Universidade do Estado do Rio de Janeiro
Programa de Pós-Graduação
Faculdade de Ciências Econômicas

Paloma de Lavor Lopes Ferreira

Impactos do capital humano no crescimento econômico do Brasil, entre 1977 e 2005.

Rio de Janeiro
2008

Livros Grátis

http://www.livrosgratis.com.br

Milhares de livros grátis para download.

Paloma de Lavor Lopes Ferreira

Impactos do capital humano no crescimento econômico do Brasil, entre 1977 e 2005.

Dissertação apresentada, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre, ao Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas, da Universidade do Estado do Rio de Janeiro. Área de concentração: Políticas Públicas.

Orientador: Prof. Dr. Octávio Augusto Fontes Tourinho

Rio de Janeiro
2008

Paloma de Lavor Lopes Ferreira

Impactos do capital humano no crescimento econômico do Brasil, entre 1977 e 2005.

Dissertação apresentada como requisito parcial para obtenção do título de Mestre, ao Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas, da Universidade do Estado do Rio de Janeiro. Área de concentração: Políticas Públicas.

Aprovado em: _____

Banca Examinadora: _____

_____

Prof. Dr. Octávio Augusto Fontes Tourinho (Orientador)
Faculdade de Ciências Econômicas da UERJ

_____

Prof. Dr. José Welisson Rossi
Faculdade de Ciências Econômicas da UERJ

_____

Prof. Dr. Paulo Fernando Cidade de Araújo
Centro Universitário Geraldo Di Biase

Rio de Janeiro
2008

DEDICATÓRIA

À minha família e amigos, pelas palavras de carinho nas horas mais difíceis, pela confiança que em mim depositaram e, principalmente, pela compreensão.

AGRADECIMENTOS

A Octávio Tourinho – meu orientador, competente e dedicado.

A Paulo Cidade - meu mestre, hoje e sempre.

Aos pesquisadores Fernando Veloso, Samuel Pessôa, Victor Gomes e Maurício Cortez Reis – por suas contribuições ao longo desta dissertação.

A Augusto Nogueira Ferreira – meu melhor amigo, marido e ser humano mais compreensivo do mundo.

Aos meus amigos – sem o apoio de todos, não conseguiria terminar.

A cada dia que vivo, mais me convenço de que o desperdício da vida está no amor que não damos, nas forças que não usamos, na prudência egoísta que nada arrisca e que, esquivando-nos do sofrimento, perdemos também a felicidade.

Carlos Drummond de Andrade

RESUMO

O presente trabalho tem como objetivo analisar o impacto do capital humano no crescimento econômico do Brasil, entre 1977 e 2005, por meio da análise econométrica do exercício de decomposição do crescimento proposto. A hipótese principal é de que o capital humano afeta de modo expressivo e positivo o crescimento de longo prazo do Brasil. Primeiro visou-se realizar um breve histórico das referências teóricas sobre decomposição do crescimento com enfoque para os autores que corroboram com essa hipótese. Utilizamos na metodologia de decomposição do crescimento três formas funcionais da função de produção: Cobb-Douglas, Ausência de Retornos Constantes de Escala e Elasticidade de Substituição Constante (CES), além de duas formulações para o capital humano: com e sem a hipótese minceriana. Um importante resultado encontrado foi a tendência declinante da produtividade total dos fatores no período avaliado.

Palavras-chave: Capital humano. Decomposição do crescimento. Produtividade total dos fatores.

ABSTRACT

This work aims to analyze the impact of human capital in Brazil's economic growth between 1977 and 2005, using econometric analysis of growth accounting exercise that we propose. The prime hypothesis is that human capital affects growth accounting massively and positively in long term in Brazil. First we made a historical account of the growth accounting theories, giving most importance to the authors that have the same believes that we do. We presented the methodology used on growth accounting, including three functional forms: Cobb-Douglas, Without Constant Returns of Scale and Constant Elasticity of Substitution (CES), add to that we used two forms for human capital: With and Without Mincer's hypothesis. An important result is the declining tendency of the total factor productivity for the period analysis.

Key words: Human capital. Growth accounting. Total factor productivity.

LISTA DE QUADROS

Quadro 1: PIB a preços correntes (US$ bilhões) 14
Quadro 2: PIB *per capita* a preços correntes (US$) 15
Quadro 3: Taxa de crescimento do PIB a preços constantes (%aa) 15
Quadro 4: Média das taxas de crescimento do PIB a preços constantes (%aa) 16

LISTA DE FIGURAS

Figura 1: Isoquantas da função de produção do tipo CES..... 30
Figura 2: População Ocupada (em bilhões de pessoas)..... 43
Figura 3: Proporções da População Ocupada por faixa etária (%)..... 45
Figura 4: População Ocupada por faixa etária (em bilhões de pessoas)..... 45
Figura 5: Séries de estoque de capital físico (bilhões de R$ de 2005)..... 46
Figura 6: Taxas de depreciação equivalentes e taxa de depreciação para os diversos tipos de bens e para o agregado (total)..... 49
Figura 7: Taxas de utilização da capacidade instalada na indústria – médias (%)..... 50
Figura 8: Média de anos de estudo por faixa etária..... 51
Figura 9: Participação da remuneração do capital no PIB entre 1977 e 2005..... 54
Figura 10: PIB por trabalhador ocupado – bilhões de R$ de 2005..... 55
Figura 11: Estoque de capital físico efetivo por trabalhador em bilhões de R$ de 2005..... 55
Figura 12: Capital humano por trabalhador, por faixa etária..... 56
Figura 13: Variáveis auxiliares (g1 e g2)..... 56
Figura 14: Histograma da participação do capital na renda 61
Figura 15: Histograma dos resíduos 64
Figura 16: Novo histograma dos resíduos 65

LISTA DE TABELAS

Tabela 1: Produto Interno Bruto – bilhões de R$ de 2005..... 40
Tabela 2: Razão entre a População em Idade Ativa e a População Residente..... 41
Tabela 3: População Ocupada (milhões de pessoas)..... 42
Tabela 4: População Ocupada por faixas etárias (%)..... 44
Tabela 5: Estoque de capital físico – bilhões de R$ de 2005..... 49
Tabela 6: Estoque de capital físico efetivo – bilhões de R$ de 2005..... 50
Tabela 7: Média de anos de estudo por faixa etária..... 52
Tabela 8: Estoque de capital humano por faixa etária..... 52
Tabela 9: Participação do capital no PIB (%)..... 53
Tabela 10: Variáveis transformadas..... 57
Tabela 11: Resultado da estimação da equação da decomposição do crescimento para o Brasil entre 1977 e 2005..... 58
Tabela 12: Novo resultado da estimação da equação da decomposição do crescimento para o Brasil entre 1977 e 2005..... 59
Tabela 13: Resultado da estimação da equação da decomposição do crescimento para o Brasil entre 1977 e 2005, com a participação do capital na renda constante..... 62
Tabela 14: Valores estimados dos parâmetros da equação da decomposição do crescimento para o Brasil entre 1977 e 2005, com a participação do capital na renda livre e fixa em 60%..... 63
Tabela 15: Teste de White..... 66
Tabela 16: Novo teste de White..... 67
Tabela 17: Teste de autocorrelação de Breusch-Godfrey..... 68
Tabela 18: Novo teste de autocorrelação de Breusch-Godfrey..... 69
Tabela 19: Equivalência..... 70
Tabela 20: Resultado da estimação da equação da decomposição do crescimento utilizando uma função de produção sem a hipótese de retornos constantes de escala..... 71
Tabela 21: Equivalência dos coeficientes – CES..... 73

Tabela 22: Resultado da estimação da equação da decomposição do crescimento utilizando uma função de produção do tipo CES..... 74
Tabela 23: Teste de Normalidade Multivariada dos Resíduos..... 76
Tabela 24: Teste de autocorrelação de Portmanteau..... 77
Tabela 25: Resultado da estimação da equação da decomposição do crescimento para o Brasil entre 1977 e 2005 com ausência da hipótese minceriana..... 79
Tabela 26: Comparativo de resultados..... 80
Tabela 27: Correspondência para os coeficientes..... 82
Tabela 28: Resultado da estimação da equação da decomposição do crescimento utilizando uma função de produção sem a hipótese de retornos constantes de escala e na ausência da hipótese minceriana..... 83

