441	-3,58	-2,93
$KF_t$	2 raízes unitárias	-4,124***	-2,62	-1,95
	1 raiz unitária	-1,913	-3,58	-2,93
$MAT_t$	2 raízes unitárias	-3,577***	-2,62	-1,95
	1 raiz unitária	-3,669***	-3,58	-2,93
$IDE_t$	2 raízes unitárias	-5,276***	-2,62	-1,95
	1 raiz unitária	-1,786	-3,58	-2,93
$OPEN_t$	2 raízes unitárias	-6,022***	-2,62	-1,95
	1 raiz unitária	-1,614	-3,58	-2,93

Fonte: Elaborado pelos autores.

Notas: (\*\*\*) rejeita-se a hipótese nula, a 1%; valores críticos obtidos em Enders (1995).

Observa-se que a hipótese nula de que as séries contêm duas raízes unitárias pode ser rejeitada, ao nível de 1% de significância, para todas as variáveis estudadas. Por outro lado, a hipótese de uma raiz unitária somente pode ser rejeitada para a variável  $MAT_t$ , o que confirma os resultados encontrados no teste ADF. Portanto, de acordo com os testes realizados, com exceção de  $MAT_t$ , que é um Processo Tendência Estacionária, as demais séries são estacionárias em primeira diferença (Processo Diferença Estacionária) e possuem a mesma ordem de integração, ou seja, são todas  $I(1)$  e é possível que sejam co-integradas.<sup>9</sup>

<sup>9</sup> Segundo Rahbek e Mosconi (1999), citados por Schmidt e Lima (2004), mesmo que se tenham  $N$  séries não-estacionárias de mesma ordem de integração e  $M$  séries estacionárias, sendo  $M < N$ , os resultados dos testes de co-integração podem não se alterar.

A presença de raiz unitária indica que cada uma das séries possui uma tendência estocástica, ou seja, que varia ao longo do tempo. Então, inferências sobre a relação existente entre o PIB *per capita* e seus determinantes requerem a existência de uma tendência estocástica que seja comum às variáveis, o que significa dizer que tais séries sejam co-integradas.

#### **4.2. Teste de Co-Integração e Relação de Longo Prazo entre as Variáveis**

Verificada a ordem de integração das séries estudadas, testou-se a existência de co-integração entre elas, pelo procedimento de Johansen, a partir da especificação de um modelo VAR.

Assim como no teste de raiz unitária, na efetivação do teste de co-integração foi necessária a correta determinação do número de defasagens e da presença, ou não, de termos determinísticos a serem incluídos. Os termos determinísticos podem ser uma constante, uma tendência ou, ainda, uma variável *dummy*.

A definição do número de defasagens  $p$  do modelo VAR foi feita a partir dos seguintes critérios de seleção: AIC (Critério de Informação de Akaike), SC (Critério de Informação de Schwarz), HQ (Critério de Informação de Hannan-Quinn), LR (estatística da Razão de Verossimilhança) e FPE (Erro Final de Previsão). Adotou-se o número de defasagens que minimizou tais critérios. Os resultados estão apresentados na Tabela 2.

**Tabela 2**  
**Definição do número de defasagens do modelo VAR**

Defasagens	AIC	SC	HQ	LR	FPE
0	-0,227297	-0,014020	-0,150775	---	5,48E-07
1	-10,19025*	-8,910588*	-9,731119*	371,0851*	2,61E-11*
2	-9,990855	-7,644806	-9,149113	30,31435	3,41E-11
3	-10,15710	-6,744670	-8,932752	33,31091	3,45E-11

Fonte: Elaborado pelos autores.

Notas: (\*) indica o número de defasagens determinado pelo critério.

Observa-se que, de acordo com todos os critérios utilizados, o modelo VAR deve conter apenas uma defasagem, ou seja, VAR (1).

Definida a ordem do VAR, o passo seguinte foi determinar a inclusão, ou não, de termos determinísticos. A conclusão foi que o modelo deveria conter uma constante e, apenas no possível vetor de co-integração, um termo de tendência determinística. A análise de significância estatística e dos gráficos das séries foi utilizada para rejeitar a presença de um termo de tendência no VAR, ou seja, fora do vetor de co-integração.