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

CES	*Constant Elasticity of Substitution*
EOB	Excedente Operacional Bruto
IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
IMF	International Monetary Fund – Fundo Monetário Internacional
IPEA	Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada
IPEAdata	Base de dados macroeconômicos do IPEA
IBPT	Instituto Brasileiro de Planejamento Tributário
NIA	*Newly Industrialized Asian economies*
MEP	Método do estoque perpétuo
OECD	*Organization for Economic Co-Operation and Development*
PEA	População Economicamente Ativa
PIA	População em Idade Ativa
PIB	Produto Interno Bruto
PME	Pesquisa Mensal de Emprego
PNAD	Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios
PTF	Produtividade Total dos Fatores
PTFD	Produtividade Total dos Fatores Descontada
RE	Remuneração dos Empregados
SCN	Sistema de Contas Nacionais
WEO	World Economic Outlook
WDR	World Development Report

SUMÁRIO

INTRODUÇÃO 13
1. DECOMPOSIÇÃO DO CRESCIMENTO: REFERÊNCIAS TEÓRICAS 22
2. METODOLOGIA 27
2.1. Modelagem 27
2.1.1. Função de produção 28
2.1.1.1. Cobb-Douglas 28
2.1.1.2. Elasticidade de substituição constante 29
2.1.2. Força de trabalho 30
2.1.3. Estoque de capital humano 31
2.1.4. Estoque de capital físico 32
2.2. Decomposição do crescimento 33
2.2.1. Forma funcional Cobb-Douglas 33
2.2.2. Forma funcional CES 36
3. BASE DE DADOS 39
3.1. Produto 39
3.2. Força de trabalho 40
3.3. Capital físico 46
3.4. Capital humano 51
3.5. Participação do capital na renda 53
3.6. Transformações 54
4. RESULTADOS 58
4.1. Estimação de uma função de produção do tipo Cobb-Douglas 58
4.2. Testes econométricos – Estimação Cobb-Douglas 63
4.2.1. Análise dos coeficientes 64
4.2.2. Análise de normalidade dos resíduos 64
4.2.3. Análise de heterocedasticidade 65
4.2.4. Análise de autocorrelação 67
4.3. Estimação de uma função de produção sem RCE 69
4.4. Estimação de uma função de produção CES 72
4.5. Testes econométricos – Função de produção CES 75
4.5.1. Análise dos coeficientes 75
4.5.2. Análise de normalidade dos resíduos 76
4.5.3. Análise de autocorrelação 77
4.6. Estimação na ausência da hipótese minceriana 77
4.6.1. Estimação do modelo Cobb-Douglas 78
4.6.2. Estimação de uma função de produção sem RCE 80
5. CONCLUSÕES 84
REFERÊNCIAS 88
ANEXO I 92

INTRODUÇÃO

A teoria do crescimento econômico estuda a evolução de uma economia ao longo do tempo, levando em consideração as preferências do consumidor, a tecnologia adotada, as políticas praticadas, enfim, tudo o que pode gerar o aumento da produção de uma economia.

A importância da contribuição seminal de Solow (1956) para o estudo do crescimento econômico é amplamente reconhecida como indica, por exemplo, o fato de ele haver recebido o Premio Nobel de Economia de 1987. As teorias de Solow ajudaram a esclarecer o papel da acumulação de capital físico, do crescimento da oferta de mão-de-obra e da utilização relativa dos fatores na produção, e destacaram a importância do progresso técnico como o motor do crescimento econômico.

Devido à persistente disparidade do nível e da taxa de crescimento da renda existente entre países, e o fato dos determinantes deste processo ainda não serem inteiramente compreendidos, há necessidade de se aprofundar o estudo deste tema. Esta dispersão é apresentada nos Quadros 1 a 4, que é discutida com mais detalhe a seguir.

O Quadro 1 mostra que o Produto Interno Bruto (PIB) dos países do hemisfério ocidental era de US$ 2012,06 bilhões em 2000, enquanto o PIB mundial era mais do que 15 vezes maior. Esta disparidade não diminuiu ao longo dos anos e, em 2003, o PIB mundial superou mais de 20 vezes e, em 2005, mais de 16 vezes o dos países do hemisfério em questão. Além disto, quando comparamos as economias avançadas com as demais economias do mundo vemos que estas não são denominadas avançadas sem motivo. Em 2000, o PIB delas representava 80% do PIB mundial e, em 2006, esse valor chegou a quase 75%.

Quadro 1 – PIB a preços correntes (US$ bilhões)

Grupo de países	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
Mundo	31.759,10	31.542,42	32.812,81	36.853,27	41.431,89	44.688,30	48.144,47
Economias Avançadas[1]	25.407,35	25.089,29	26.193,44	29.358,97	32.569,08	34.143,45	35.827,26
Países do G7[2]	20.995,50	20.729,47	21.415,15	23.638,12	26.002,47	27.067,66	28.236,04
NIA's[3]	1.094,81	1.025,89	1.094,51	1.158,77	1.276,75	1.432,71	1.565,67
União Européia[4]	8.489,04	8.564,82	9.368,76	11.403,72	13.144,29	13.702,68	14.527,14
África	447,06	444,84	471,07	572,28	692,47	808,62	909,73
Hemisfério ocidental[5]	2.012,06	1.955,73	1.733,57	1.804,94	2.083,95	2.538,52	2.945,39

Fonte: International Monetary Fund, World Economic Outlook Database, April 2007.

Lucas (1988), utilizando dados do World Development Report (WDR), de 1983,[6] ressaltou a grande dispersão do nível de renda *per capita* dos países. Sabe-se que ao medir o PIB *per capita* estamos medindo o bem-estar de um país devido à correlação positiva entre este e consumo.

O Quadro 2 mostra que o PIB *per capita* dentro dos grupos de países similares também é bastante díspar. Entre as economias avançadas podemos perceber que em 2000 o PIB *per capita* canadense era equivalente a 68% do norte-americano, enquanto, em 2006, o mesmo já equivalia a 88%. Entre as economias do hemisfério ocidental, enquanto em 2000 o PIB *per capita* brasileiro representava 49%, em 2006, chegou a 105% do argentino.

[1] Grupo composto por 30 países: Austrália, Áustria, Bélgica, Canadá, Chipre, Dinamarca, Finlândia, França, Alemanha, Grécia, Hong-kong, Islândia, Irlanda, Israel, Itália, Japão, Coréia, Luxemburgo, Países Baixos, Nova Zelândia, Noruega, Portugal, Cingapura, Eslovênia, Espanha, Suíça, Suécia, Taiwan, Reino Unido e Estados Unidos.

[2] Grupo composto por: Canadá, França, Alemanha, Itália, Japão, Reino Unido e Estados Unidos.

[3] *Newly industrialized Asian economies* – Grupo composto por Hong-Kong, Coréia, Cingapura e Taiwan.

[4] União Européia: Áustria, Bélgica, Bulgária, Chipre, República Tcheca, Dinamarca, Estónia, Finlândia, França, Alemanha, Grécia, Hungria, Irlanda, Itália, Latívia, Lituânia, Luxemburgo, Malta, Países Baixos, Polônia, Portugal, Eslováquia, Eslovênia, Espanha, Suíça, Romênia e Reino Unido.

[5] Composto de 32 países: Antígua e Barbuda, Argentina, Bahamas, Barbados, Belize, Bolívia, Brasil, Chile, Colômbia, Costa-Rica, Dominica, República Dominicana, Equador, El Salvador, Granada, Guatemala, Guiana, Haiti, Honduras, Jamaica, México, Nicarágua, Panamá, Paraguai, Peru, St. Kitts e Nevis, St. Lucia, St. Vincent e os Grenadines, Suriname, Trindade e Tobago, Uruguai e Venezuela.

[6] Disponível em http://www.worldbank.org/.

Quadro 2 – PIB *per capita* a preços correntes (US$)

Economias Avançadas	**2000**	**2001**	**2002**	**2003**	**2004**	**2005**	**2006**
Canadá	23.658,83	23.103,94	23.457,94	27.455,06	31.111,04	35.105,45	38.951,46
Hong Kong	25.144,02	24.744,99	24.340,51	23.428,22	24.393,92	26.000,11	27.466,42
Japão	36.810,99	32.233,80	30.809,29	33.180,06	36.075,92	35.671,58	34.188,04
Coréia	10.890,91	10.177,48	11.504,22	12.710,94	14.180,59	16.443,76	18.391,68
Portugal	11.051,37	11.250,24	12.339,42	15.003,39	17.069,70	17.597,56	18.464,89
Cingapura	23.077,09	20.692,44	21.112,96	22.065,82	25.329,69	26.879,15	29.917,20
Reino Unido	24.542,20	24.286,12	26.541,08	30.470,47	36.019,02	37.042,22	39.213,08
EUA	34.770,98	35.491,27	36.311,11	37.640,71	39.841,40	41.959,68	44.190,49
Hemisfério Ocidental	**2000**	**2001**	**2002**	**2003**	**2004**	**2005**	**2006**
Argentina	7.726,32	7.231,55	2.605,11	3.370,59	3.975,25	4.704,30	5.458,01
Brasil	3.761,58	3.189,53	2.867,00	3.085,39	3.654,20	4.788,92	5.716,67
Chile	4.944,37	4.451,93	4.314,91	4.698,25	6.012,36	7.351,32	8.864,34
México	5.928,50	6.257,56	6.433,63	6.244,40	6.697,57	7.446,86	8.066,25
Uruguai	6.045,97	5.554,57	3.597,06	3.316,58	3.903,00	5.274,28	6.006,57

Fonte: International Monetary Fund, World Economic Outlook Database, April 2007. Os dados foram obtidos primeiro convertendo o PIB da moeda nacional para o dólar americano e depois dividindo pelo total da população.

Como Lucas (1988)[7] ressaltou, não apenas o PIB ao longo dos anos apresenta grande dispersão, mas as taxas de crescimento dos países também a preservam.

Quadro 3 – Taxa de crescimento do PIB a preços constantes (%aa)

Grupo de países	**2000**	**2001**	**2002**	**2003**	**2004**	**2005**	**2006**
Mundo	4,8	2,5	3,1	4,0	5,3	4,9	5,4
Economias Avançadas	4,0	1,2	1,6	1,9	3,3	2,5	3,1
Países do G7	3,6	1,0	1,2	1,8	3,1	2,3	2,8
NIA's	7,9	1,2	5,4	3,2	5,8	4,7	5,3
União Européia	3,9	2,1	1,4	1,5	2,6	1,9	3,2
África	3,1	4,4	3,7	4,7	5,8	5,6	5,5
Hemisfério ocidental	3,9	0,5	0,3	2,4	6,0	4,6	5,5

Fonte: International Monetary Fund, World Economic Outlook Database, April 2007

Dos dados do Quadro 3, infere-se que enquanto a taxa média de crescimento mundial, entre 2000 e 2006, foi de 4,3%, a taxa média dos países asiáticos foi de 4,8% e a dos países do hemisfério ocidental foi de apenas 3,3%.

Porém, a utilização da taxa de crescimento ano a ano pode não refletir bem o histórico de crescimento de uma economia. Uma opção a ser utilizada seria a análise qüinqüenal dessas taxas.

[7] Ele propôs a seguinte heurística para caracterizar aquela dispersão: se um país cresce a uma taxa de g% ao ano, o mesmo dobraria sua renda *per capita* a cada 70/g(taxa) anos.

No Quadro 4 podemos perceber que a Coréia teve um grande crescimento entre 1985 e 1990, enquanto os Estados Unidos alçaram sua maior média entre 1995 e 2000, e que o Brasil só conseguiu se aproximar da média de crescimento da época do Milagre Econômico no último qüinqüênio.

Quadro 4 – Média das taxas de crescimento do PIB a preços constantes (%aa)

Economias Avançadas	**1980-1985**	**1985-1990**	**1990-1995**	**1995-2000**	**2000-2005**
Canadá	2,26	3,82	1,22	3,64	3,00
Hong Kong	7,60	7,42	5,62	2,34	4,84
Japão	2,72	4,80	2,18	0,84	1,50
Coréia	6,18	9,16	7,82	4,70	5,42
Portugal	2,48	4,88	3,04	3,76	1,46
Cingapura	8,66	6,40	9,08	6,02	4,76
Reino Unido	0,88	3,82	1,22	3,00	2,86
EUA	2,42	3,72	2,34	3,86	2,50
Hemisfério ocidental	**1980-1985**	**1985-1990**	**1990-1995**	**1995-2000**	**2000-2005**
Argentina	(0,48)	(1,28)	6,32	2,26	0,34
Brasil	1,46	4,50	1,42	2,02	3,02
Chile	0,72	6,42	7,34	5,50	4,04
México	3,48	1,24	3,86	2,92	2,60
Uruguai	(1,16)	4,18	4,34	2,18	(0,36)

Fonte: International Monetary Fund, World Economic Outlook Database, April 2007

Uma linha de investigação que se pode utilizar para entender as diferenças entre estas taxas é atribuí-las a variações na disponibilidade ou na eficiência no uso nos fatores de produção. Isto pode ser analisado estimando uma função de produção agregada. Caso a função de produção da economia apresente retornos constantes de escala, podemos utilizar o produto por trabalhador, em vez do agregado. De posse de observações relativas ao produto por trabalhador, emprego de capital por trabalhador e nível médio de escolaridade é possível calcular a produtividade total dos fatores (PTF).

Podemos utilizar dois tipos de abordagem para especificar a função de produção, e cada um deles produz conclusões distintas sobre qual o principal mecanismo que governa o crescimento econômico.

Os modelos de crescimento exógeno consideram que mudanças nas políticas governamentais, por exemplo, subsídios à pesquisa ou impostos sobre o investimento, têm efeitos sobre o nível, mas não sobre a taxa de crescimento de longo prazo, isto é, estas políticas aumentam o crescimento apenas

temporariamente. Nestes modelos o principal mecanismo para elevar o produto é a acumulação de fatores de produção.

Os modelos de crescimento endógeno consideram que tais políticas podem influir de modo permanente na taxa de crescimento. Nestes modelos a principal maneira de elevar o produto é a melhoria da eficiência na utilização dos fatores de produção, isto é, elevar sua qualidade. A elevação da poupança elevará o crescimento desde que a eficiência do investimento seja mantida ou aumentada, pois decréscimos nesta eficiência podem reverter esta relação. Da mesma forma, uma elevação da eficiência ou da rentabilidade dos investimentos pode elevar o crescimento mesmo se mantendo a taxa de poupança constante. A seguir, discutimos as principais formulações para estes dois tipos de modelos encontradas na literatura.

O modelo Solow (1956) explica como a poupança, o aumento da população e o progresso técnico influenciam a taxa de variação do produto no tempo. No curto prazo e fora do estado estacionário, o aumento da taxa de poupança determina a aceleração da taxa de crescimento da economia. Entretanto, a economia tenderá sempre a um estado estacionário em que tanto o capital quanto o produto por trabalhador são constantes. Altas taxas de poupança induzirão apenas, por certo período de tempo, ao crescimento acelerado, até que se atinja um novo estado estacionário.

Solow (1957) fez um exercício de decomposição do crescimento do produto em: aumento do capital, da mão-de-obra e da taxa de progresso tecnológico. Porém, uma parte do crescimento do produto permanece sem explicação, passando a ser denominado como resíduo. Uma interpretação para tal resíduo é que ele representa a variação da produtividade total dos fatores, denominada PTF, conforme veremos nos próximos capítulos.

Para reduzir o tamanho do resíduo da equação de crescimento, vários estudos têm procurado transformar em endógenas algumas variáveis exógenas daquele modelo, particularmente a taxa de poupança e do progresso tecnológico.

No modelo de Solow, o progresso tecnológico é o que leva ao crescimento contínuo do produto por trabalhador; enquanto uma alta taxa de poupança eleva a taxa de crescimento até a economia alcançar o estado estacionário. A partir deste ponto, o produto por trabalhador passa a depender somente do progresso técnico; entretanto, o modelo de Solow considera esse progresso exógeno e não o explica.

O capital humano possui um importante papel na explicação do resíduo. Ele possui resultados diretos sobre a criação de tecnologia no sentido de que pessoas mais capacitadas realizam mais trabalho ou trabalho de melhor qualidade, em um mesmo período de tempo, elevando a produtividade do trabalho.

Schultz replica a observação de Kuznets (1961) relativa ao estudo do crescimento econômico. Segundo Kutnets, “o estudo do crescimento econômico, abrangendo largos períodos, e entre comunidades tão diferentes, o conceito de capital e de formação de capital deveria ser ampliado, de forma a incluir investimento para saúde, educação e adestramento da própria população, isto é, investimento em seres humanos” (Kuznets, 1961, p. 390).

Segundo Becker (1962), investir em capital humano se traduz no esforço do agente econômico em aumentar sua escolaridade, seu treinamento ou, de maneira mais simples, em elevar sua capacidade produtiva. O estímulo para tal elevação de sua produtividade é a expectativa de que sua renda futura, com maior qualificação, seja maior do que a de um indivíduo que não investiu em qualificação.