Realizou-se, então, o teste do Máximo Autovalor,<sup>10</sup> proposto por Johansen (1988), com o objetivo de encontrar, caso exista relação de longo prazo entre as variáveis, o(s) vetor (es) de co-integração. O resultado do teste é apresentado na Tabela 3.

---

<sup>10</sup> Os resultados do Teste do Traço não foram apresentados por serem similares aos do Teste do Máximo Autovalor.

Tabela 3

Teste do Máximo Autovalor para co-integração, realizado para as séries  $PIB_t$ ,  $KF_t$ ,  $MAT_t$ ,  $IDE_t$  e  $OPEN_t$ , 1962-2003

Hipótese nula ( $H_0$ )	Hipótese alternativa ( $H_1$ )	Estatística do teste	Valor crítico (1%)
$r = 0$	$r = 1$	64,46167***	42,36
$r = 1$	$r = 2$	31,64348	36,65
$r = 2$	$r = 3$	19,32797	30,34
$r = 3$	$r = 4$	13,53485	23,65
$r = 4$	$r = 5$	5,059898	16,26

Fonte: Elaborado pelos autores.

Nota: (\*\*\*) rejeição de  $H_0$ , a 1%.

De acordo com o teste do Máximo Autovalor, a hipótese nula de que o posto da matriz de co-integração é nulo ( $r = 0$ ) é rejeitada a 1% de significância, o que indica que há, no mínimo, um vetor de co-integração entre as variáveis. Entretanto, a hipótese de que há um vetor de co-integração não pode ser rejeitada a esse nível de significância, o que indica, portanto, a existência de um único vetor de co-integração entre as variáveis. Assim, pode-se dizer que as variáveis são co-integradas e há uma relação de equilíbrio de longo prazo entre elas. O vetor de co-integração obtido, normalizado para a variável  $PIB_t$ , é apresentado na Tabela 4.

Tabela 4

Vetor de co-integração normalizado para a variável

$PIB_t$	<i>constante</i>	$KF_t$	$MAT_t$	$IDE_t$	$OPEN_t$	<i>tendência</i>
1,0000	-3,484121	-0,104269	-0,212171	-0,031038	0,164269	-0,007849
		(0,03771)	(0,03962)	(0,01063)	(0,04526)	(0,00116)

Fonte: Elaborado pelos autores.

Nota: A estatística entre parênteses refere-se ao erro-padrão do parâmetro estimado

A partir do vetor de co-integração estimado, a equação (2) apresenta a relação de equilíbrio de longo prazo entre o PIB *per capita* e seus determinantes:

$$PIB_t = 3,484 + 0,104 KF_t + 0,212 MAT_t + 0,031 IDE_t - 0,164 OPEN_t + 0,0078t \quad (2)$$

Conforme se pode observar na equação (2), que estabelece a relação de equilíbrio de longo prazo entre o PIB *per capita* brasileiro e seus principais determinantes no período de 1962 a 2003, os coeficientes estimados, com exceção do coeficiente da variável  $OPEN_t$ , apresentaram o sinal esperado. Nota-se também, a partir da Tabela 4, que todos os coeficientes são estatisticamente significativos, a 1%.

Os coeficientes estimados podem ser interpretados como a elasticidade de longo prazo do PIB *per capita*, em relação a cada uma das variáveis explicativas consideradas no modelo econométrico, uma vez que foram tomados os logaritmos naturais das variáveis.

O coeficiente de elasticidade estimado para a variável representativa do estoque de capital físico (0,104) indica que, no longo prazo, o acréscimo de 10% no nível dessa variável estaria associado a um incremento de, aproximadamente, 1% no PIB *per capita* do Brasil. Este valor obtido está próximo à elasticidade do capital de infra-estrutura estimada por Florissi (1996), citado por Ferreira e Malliagos (1998), a qual variou de 0,07 a 0,08.

Verifica-se, também, que a variável que induz à maior variação de longo prazo no PIB *per capita* é a *proxy* utilizada para capital humano, ou seja, a razão número de matrículas no ensino superior por mil habitantes. Especificamente, o coeficiente estimado indica que um incremento de cerca de 21% no PIB *per capita* brasileiro, no longo prazo, poderia ser obtido caso a razão matrículas por mil habitantes fosse duplicada.