Schultz (1967) estende a análise de Becker e argumenta que o resíduo de Solow poderia ser explicado em parte pelo aumento da qualidade dos fatores, tanto humanos como mecânicos, e no planejamento da economia. Ele argumenta que toda instrução é um investimento, cujo valor corresponde aos salários aos quais o individuo renuncia para poder estudar, cuja a taxa de retorno é a mesma para os diversos níveis de instrução. Mesmo com esta hipótese simplificadora, o autor explica que “caso o cabedal de instrução, por trabalhador, não se elevasse, a instrução não poderia ser considerada uma fonte de crescimento econômico” (Schultz, 1967, p. 59).

Posteriormente, Welch (1970) tentou medir os efeitos diretos e indiretos da educação sobre o valor adicionado da agricultura e concluiu que o efeito direto seria a elasticidade parcial da educação no valor adicionado. Ele representou este mecanismo pela função VA=f(X,E), onde X é o pacote de insumos utilizados na produção e E é a taxa de escolaridade. O efeito indireto seria estimado pela função X=f(E) e sua hipótese principal é a de que a educação exerce também um efeito indireto na alocação dos recursos.

Griliches (1975) estimou uma função de produção agrícola agregada para a economia norte-americana, com base em dados de 1949 em 68 regiões dos Estados Unidos. Os resultados obtidos mostram a importância e a significância positiva da

educação com fator de produção e indica a existência marcante de economias de escala na agricultura. Introduzindo na função de produção o nível de despesas públicas em pesquisa e extensão agrícola como variável, o autor mostra que essas despesas afetam positivamente a produção agrícola.

Hayami e Ruttan (1975) resolveram buscar razões que indicassem as diferenças de produtividade agrícola entre nações em 1960. Esses autores atribuíram as diferenças no produto agrícola por trabalhador ao resultado de diferenças nos níveis de insumo convencionais e não-convencionais, por unidade de mão-de-obra, classificadas do seguinte modo: (i) acumulação de recursos internos; (ii) insumos técnicos provindos do setor não-agrícola e (iii) capital humano. Os indicadores para capital humano incluíam medidas de níveis educacionais da população rural e de educação especializada em ciências agrícolas e tecnológicas. Somente taxa de matrícula foi usada para medir a variável educação. Eles obtiveram as seguintes elasticidades: 0,40 para a mão-de-obra; 0,10 para a terra; 0,25 para a pecuária; 0,15 para fertilizantes; 010 para maquinaria; 040 para educação e 0,15 para pesquisa e extensão.

Romer (1986) argumenta que, se ocorrerem efeitos de transbordamento (*spill over*) do conhecimento na produção, economias com maior acumulação de capital humano podem apresentar ganhos continuados de produtividade. Isso teria como implicação o fato de as economias ricas, com maior nível de renda e, também, de capital humano, poderem continuar indefinidamente mais ricas que as economias atrasadas, de forma que a distância entre elas possivelmente até aumentaria.

Seguindo a idéia de introduzir externalidades positivas na produção, Lucas (1988) sugeriu que o que gera a igualdade das taxas de progresso tecnológico e de crescimento de uma economia é a imobilidade do fator trabalho. Segundo o autor, a mobilidade do trabalho (emigração ou imigração) em uma economia pode proporcionar mudanças na produtividade do capital humano. Isto é, a elevação do estoque de capital humano agregado gera um efeito de transbordamento que justifica um grande ganho social na elevação do investimento neste fator. Em outras palavras, o capital humano possui retornos crescentes de escala.

Romer (1990) propôs um modelo de equilíbrio em competição monopolística competitivo onde o progresso tecnológico passa a ser um bem público não rival. Nesse modelo, onde a taxa de crescimento é dada pelo acumulo de capital humano,

o autor enfatiza a capacidade de o capital humano gerar inovações para o desenvolvimento da economia.

De Long e Summers (1991) mostraram que há uma forte correlação entre investimento em capital físico e crescimento do produto, mesmo no contexto do modelo neoclássico. Logo depois, Mankiw, Romer e Weil (1992) fizeram um ajuste, incluindo no modelo o investimento em capital humano, onde confirmaram o resultado previsto pelo modelo neoclássico de crescimento e verificaram que, mesmo no modelo estendido, os países convergem para o seu estado estacionário.

Fazendo uma cuidadosa decomposição do crescimento dos países de crescimento rápido do Leste Asiático (Coréia, Cingapura, Taiwan e Hong Kong) em quatro parcelas (elevação do coeficiente de participação, acumulação de capital, elevação da escolaridade e resíduo - PTF), Young (1995) concluiu que o crescimento dessas economias deveu-se principalmente à acumulação de fatores. Segundo ele, a parte do crescimento relativa à PTF foi pequena.

Na segunda metade da década de 90 começaram a surgir trabalhos que defendem que a PTF tem um peso maior no crescimento do que os autores da época lhe estavam atribuindo.

Pessôa (2003) comenta que Blomstrom, Lipsey e Zejan (1996) mostraram que a forte correlação entre crescimento e investimento que De Long e Summers (1991) encontraram é fruto de causação reversa. Segundo os autores, o crescimento do produto é que gera o crescimento do investimento e, portanto, elevar o investimento não produz aumento do produto e a elevação do investimento não eleva a taxa de crescimento.

Klenow e Rodriguez-Clare (1997) e Hall e Jones (1999), fazendo um exercício de decomposição do crescimento, apresentaram evidências adicionais que apontam a PTF como determinante principal do crescimento, e concluem que as diferenças na produtividade são responsáveis por aproximadamente 50% da variabilidade do produto por trabalhador da amostra.

Gomes, Pessôa e Veloso (2003) analisaram a evolução da PTF para a economia brasileira entre 1950 e 2000. Os resultados indicaram que, entre 1950 e 1966, a PTF teve uma pequena elevação, entre 1967 e 1976, que este crescimento foi expressivo acompanhado de uma pequena queda na relação capital-produto, e que entre 1977 e 1991, houve um forte aprofundamento do fator capital e uma queda significativa da PTF e que, finalmente, a partir de 1991, houve uma estabilidade

tanto da PTF quanto da relação capital-produto. Eles concluem que “os resultados sugerem que a fronteira tecnológica foi o principal determinante do produto por trabalhador da economia brasileira...” (Gomes, Pessôa e Veloso, p. 43).

Procuraremos mostrar, nesta dissertação, por meio de um exercício de decomposição do crescimento aplicado ao Brasil, que o aumento da qualidade da mão-de-obra, representada pelo aumento da escolaridade, foi um importante fator para explicar o crescimento do produto no país entre 1950 e 2005. A hipótese principal é de que o capital humano afeta de modo expressivo e positivo o crescimento de longo prazo do Brasil. Por meio de análise econométrica identificaremos os efeitos de cada um dos fatores determinantes do crescimento econômico e testaremos nossa hipótese principal.

No próximo capítulo faremos um breve histórico das referências teóricas sobre a decomposição do crescimento, onde focaremos autores que corroboram com a nossa hipótese de impacto positivo do capital humano no crescimento econômico de um país.

No capítulo seguinte apresentaremos a metodologia que será utilizada na decomposição do crescimento econômico brasileiro e, no terceiro capítulo, descreveremos qual será a base de dados utilizada para cada um dos parâmetros utilizados na estimação. Utilizamos duas formas funcionais de função de produção que são descritas no segundo capítulo.

O capítulo quatro é destinado aos resultados obtidos nas estimações da decomposição do crescimento com ambas as formas funcionais. Neste capítulo realizamos testes econométricos assintóticos para as equações estimadas. Nosso último capítulo é destinado à exposição das conclusões deste estudo.

1. DECOMPOSIÇÃO DO CRESCIMENTO: REFERÊNCIAS TEÓRICAS

A metodologia de decomposição do crescimento econômico visa determinar as contribuições do capital, do trabalho e da PTF para explicar a evolução da taxa de crescimento do produto. Esta última variável (PTF) reflete os ganhos de eficiência no uso dos fatores (capital e trabalho).

Como indicado na introdução, o papel da educação na determinação da produtividade da economia teve início com o trabalho de Schultz (1962) e Denison (1962) e, através de Romer (1986) e Lucas (1988), a importância do capital humano para o crescimento foi consagrada. A idéia principal é que o capital humano gera uma externalidade positiva no processo produtivo, à medida que a qualificação da mão-de-obra aumenta.

Romer (1990) usou a hipótese Minceriana [Mincer (1974)] para medir o capital humano, isto é, supõe que esta variável é proporcional ao número de anos de instrução ou treinamento de um indivíduo.[8] Em seu modelo, Romer separa o componente rival do conhecimento do componente não-rival, que é o componente tecnológico, e mostra a fundamental importância do capital humano na geração de idéias.

Barro (1991) fez um teste mais amplo da hipótese relativa à importância do capital humano, fazendo uma comparação das taxas de crescimento do PIB per capita para 98 países, entre os anos 1960 e 1985, incluindo-a entre as variáveis explicativas em um painel de regressões de decomposição do crescimento. Ele conclui que “para um dado nível inicial de PIB per capita, a taxa de crescimento é substancialmente positiva em relação à quantidade inicial do estoque de capital humano” (Barro, 1991, p. 22).

Pritchett (1996) estimou o impacto do capital humano e concluiu que o efeito da PTF no crescimento é grande, significante e negativo, em oposição a toda a literatura empírica sobre a decomposição do crescimento até então. Para explicar seu achado empírico o autor sugere: (i) que escolaridade não gera capital humano; (ii) que os retornos marginais da educação são decrescentes e (iii) que alguns

[8] Entenda-se por esta abordagem o uso de uma regressão logarítmica dos anos de estudo. Vale ressaltar que esta hipótese não é observável, para usá-la é necessário o uso de uma proxi, no caso, o número de anos de instrução formal.

ambientes perversos podem fazer com que a acumulação de capital humano reduza o crescimento econômico.[9]

Bils e Klenow (2000) estimaram o impacto da educação no crescimento utilizando a abordagem Minceriana, e concluíram que o canal entre a educação e aquele é demasiadamente frágil para explicar mais de um terço da variância da taxa de crescimento. Segundo eles, isto permanece verdadeiro mesmo quando levamos em consideração o efeito da educação na adoção de novas tecnologias. Como conclusão eles propõem que a relação empírica documentada por Barro não deve ser interpretada como prova do impacto da educação no crescimento.

Psacharapoulos e Patrinos (2002) fizeram uma grande atualização no estudo dos retornos do investimento em educação, estimando-o para 98 países, e concluíram que a taxa de retorno médio de mais um ano de estudo é de 10% ao ano. Eles mostraram que os maiores retornos são encontrados nos países latino-americanos, nos países da região do Caribe e da região da África Sub-Saariana. O retorno na Ásia é semelhante ao da média mundial e os países que possuem o menor retorno são os da OECD (*Organisation for Economic Co-operation and Development*).

Banerjee e Duflo (2004), usando a abordagem Minceriana e a base de dados de Psacharapoulos, concluíram que a taxa média de retorno da educação é de 8,26% ao ano.[10] Eles estimaram um painel de equações de regressão entre esta taxa e a média dos anos de estudos e encontraram um coeficiente negativo de 0,26, a um nível de confiança de 10%, que implica que os retornos da educação decrescem à medida que o número de anos de estudo se eleva, variando entre 6,9% e 10,1% ao ano. Os autores também ressaltaram que com a inclusão de países mais pobres o coeficiente se elevou em valor absoluto para (-0,45).

Caselli (2004) fez uma análise entre 93 países no ano de 1996 e provou que a eficiência (resíduo) tem o papel mais importante na explicação do crescimento econômico dos países por ele selecionados. Ele usou diferentes funções de produção e diferentes formas de estimação para tentar reduzir o resíduo, mas seu

---

[9] Este efeito negativo pode ser justificado com um argumento mais simples. Na medida em que o capital humano é mais um insumo a contribuir para a produção, é natural que o seu efeito em uma regressão que o omite acaba capturado pelo termo que representa a produtividade dos fatores. Quando ele é introduzido na equação, e sua contribuição para a taxa de crescimento do produto é positiva, é de se esperar que a taxa de crescimento da PTD se reduza.

[10] Vale ressaltar que os autores fizeram complementações à base de dados original.

objetivo não era o de concluir qual função geraria o menor resíduo, mas sim destacar a necessidade de estudar o resíduo da regressão e seu significado.

Loening (2005) avaliou a contribuição do capital humano para o crescimento econômico da Guatemala nos 50 anos anteriores, pois aquele país possui poucos estudos que analisam padrões de crescimento e não havia nenhum estudo que analisasse empiricamente o impacto direto da educação no crescimento. Em seu estudo, o autor analisa o impacto dos diferentes níveis de instrução empregando uma metodologia de correção de erros, e seus resultados revelam que um trabalhador com maior nível de instrução tem um impacto positivo significativo no crescimento de longo prazo. Sua conclusão foi de que o capital humano possui um forte impacto no crescimento de longo prazo do país, e que a educação explica mais de 50% do crescimento do produto nas últimas cinco décadas na Guatemala. Vale ressaltar que ele também concluiu que o nível de instrução cuja elevação tem maior impacto no crescimento é o secundário.

Como podemos observar, a literatura internacional sobre o impacto do capital humano no crescimento econômico é farta nas últimas décadas. No Brasil também surgiram, recentemente, vários estudos com o mesmo objetivo, como se discute a seguir.

Pessôa (2003) sintetizou a experiência de crescimento de 83 economias de mercado nos últimos 40 anos e, como no trabalho de Young (1995), utilizou a hipótese de que a taxa de crescimento do produto está correlacionada à de crescimento da PTF. Neste, ele concluiu que:

> "Do ponto de vista descritivo o crescimento das economias nos últimos 40 anos deveu-se principalmente à acumulação de fatores de produção, isto é, elevação da relação capital-produto e elevação da escolaridade média. A componente específica da produtividade apresentou, na média, redução. No entanto, esta componente foi a que apresentou maior variabilidade entre as economias, sendo, portanto, a principal responsável pela diversidade observada de taxas de crescimento do produto por trabalhador no período" (Pessôa, 2003, p 24).

Em síntese, o autor argumenta que tal conclusão não é tautológica, e que se pode concluir que a evolução da PTF depende essencialmente de fatores idiossincráticos de cada economia.

Pessôa, Gomes e Veloso (2003) analisaram a evolução da produtividade total dos fatores (PTF) para a economia brasileira de 1950 a 2000. Como primeira contribuição, fizeram uma análise comparativa da PTF, com uma amostra de países desenvolvidos e em desenvolvimento, e confrontaram com os dados do Brasil. Desta

forma, puderam identificar até que ponto a PTF no Brasil reflete as especificidades da economia brasileira.

O nível da PTF foi separado em duas parcelas: (i) uma taxa de crescimento da produtividade[11], constante e comum a todas as economias e (ii) produtividade total dos fatores descontada - PTFD[12], correspondente à diferença entre a evolução da PTF e a fronteira tecnológica com a qual cada país se depara. Isto permitiu avaliar até que ponto a trajetória de uma economia reflete uma dinâmica de transição ou crescimento balanceado[13]. Para o período de análise, os autores concluíram que o Brasil oscilou entre o crescimento balanceado e dinâmicas de transição.

Outra contribuição dos autores foi a utilização de uma metodologia de decomposição diferente da empregada na literatura até então[14], e concluem que o progresso tecnológico foi o principal determinante do crescimento do produto por trabalhador da economia brasileira no período 1950-2000. Em sua comparação com outros países, os autores concluem que as variações da PTF refletem características próprias da economia brasileira.

Também utilizando uma função de produção neoclássica com formulação Minceriana de retornos sobre a educação para modelar o capital humano, Ferreira, Pessôa e Veloso (2004) fizeram uma decomposição do crescimento para o Brasil, e afirmam que:

> "entender a natureza das diferenças do produto per capita entre os países deve ser o maior objetivo na literatura de crescimento econômico, dado que o nível do produto per capita para um dado país pode ser interpretado como o resultado do seu crescimento acumulado" (Ferreira, Pessôa e Veloso, 2004, p.2).

Eles concluem que até 1975, aproximadamente, as elevações na produtividade eram o motor do crescimento, e que não foi a simples acumulação de

---

[11] "Chamamos esta parcela de evolução da fronteira tecnológica e a mesma será calculada com base no comportamento de longo prazo do produto por trabalhador da economia americana". (Pessôa, Gomes e Veloso, 2003, p.2).

[12] "Entendemos por PTFD a componente de produtividade específica ao país, enquanto a fronteira corresponde ao crescimento da produtividade resultante da ligação da economia com as demais economias de mercado". (Pessôa, Gomes e Veloso, 2003, p.2).

[13] Uma síntese dos modelos de crescimento econômico será apresentada no próximo capítulo.