As variáveis utilizadas no modelo, na tentativa de estabelecer relações entre o comportamento de longo prazo do PIB *per capita* e a maneira pela qual o Brasil se relaciona, sob o ponto de vista comercial, com o resto do mundo, e as variáveis representativas do capital físico e humano

são estatisticamente significativas. Quanto aos investimentos diretos estrangeiros, esses apresentam relação positiva de longo prazo com a variável dependente, embora o seu coeficiente seja pouco expressivo.

No que se refere ao coeficiente da *proxy*, construído para a abertura da economia brasileira, ao contrário do esperado, seu sinal foi negativo, o que indica relação inversa entre tal variável e o PIB *per capita*. Embora a abertura comercial tivesse sido mais expressiva na década de 1990, este foi um período em que a economia brasileira, principalmente a indústria, ficou mais exposta à competição externa. Assim, mesmo que a abertura tivesse facilitado o progresso tecnológico e o conseqüente aumento do PIB, o efeito mais significativo seria o aumento considerável das importações, favorecido ainda pela valorização da moeda brasileira, devido à implantação do Plano Real, em 1994.

Embora o interesse principal fosse a relação de longo prazo entre as variáveis, foi estimado um Modelo Vetorial de Correção de Erros (*VEC Model*) a fim de se identificar a velocidade com que o PIB *per capita* se ajusta aos desvios na relação de equilíbrio de longo prazo. Assim, estimou-se o modelo VEC (p-1) a partir do modelo VAR (p) utilizado no teste de co-integração. A relação de longo prazo entre as variáveis, apresentada em (2), foi utilizada como termo de correção de erros. Os resultados referentes à equação da variável  $PIB_t$  são apresentados na Tabela A.2.

O coeficiente de ajustamento estimado estabelece que, aproximadamente, 26,7% da discrepância entre o valor efetivo e o de longo prazo, ou de equilíbrio, são corrigidos a cada ano. Assim, seriam necessários, aproximadamente, quatro anos para que os choques de curto prazo no PIB fossem absorvidos pelo sistema.

O coeficiente de determinação indica que cerca de apenas 22,6% das variações de curto prazo do PIB *per capita* são explicadas pelo modelo ajustado, o que ratifica o fato de, no curto prazo, o PIB brasileiro responder principalmente a políticas fiscais e monetárias, enquanto variáveis, como capital físico, capital humano, abertura comercial e investimentos diretos estrangeiros, estão relacionadas mais significativamente no longo prazo.



Com base no teste do Multiplicador de Lagrange (LM-teste), a hipótese nula de que não há autocorrelação nos resíduos estimados não pode ser rejeitada, ao nível de significância estatística de 1%. O teste de normalidade dos resíduos (Jarque-Bera Multivariado<sup>11</sup>) indica que a hipótese nula de que os resíduos são normalmente distribuídos não pode ser recusada a esse mesmo nível de significância. O teste de White mostra que a hipótese nula de homocedasticidade nos resíduos também não pode ser desprezada ao nível de 1%.

A análise até aqui apresentada foi baseada num conjunto de variáveis a partir do qual se procurou fazer inferências sobre o comportamento de uma variável específica, o PIB *per capita*. Esse tipo de procedimento foi classificado por Johansen (1995) como análise em “sistemas parciais”, nos quais, geralmente, há interesse primário em descrever uma das variáveis, a endógena, por meio de outras, as exógenas. Entretanto, como ressaltado pelo próprio Johansen (1995), tal procedimento somente é válido se atendida a pressuposição de que as variáveis explicativas sejam fracamente exógenas.

Num modelo VEC, com  $m$  variáveis, a condição de exogeneidade fraca é testada por meio da significância estatística do coeficiente de ajustamento estimado em cada uma das  $m$  equações, sendo definida como fracamente exógena a variável cuja equação apresentar coeficiente estimado estatisticamente igual a zero.<sup>12</sup>

Sendo assim, procurou-se testar, para cada uma das quatro variáveis explicativas da equação (2), a hipótese de exogeneidade fraca. Com base nas estimativas obtidas para os coeficientes de ajustamento, apresentadas na Tabela A.3, tal hipótese não pode ser rejeitada para as variáveis  $KF_t$ ,  $IDE_t$  e  $OPEN_t$ , ao nível de significância de 1%. Porém, a esse mesmo nível de significância estatística, rejeita-se a hipótese de que a variável  $MAT_t$  seja fracamente exógena. Nesse caso, a interpretação da equação

---

<sup>11</sup> Ver, por exemplo, Lütkepohl e Krätzig (2004, p.129).

<sup>12</sup> A condição de exogeneidade fraca é apresentada no Teorema 8.1 em Johansen (1995, p.122).

(2), que representa a relação de longo prazo entre PIB *per capita* e as demais variáveis, de maneira similar às tradicionais análises de regressão, não é, sob o ponto de vista estatístico, completamente adequada.

Na teoria econômica, entretanto, há argumentos em favor da hipótese de determinação exógena do capital humano. Por exemplo, de acordo com o Modelo de Solow com Capital Humano, descrito por Jones (2000, p. 44), as pessoas acumulam capital humano dedicando tempo ao aprendizado de novas habilidades em vez de trabalhar. Além disso, a decisão de quanto tempo dedicar a tal aprendizado ocorreria de maneira exógena, portanto, levando à determinação exógena do capital humano. Mesmo assim, esse resultado deve ser visto como uma limitação do presente estudo.

A fim de ratificar, ou não, os resultados já encontrados, procurou-se por uma relação de co-integração que fosse obtida a partir da imposição da condição de exogeneidade fraca para todas as variáveis explicativas, inclusive para a variável  $MAT_t$ . Para tanto, foi estimado um outro vetor de co-integração, sendo imposta a seguinte restrição:<sup>13</sup>

$$\alpha_{KF} = \alpha_{MAT} = \alpha_{IDE} = \alpha_{OPEN} = 0$$

em que ( $i = KF, MAT, IDE$  e  $OPEN$ ), é o coeficiente de ajustamento na equação referente à  $i$ -ésima variável.

O vetor de co-integração estimado está apresentado na Tabela A.4. A relação de longo prazo entre PIB *per capita* e as demais variáveis do sistema, atendida a condição de exogeneidade fraca das explicativas, é apresentada em (3):

$$PIB_t = 2,471 + 0,219KF_t + 0,177MAT_t - 0,016IDE_t + 0,010OPEN_t + 0,0096t. \quad (3)$$

Observa-se que a imposição da condição de exogeneidade das

---

<sup>13</sup> A estimação por Máxima Verossimilhança do vetor de co-integração na presença de restrições no vetor de coeficientes de ajustamento é discutida em Johansen (1995, p.124).

variáveis explicativas resultou em algumas alterações, não muito radicais, na relação de longo prazo estudada.

Como constatado anteriormente, há uma relação positiva entre PIB *per capita* e capital humano, bem como entre PIB *per capita* e capital físico. Entretanto, nota-se que o coeficiente referente à variável capital físico é maior que aquele obtido sem a condição de exogeneidade. Nota-se, também, que as elasticidades de longo prazo do PIB *per capita* em relação ao capital humano e ao capital físico são similares em (3), o que não ocorria em (2).

Dentre os coeficientes estimados, o único que não se apresentou conforme o esperado foi o referente à variável investimentos diretos estrangeiros (*IDE*). Porém, de maneira similar à estimação irrestrita, o valor desse coeficiente é próximo de zero, o que limita a importância do sinal encontrado.

Provavelmente, a diferença mais significativa entre as duas relações de longo prazo estimadas diz respeito ao coeficiente da variável representativa do grau de abertura da economia brasileira no período analisado. A imposição da condição de exogeneidade fraca para as variáveis explicativas reduziu sensivelmente o coeficiente da variável *OPEN*, além de alterar o seu sinal. De acordo com (3), embora próxima de zero, a relação de longo prazo entre PIB *per capita* e o grau de abertura da economia é positiva, o que confirma o sugerido pela teoria, mas contraria o apresentado em (2).

Em linhas gerais, há indícios de que a relação de longo prazo conforme (3) seja mais coerente com os propósitos teóricos do que aquela apresentada em (2). Não somente em função do sinal do coeficiente da variável *OPEN*, mas, principalmente, pelo fato de as variáveis que apresentaram relações mais expressivas com PIB *per capita* terem sido o estoque de capital físico e o capital humano. Dessa forma, reduz-se a importância relativa da abertura comercial em detrimento do acréscimo da importância do estoque de capital físico.

Porém, há de se ressaltar que a análise com base em (3) também contém limitações, uma vez que a condição de exogeneidade fraca foi imposta para todas as variáveis explicativas, mesmo que, ao nível de significância estatística de 1%, os dados não sustentassem tal hipótese para a *proxy* utilizada para capital humano.