[14] Os autores denominaram esta metodologia como "... decomposição alternativa do crescimento, que desconta da contribuição da acumulação de capital para o crescimento econômico a parcela que é induzida pelo progresso tecnológico e/ou pela elevação da escolaridade da população". (Pessôa, Gomes e Veloso, 2003, p.2).

fatores produtivos que gerou crescimento. Reconhecendo a importância do trabalho de Young (1995) no estudo do crescimento econômico, eles fazem também uma importante análise sobre os países de crescimento do Leste Asiático – os chamados Tigres Asiáticos, incorporando também uma comparação com o trabalho de Young (1995). Diferentemente de outros autores que apenas fizeram comparações entre os seus resultados e aqueles obtidos por Young, eles fizeram uma comparação do crescimento desses países com o do resto do mundo por duas razões: a relatividade do conceito de milagre econômico e o fato de diversos modelos focarem no crescimento relativo e não no crescimento absoluto. Este trabalho nos permite ter uma visão holística de como tais países traçaram sua estratégia de crescimento.

Nem todos os autores atuais convergem nas suas conclusões. Bacha e Bonelli (2004) concluem em sua avaliação quantitativa da experiência brasileira de crescimento no longo prazo, cobrindo o período 1940-2002, que a relação produto-capital é decrescente, e que o impacto da PTF variou muito ao longo dos anos, chegando a um valor negativo de 1,7% a.a. entre 1984 e 1993 e negativo de 0,8%aa entre 1984 e 1993, se recuperando apenas entre 1993 e 2002 atingindo um valor positivo em 1,2%aa.

Barossi-Filho, Silva e Diniz (2005) ressaltaram as limitações do modelo de Solow, inclusive criticando a não compatibilidade das estimações relativas à participação do capital na renda com os dados das contas nacionais dos países. Utilizando novas técnicas econométricas, os autores selecionaram um grupo de países cujas séries de dados apresentavam as mesmas propriedades estocásticas para estimar a participação do capital no PIB entre 1959 e 1989. Porém, em suas conclusões, encontraram uma compatibilidade entre elas e concluem que o valor da taxa de participação do capital na renda influencia a velocidade de convergência das taxas de crescimento econômico dos países.

Finalmente, Ferreira, Pessôa e Veloso (2006) concluíram que, na média, a PTF na América Latina foi maior do que a dos Estados Unidos e de outros países nos anos 70.

Nestas referências buscamos ressaltar alguns dos estudos mais importantes na literatura da decomposição do crescimento econômico e que nos servirão de base no próximo capítulo para a confecção do nosso modelo de decomposição do crescimento econômico brasileiro.

2. METODOLOGIA

Este capítulo será subdividido em três seções. Na primeira apresentaremos as duas modelagens adotadas e seus componentes, sendo esta seção dividida em quatro grupos referentes às formas das funções de produção, força de trabalho, estoque de capital físico e estoque de capital humano.

Na segunda seção apresentamos as equações utilizadas para estimar a decomposição do crescimento do Brasil entre 1977 e 2005 e, na última, apresentaremos a base de dados utilizada para realizar tal decomposição.

2.1. Modelagem

Uma forma de se estimar o impacto do capital humano na produtividade da economia seria a utilização de modelos endógenos de crescimento, porém, no que se refere ao capital humano, os autores vêm caracterizando tal impacto como adicional e como não determinante. Assim sendo, os modelos exógenos de crescimento são preferíveis, pois nestes o impacto passa a ser determinante.

Portanto, necessitamos representar uma função de produção que inclua o capital humano como uma variável explanatória adicional no modelo de crescimento de Solow, como fizeram Mankiw et al. (1992). Uma possível representação desta função seria a equação (1), descrita como:

$$Y_t = A_t K_t^{\alpha} H_t^{\beta} L_t^{\gamma} \quad (1)$$

onde Y_t é o produto, A_t é a produtividade dos fatores K_t é o estoque capital físico, L_t é a população ocupada na faixa etária entre os 18 e 60 anos e H_t é o estoque capital humano. Onde, a soma $\alpha+\beta+\gamma$ indica o grau de retornos de escala. Na hipótese desta soma ser inferior à unidade, temos retornos decrescentes de escala.

Se, adicionalmente, for feita a hipótese de retornos constantes de escala, como usualmente se faz, e como fizeram Mankiw et al (1992), temos a equação (1.1).

$$Y_t = K_t^{\alpha} H_t^{\beta} \left(A_t L_t \right)^{1-(\alpha+\beta)} \quad (1.1)$$

Nosso modelo é similar ao de Mankiw, mas considera que a força de trabalho é composta de dois grupos com características próprias. Ele se apóia em um conjunto de hipóteses, aproveitando aquelas adotadas pelo modelo representado em (1.1), e modificando-as e estendendo-as para que se ajustassem ao nosso modelo. Elas estão listadas a seguir:

1. A evolução da fronteira tecnológica é dada pela taxa de crescimento de longo prazo do produto por trabalhador;
2. Esta taxa de crescimento reflete a evolução da produtividade dos trabalhadores;
3. As possibilidades de produção são representadas por uma função de produção agregada homogênea de primeiro grau;
4. O impacto da educação sobre a produtividade é descrito pelo impacto da educação sobre a remuneração do trabalhador no mercado de trabalho. Tal raciocínio aplica-se, analogamente, sobre o capital e sua remuneração no mercado de capitais.
5. A força de trabalho é composta de duas faixas etárias que têm comportamento diferenciado com relação à evolução dos seus contingentes e do capital humano por elas acumulado.

As três primeiras hipóteses são básicas em modelos neoclássicos. A quarta hipótese implica que, no caso de externalidades positivas, haverá impacto na produtividade total dos fatores. A última hipótese permite a desagregação da força de trabalho e estoque de capital humano em duas faixas etárias, entre 18 e 35 anos e entre 36 e 60 anos, cuja motivação já foi discutida anteriormente. A próxima seção detalha os modelos que iremos utilizar.

2.1.1. Função de produção

Nesta seção discutimos as hipóteses alternativas aqui examinadas quanto à forma funcional da função de produção.

2.1.1.1. Cobb-Douglas

A formulação mais simples do modelo neoclássico de crescimento utiliza uma função de produção do tipo Cobb-Douglas, onde a elasticidade de substituição entre capital físico, capital humano e trabalho é unitária. Ela é representada na equação (1.2).

$$Y_t = A_t K_t^{\alpha} H_t^{\beta} L_t^{1-(\alpha+\beta)} \quad (1.2)$$

onde Y_t é o produto, A_t é a produtividade total dos fatores (PTF), K_t é o estoque capital físico, L_t é a população ocupada na faixa etária entre os 18 e 60 anos e H_t é o estoque capital humano.

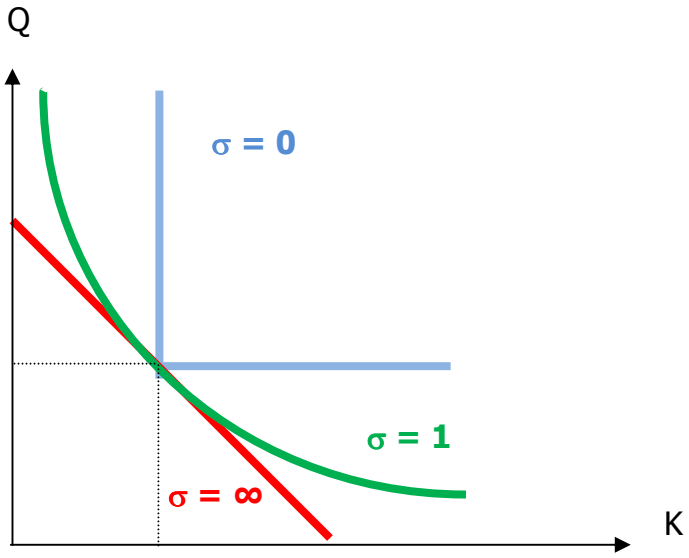
2.1.1.2. Elasticidade de substituição constante

Outra hipótese quanto à forma funcional da função de produção freqüentemente encontrada na literatura, que generaliza a Cobb-Douglas, é a CES – Constant Elasticity of Substitution. Nela, o valor adicionado é resultado da combinação de capital (K) e um amalgamado de mão-de-obra (Q) através de uma função de produção CES com elasticidade de substituição igual a $\sigma = -(\rho - 1)^{-1}$, vetor parâmetros de distribuição dos fatores ω, e um parâmetro de escala A, que mede a produtividade total dos fatores, como indicado na equação (1.3),

$$Y_t = A_t \left[\omega K_t^{\rho} + (1-\omega) Q_t^{\rho} \right]^{1/\rho} \quad (1.3)$$

Esta formulação permite que, variando o expoente da equação (1.3), se possa representar na função de produção setorial a gama de situações encontradas na economia real quanto à facilidade de substituição entre os fatores. Se $\sigma = 0$ obtém-se a função de produção de Leontief, de proporções fixas entre fatores, e se $\sigma \to \infty$ produz-se uma fronteira de produção linear com substituição perfeita entre fatores. Nos casos intermediários, a combinação de fatores depende dos seus preços

relativos. Quando $\sigma = 1$ temos o caso especial da função de produção Cobb-Douglas, onde a razão entre os dispêndios com os fatores é constante.