## 5. Conclusão

O objetivo deste trabalho foi investigar a relação de longo prazo entre o PIB *per capita* no Brasil e variáveis representativas de capital humano, estoque de capital físico e a forma pela qual o Brasil se relaciona comercialmente com o resto do mundo. Especificamente, procurou-se estabelecer relações de equilíbrio de longo prazo entre tais variáveis, utilizando, para isso, dados anuais referentes ao período de 1962 a 2003. Foram estimadas duas relações de longo prazo.

Na primeira relação estimada, a hipótese de exogeneidade fraca foi rejeitada para a *proxy* para o capital humano. As elasticidades de longo prazo do PIB *per capita*, em relação a cada uma das variáveis explicativas, foram estatisticamente significativas e, com exceção da *proxy* construída para o grau de abertura da economia brasileira, todas apresentaram os sinais esperados.

Uma segunda relação de co-integração foi estimada impondo-se a condição de exogeneidade fraca a todas variáveis explicativas. Os resultados ratificaram a relação positiva entre o PIB *per capita* e o capital humano, além de elevar a importância relativa do estoque de capital físico para a trajetória de longo prazo do PIB *per capita* no Brasil. O coeficiente da *proxy* para o grau de abertura da economia apresentou o sinal indicado pela teoria, embora o mesmo não tivesse ocorrido com o sinal da variável investimentos diretos estrangeiros.

De modo geral, verificou-se, a partir das elasticidades estimadas, que as variáveis às quais o PIB *per capita* apresentou maior sensibilidade são o número de matrículas no ensino superior por mil habitantes, que foi

utilizada como *proxy* para a parcela da população que se dedica à qualificação da mão-de-obra, ou seja, ao incremento do capital humano no Brasil, e o estoque de capital físico. A elasticidade estimada para o capital físico mostra que este também pode ser importante para uma trajetória de crescimento de longo prazo do PIB *per capita* brasileiro.

Portanto, os resultados sugerem que significativos investimentos em capital físico e, principalmente, em educação, devam ser realizados para que o Brasil permaneça na expectativa de acréscimo na renda *per capita* da sua população.

## Referências

- BANCO CENTRAL DO BRASIL. *Boletim do Balanço de Pagamentos*. Séries Temporais, 2005. Disponível em: <<http://www4.bcb.gov.br/pec/series/port/>>. Acesso em: 14 nov. 2005.
- BEVERIDGE, S.; NELSON; C. R. A new approach to the decomposition of time series into permanent and transitory components with particular attention to measurement of business cycle. *Journal of Monetary Economics*, v. 7, p. 151-174, 1981.
- CARDOSO, R. F. Crescimento e Economia Aberta. In: FONTES, R. *Estabilização e Crescimento*. Viçosa: UFV, 1997. cap. 7, p. 145-152. 410 p.
- CRIBARI-NETO, F. The ciclical component of Brazilian GDP. *Revista de Econometria*, v.13, n. 1, p. 1-22, 1993.
- DICKEY, D. A.; PANTULA, S. Determining the order of differencing in autoregressive process. *Journal of Business and Economic Statistics*, v. 15, p. 455-461, 1987.
- ENDERS, W. *Applied Econometric Time Series*. Nova York: John Wiley & Sons, 1995. 433p.
- ENGLE, R. F; GRANGER, C. W. Co-integration and Error-correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*, v. 55, p. 251-76, 1987.
- FAVA, V. L.; CATI, R. C. Mudanças no comportamento do PIB brasileiro: uma abordagem econométrica. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 25, n. 2, p. 279-296, ago. 1995.
- FAVA, V. L. Testes de raízes unitárias e Co-integração. In: VASCONCELLOS, M. A. S.; ALVES, D. *Manual de Econometria*. São Paulo: Atlas, 2000. cap. 12, p. 245-252. 308 p.

FERREIRA, P. C.; ISSLER, J. V. Educação e Crescimento. In: FONTES, R. *Estabilização e Crescimento*. Viçosa: UFV, 1997. cap. 14, p. 297-313. 410 p.

FERREIRA, P. C.; MALLIAGROS, T. G. Impactos produtivos da infra-estrutura no Brasil – 1950/95. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v.28, n. 2, p. 315-338, ago. 1998.