Fonte: Elaboração da autora.

Figura 1 – Isoquantas da função de produção do tipo CES

2.1.2. Força de trabalho

A equação agregada da função de produção é especificada supondo que o trabalho é produzido pela população ocupada na faixa etária dos 18 aos 60 anos. Tal população, por sua vez, é igual ao produto da população economicamente ativa (PEA) por (1-taxa de desemprego) no período. Aqui vamos desagregar esta população em duas faixas etárias: uma relativa à faixa dos 18 aos 35 anos, com L1 pessoas, e outra relativa à faixa dos 36 aos 60 anos, com L2 pessoas. O trabalhador representativo de cada uma destas duas faixas é, portanto, diferente.

Fazemos isto porque existe evidência empírica, tanto para o Brasil (como indicado adiante) quanto no âmbito internacional, como mostrado por Loening (2005), que a taxa de crescimento do contingente e a de acumulação de capital humano destas duas faixas etárias são significativamente diferentes. Desta forma, poderemos reduzir o resíduo da equação estimada pelos diversos autores, citados no capítulo anterior, e estimar a contribuição dos trabalhadores de cada uma das

faixas etárias para o crescimento do país. Outra possível vantagem desta decomposição é a criação de políticas públicas diferenciadas para cada faixa etária, com base na avaliação mais precisa do impacto sobre o crescimento agregado.

Feita tal desagregação, torna-se necessário especificar uma função de agregação. Admitimos aqui que a oferta total de trabalho é uma combinação Cobb-Douglas destes dois tipos de trabalhadores, com parâmetro η, conforme indicado em (2).

$$L_t = L1_t^{\eta} L2_t^{1-\eta} \quad (2)$$

A motivação desta hipótese se prende à vantagem de ser uma agregação simples, mas ao mesmo tempo flexível, que apresenta ao modelo retornos constantes de escala.

2.1.3. Estoque de capital humano

O capital humano destes dois conjuntos de trabalhadores também se combina de acordo com a mesma função de agregação da força de trabalho, como indicado em (3).

$$H_t = H1_t^{\eta} H2_t^{1-\eta} \quad (3)$$

onde H1 se refere à faixa etária entre 18 e 35 anos e H2 se refere à faixa etária entre 35 e 60 anos.

Admite-se que o estoque capital humano destas duas faixas etárias de trabalhadores pode ser calculado empregando a função log-linear proposta por Mincer (1974), conforme as equações (4) e (5), onde a função $\varphi(\cdot)$ é o retorno da educação, calculado como descrito abaixo.

$$H1_t = L1_t e^{\varphi(s1_t)} \Leftrightarrow h1_t = e^{\varphi(s1_t)} \quad (4)$$

$$H2_t = L2_t e^{\phi(s2_t)} \Leftrightarrow h2_t = e^{\phi(s2_t)} \quad (5)$$

onde $h1_t = H1_t / L1_t$ é o capital humano por trabalhador na faixa etária entre os 18 e 35 anos, $s1_t$ é a média de anos de estudo da população ocupada na faixa etária entre os 18 e 35 anos, $h2_t = H2_t / L2_t$ é o capital humano por trabalhador na faixa etária entre os 36 e 60 anos, $s2_t$ é a média de anos de estudo da população ocupada na faixa etária entre os 36 e 60 anos e φ corresponde ao retorno da educação.

Segundo Psacharopoulos (1994), a evidência empírica indica que $\varphi(\cdot)$ é uma função côncava. Em particular, Bils e Klenow (2000) modelaram o retorno da educação por uma função logística do número de anos de estudo, como indicado em (6).

$$\varphi(s) = \frac{\theta}{1-\varphi} s^{1-\varphi} \quad (6)$$

onde $\theta > 0$ e $0 < \varphi < 1$.

Apesar da maioria dos estudos da literatura utilizar esta formulação, utilizaremos também em nossas estimações, uma formulação alternativa, mais simples, onde o capital humano é diretamente proporcional ao número de anos de estudo.

2.1.4. Estoque de capital físico

O estoque de capital físico será calculado utilizando-se o método do inventário perpétuo. Trata-se de uma forma indireta de cálculo por meio da soma dos investimentos acumulados que, devidamente depreciada, converge ao longo do tempo para o estoque de capital fixo da economia. Dessa forma, o estoque legado

ao próximo ano é igual àquele do ano corrente, devidamente depreciado, somado aos investimentos realizados no ano corrente, conforme descrito pela equação (7).

$$K_{t+1} = (1-\delta)K_t + I_t \quad (7)$$

onde δ é a taxa de depreciação física do capital, I_t é o investimento bruto e K_t é o estoque de capital agregado.

2.2. Decomposição do crescimento

Diversos autores utilizam funções de produção do tipo Cobb-Douglas em estudo de decomposições do crescimento e alegam que não existem diferenças substantivas nos resultados ao utilizar funções de produção com elasticidade de substituição constante (*Constant Elasticity of Substitution* - CES). Optamos, portanto, em estimar a decomposição do crescimento utilizando as duas formas funcionais e verificar a existência ou não de diferenças substantivas nos resultados.

2.2.1. Forma funcional Cobb-Douglas

Para calcular a decomposição do crescimento, primeiramente vamos modificar a função de produção para incluir as formulações da força de trabalho e do estoque de capital humano, isto é, vamos substituir as equações (2) e (3) em (1.2). Desta forma temos a função de produção apresentada como na equação (8).

$$Y_t = A_t K_t^{\alpha} \left[(L1_t h1_t)^{\eta} (L2_t h2_t)^{1-\eta} \right]^{\beta} L_t^{1-(\alpha+\beta)} \quad (8)$$

Como estamos partindo da hipótese de retornos constantes de escala para essa função de produção, podemos trabalhar em sua forma unitária, dividindo

ambos os lados de (7) por L_t, levando em conta, ao dividir o lado direito, que $L = L^{\alpha} L^{\beta} L^{1-(\alpha+\beta)}$.

Definindo P1 e P2 como as proporções nas duas faixas etárias da população ocupada, isto é, $P1_t = L1_t / L_t$ e $P2_t = L2_t / L_t$, podemos reescrever a função de produção unitária como (9).

$$y_t = A_t k_t^{\alpha} \left[\left(P1 h1_t \right)^{\eta} \left(P2 h2_t \right)^{1-\eta} \right]^{\beta} \quad (9)$$

Definindo as variáveis auxiliares $g1_t = P1_t \cdot h1_t$ e $g2_t = P2_t \cdot h2_t$, e fazendo $A_t = A0 e^{\xi t}$, temos (10):

$$y_t = A0 e^{\xi t} k_t^{\alpha} \left[\left(g1_t \right)^{\eta} \left(g2_t \right)^{1-\eta} \right]^{\beta} \quad (10)$$

A equação será estimada em logaritmos, por conveniência computacional. Então, tomando o log de ambos os lados de (10), temos (11):

$$\begin{aligned} \log\left(y_t\right) &= \log\left(A0\right) + \xi t + \alpha \log\left(k_t\right) + \\ &\beta\eta\left[\log\left(g1_t\right) - \log\left(g2_t\right)\right] + \beta \log\left(g2_t\right) \end{aligned} \quad (11)$$

Definindo o coeficiente auxiliar $\upsilon = \beta\eta$, temos a equação (12).

$$\log\left(y_t\right) = \log\left(A0\right) + \xi t + \alpha \log\left(k_t\right) + \upsilon \log\left(g1_t / g2_t\right) + \beta \log\left(g2_t\right) \quad (12)$$

Como as séries para capital e produto possuem raízes unitárias, isto é, são integradas de ordem 1 ou I(1), como demonstrado no Anexo I, a equação deve ser estimada em primeiras diferenças, como indicado em (13), para excluir o risco de obtermos uma regressão espúria. Na equação (13) introduzimos o erro estocástico iid representado por ε_t com distribuição normal de média μ e variância σ^2.

$$\log(y_t)-\log(y_{t-1})=\xi+\alpha[\log(k_t)-\log(k_{t-1})]+$$
$$\upsilon[\log(g1_t/g2_t)-\log(g1_{t-1}/g2_{t-1})]+\beta[\log(g2_t)-\log(g2_{t-1})]+\varepsilon_t \quad (13)$$

Obtidas estimativas $\hat{\xi},\hat{\alpha},\hat{\beta},\hat{\upsilon}$, para os parâmetros, $\hat{\xi}$ é a taxa média estimada de variação da produtividade total dos fatores incluídos na função de produção no período considerado, $\hat{\alpha}$ é a estimativa da participação da remuneração do capital na renda e $\hat{\beta}$ é a participação da remuneração do capital humano na renda. A estimativa da participação da remuneração do fator trabalho na renda é $1-(\hat{\alpha}+\hat{\beta})$. O valor estimado do expoente da função de agregação das duas faixas etárias na mão-de-obra pode ser calculado como $\hat{\eta}=\hat{\upsilon}/\hat{\beta}$, e mede a participação da remuneração da primeira faixa etária na renda agregada do trabalho e do capital humano.