FLORISSI, S. *Infrastructure, public capital and growth in the Brazilian economy*. Universidade Federal do Rio Grande do Sul, nov. 1996 (Texto para Discussão, 96/15).

GONZAGA, G.; ISSLER, J. V.; MARONE, G. *Educação, investimentos externos e crescimento econômico: evidências empíricas*. Rio de Janeiro: PUC, dez. 1995. (Texto para Discussão, n. 348).

IBGE. *PIB a preços de mercado*. Sistema de Contas Nacionais, 2005a. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/>>. Acesso em: 14 nov. 2005.

IBGE. *Formação bruta de capital fixo*. Sistema de Contas Nacionais Consolidadas. 2005b. Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br/>>. Acesso em: 14 nov. 2005

INEP. *Evolução das Estatísticas do Ensino Superior*. 2005. Disponível em: <<http://www.inep.gov.br/superior/censosuperior/default.asp>>. Acesso em: 14 nov. 2005.

IPEA. *PIB per capita – anual*. 2005. Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br/>>. Acesso em: 14 nov. 2005

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegrating vectors. *Journal of Economics Dynamics and Control*, v. 12, p. 231-254, 1988.

JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Application to the Demand for Money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 52, p. 169-209, 1990.

JOHANSEN, S. *Likelihood-based inference in cointegrated vector auto-regressive models*. Nova York: Oxford University Press, 1995. 267p.

JONES, C. I. *Introdução à teoria do crescimento econômico*. Rio de Janeiro: Campus, 2000. 178 p.

KING, R. G. et al. Stochastic trends and economic fluctuations. *The American Economic Review*, v. 81, p. 819-840, 1991.

LIMA, E. C. R.; LOPES, H. F.; MOREIRA, A. R. B.; PEREIRA, P. L. V. Tendência estocástica do produto no Brasil: efeito das flutuações da taxa de crescimento da produtividade e da taxa de juro real. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 25, n. 2, p. 249-278, ago. 1995.

LÜTKEPOHL, H.; KRÄTZIG, M. *Applied time series econometrics*. Cambridge: Cambridge University Press, 2004. 323p.

MELLANDER, E. et al. A stochastic trends and economic fluctuations in a small open economy. *Journal of Applied Econometrics*, v. 7, p. 369-394, 1992.

NONNENBERG, M. J. B.; Mendonça, M. J. C. *Determinantes dos investimentos diretos externos em países em desenvolvimento*. Rio de Janeiro: IPEA, 2004. (Texto para discussão 1016 - março).

PERRON, P. The great crash, the oil price, and the unit root hypothesis. *Econometrica*, v. 6, p. 1361-1401, 1989.

\_\_\_\_\_. Trend, unit root and structural change in macroeconomic time series. In: RAO, B. B. (Ed). *Cointegration: expository essays for the applied economist*. Basingstoke: Macmillan Press, 1993.

RAHBEK, A.; MOSCONI, R. Cointegration rank inference with stationary regressors in VAR models. *Econometrics Journal*, v. 2, p. 76-91, 1999.

SCHMIDT, C. A. J.; LIMA, M. A. A Demanda por Energia Elétrica no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*. Rio de Janeiro, v. 58, p. 67-98, jan./mar. 2004.

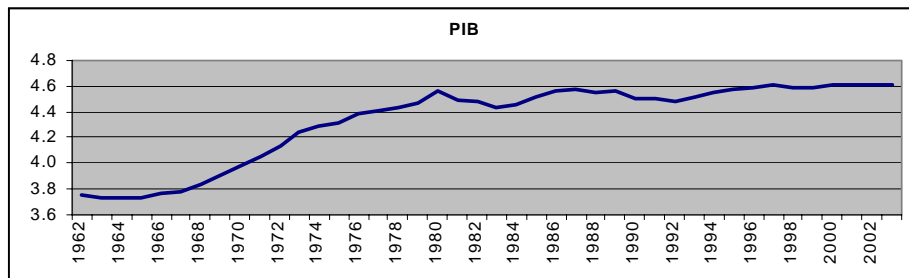
STOCK, J. H.; WATSON, M. W. *Econometria*. São Paulo: Addison Wesley, 2004. 485p.

TONINI, M. E. P. *Educação, investimentos em capital físico e crescimento econômico no Brasil: 1975-2000*. 2003. 92 f. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Departamento de Economia, Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2003.

TSAI, P. L. Determinants of foreign direct investment and its impact on economic growth. *Journal of Economic Development*, v. 19, n. 1, jun. 1994.

## Anexo

### Figura A.1



Logaritmo natural do PIB *per capita*, variável  $PIB_p$ , 1962-2003

### Figura A.2

Logaritmo natural da formação bruta de capital físico *per capita*, variável  $KF_p$ , 1962-2003

### Figura A.3

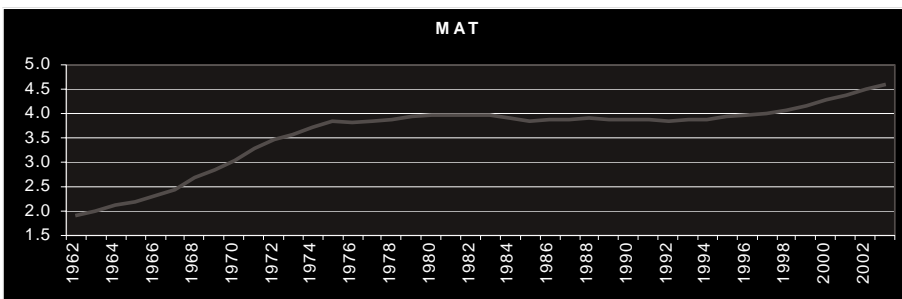
Logaritmo natural da *proxy* para o grau de abertura comercial, variável  $OPEN_p$ , 1962-2003



## Figura A.4

Logaritmo natural dos investimentos diretos estrangeiros *per capita*, variável  $IDE_p$ , 1962-2003

## Figura A.5



## Apêndice

### Tabela A.1

**Testes de Raiz Unitária DF e ADF, realizados para as séries  $PIB_t$ ,  $KF_t$ ,  $MAT_t$ ,  $IDE_t$  e  $OPEN_t$ , 1962-2003**

Fonte: Elaborado pelos autores.

Notas: Utilizou-se o número de defasagens que minimizou o Critério de Schwarz; (\*\*\*) rejeita-se a presença de raiz unitária, a 1%.

### Tabela A.2.

#### Estimação do Modelo VEC referente à variável .

Variável explicativa		Coefficiente	Estatística “t”
$u_{t-1}$		-0,266891***	-3,37650
Constante		0,020857***	3,74810
Testes e Qualidade do Ajuste			
R <sup>2</sup>		0,226202	
Estatística F		11,40078***	
		Estatística de teste	p-valor
Autocorrelação (LM-teste)	1ª defasagem	26,77193	0,3674
	2ª defasagem	24,57667	0,4863
	3ª defasagem	19,95016	0,7494
Normalidade (Jarque-Bera Multivariado)		7,141677	0,7120
Heterocedasticidade (White)		37,20215	0,1713

Fonte: Elaborado pelos autores.

Notas:  $u_{t-1}$  é a relação de co-integração defasada em um período; (\*\*\*) significativo a 1%; para o teste de normalidade Jarque-Bera Multivariado foi utilizado o procedimento proposto por Lütkepohl, descrito Lütkepohl e Krätzig (2004:129).

**Tabela A.3.****Vetor irrestrito dos coeficientes de ajustamento.**

<b>Coeficiente</b>	<b>Valor estimado</b>	<b>Estatística “t”</b>
$\alpha_{PIB}$	-0,266891***	-3,37650
$\alpha_{KF}$	-0,366338 <sup>ns</sup>	-1,41779
$\alpha_{MAT}$	-0,874791***	-9,15936
$\alpha_{IDE}$	-0,728624 <sup>ns</sup>	-0,86916
$\alpha_{OPEN}$	-0,629698*	-1,98661

Fonte: Elaborado pelos autores.

Notas: (\*\*\*) significativo a 1%; (\*) significativo a 10%; (ns) não significativo.

**Tabela A.4.****Vetor de co-integração com restrições no vetor de coeficientes de ajustamento.**

$PIB_t$	<i>constante</i>	$KF_t$	$MAT_t$	$IDE_t$	$OPEN_t$	<i>tendência</i>
1,0000	-2,47050	-0,21911	-0,17703	0,01641	-0,00962	-0,00964

Fonte: Elaborado pelos autores.

Nota: Os erros-padrão dos elementos do vetor de co-integração com restrições no vetor de coeficientes de ajustamento não são reportados pelo *software* utilizado para estimação (EViews 4).