Finalmente, $A0$ pode ser estimado pela equação (12) para o ano de 1977 (t=0) ou estimada para todo o período, tomando os valores encontrados acima para os parâmetros como dados:

$$\log(A0)=\log(y_0)-[\alpha\log(k_0)+\upsilon\log(g1_0/g2_0)+\beta\log(g2_0)] \quad (14)$$

Para obter a decomposição do crescimento, aplicado ao Brasil, entre 1977 e 2005, estimaremos a equação (13) levando em consideração a equação (14), mas isto não basta, porque a economia funcionando com a função de produção (1) de modo ótimo, visando maximizar o "lucro", terá como regra de comportamento a condição de a participação da remuneração do capital na renda nacional ser constante como indicado em (15):

$$\frac{rK}{YP_y}=\alpha \quad (15)$$

Na série temporal para os dados que entram em (1.2), observam-se variações na utilização dos fatores (que lá estão representados por índices de quantidade)

devido às variações dos preços relativos dos fatores. Isto tem que ser levado em conta na estimação, lembrando que a equação empírica correspondendo a (15) tem um erro estocástico μ_t e que a participação da remuneração do capital (excedente operacional bruto mais rendimento de autônomos) no PIB pode ser obtida das contas nacionais (z). Isto está representado em (16):

$$z_t = \alpha + \mu_t \quad (16)$$

Vamos, portanto, estimar o sistema simultâneo representado pelas equações (13) e (16).

2.2.2. Forma funcional CES

Nesta seção fazemos a decomposição do crescimento brasileiro com as mesmas hipóteses adotadas anteriormente, apenas alterando a forma funcional da função de produção para CES, isto é, utilizando a equação (1.3).

Supõe-se que os preços são determinados com base na produtividade marginal dos fatores. A condição de primeira ordem de maximização de lucro será determinada por (17):

$$\frac{r}{p} = \omega\left(\frac{Y}{K}\right)^{1+\rho} \quad (17)$$

Como temos informação sobre a participação da renda dos fatores na renda agregada (z_t) e sendo a participação do capital denominada π_t, podemos transformar esta equação para inferir o que esta implica na participação. Para transformá-la, iremos multiplicá-la pela relação capital/produto, isto é, por K/Y, conforme (18):

$$z_t = \frac{r_t K_t}{p_t Y_t} = \omega\left(\frac{Y_t}{K_t}\right)^{\rho} \quad (18)$$

Operando (18) para colocá-la em unidades de mão-de-obra, isto é, dividindo pela força de trabalho L_t, temos (19).

$$z_t = \frac{r_t K_t}{p_t Y_t} = \omega \left(\frac{y_t}{k_t} \right)^{\rho} \quad (19)$$

Para isolarmos o produtor por trabalhador, manipulamos algebricamente esta conforme (20) e (21):

$$z_t^{1/\rho} = \omega^{1/\rho} \left(\frac{y_t}{k_t} \right) \quad (20)$$

$$y_t = \left(\frac{z_t}{\omega} \right)^{1/\rho} k_t \quad (21)$$

Conforme descrição em nossa metodologia, o fator trabalho é uma agregação de capital humano e da oferta de trabalhadores. Vamos admitir que esta agregação seja do tipo Cobb-Douglas, cuja elasticidade de substituição é unitária, com parâmetro θ, conforme (22).

$$Q_t = L_t^{1-\theta} H_t^{\theta} \quad (22)$$

Como a função de produção do tipo CES possui retornos constantes à escala, a mesma pode ser escrita em termos unitários, dividindo por Q_t.

$$y_t = \frac{Y_t}{Q_t} = A_t \left[\omega k_t^{\rho} + (1-\omega) q_t^{\rho} \right]^{1/\rho} \quad (23)$$

Pela mesma razão as funções de agregação de mão-de-obra e capital humano podem também ser escritas em termos unitários.

$$q_t = h_t^{\theta} \quad (24)$$

$$y_t = A_t \left[\omega k_t^{\rho} + (1-\omega) h_t^{\theta\rho} \right]^{1/\rho} \quad (25)$$

Mas, se admitirmos como antes que a força de trabalho é uma agregação dos trabalhadores nas duas faixas etárias:

$$L_t = L1_t^{\eta} L2_t^{1-\eta} \quad (2)$$

O capital humano destes dois conjuntos de trabalhadores também se combina de acordo com a mesma função de agregação

$$H_t = H1_t^{\eta} H2_t^{1-\eta} \quad (3)$$

onde H1 se refere à faixa etária entre 18 e 35 anos e H2 se refere à faixa etária entre 35 e 60 anos.

Podemos descrever, portanto, o estoque de capital humano conforme (26) e o mesmo em termos unitários, conforme (27) e (28).

$$H_t = \left(h1_t L1_t\right)^{\eta} \left(h2_t L2_t\right)^{1-\eta} \quad (26)$$

$$h_t = \frac{H_t}{L_t} = \left(P1_t h1_t\right)^{\eta} \left(P2_t h2_t\right)^{1-\eta} \quad (27)$$

$$h_t = \frac{H_t}{L_t} = g1_t^{\eta} g2_t^{1-\eta} \quad (28)$$

De posse da equação (28), podemos substituí-la em (25) e obtermos (29).

$$y_t = A_t \left[\omega k_t^{\rho} + (1-\omega) \left(g1_t^{\eta} g2_t^{1-\eta} \right)^{\theta\rho} \right]^{1/\rho} \quad (29)$$

3. BASE DE DADOS

Neste capitulo discutimos a construção da base de dados utilizada para estimar as equações empíricas aqui apresentadas.

Buscando esta consistência optamos por utilizar, sempre que possível, dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE, fundamentalmente do Sistema de Contas Nacionais, da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) e da Pesquisa Mensal de Emprego (PME). Porém, alguns dados não se encontram disponíveis e foi necessária a construção das respectivas séries.

Foi tomado todo cuidado possível na geração dessas séries para que mantivéssemos completo controle sobre todas as etapas do processo. Todas as transformações dos dados básicos nas variáveis utilizadas na estimação encontram-se discriminadas detalhadamente na seção Transformações (3.6).

3.1. Produto

Para representar o produto utilizaremos a série do Produto Interno Bruto (PIB), do Sistema de Contas Nacionais do IBGE, expressa em moeda de R$ de 2005, através do uso do deflator implícito do PIB, ambas obtidas do IPEAdata.[15] Trata-se, portanto, de um índice de produto real de base móvel, conforme recomenda a moderna técnica de construção de dados para estudos desta natureza.

[15] Série Transformação de PIB (deflator: Deflator implícito do PIB) - R$(milhões) - IBGE/SCN 2000 Anual - SCN_PIBN.

Tabela 1 – Produto Interno Bruto – bilhões de R$ de 2005

Ano	PIB	Ano	PIB	Ano	PIB
1977	1023	1987	1484	1997	1789
1978	1074	1988	1483	1998	1790
1979	1147	1989	1530	1999	1794
1980	1252	1990	1464	2000	1872
1981	1199	1991	1479	2001	1896
1982	1209	1992	1472	2002	1947
1983	1173	1993	1541	2003	1969
1984	1237	1994	1623	2004	2081
1985	1334	1995	1694	2005	2147
1986	1434	1996	1731		

Fonte: IBGE/SCN 2000 Anual - SCN_PIBN

3.2. Força de trabalho

A série da população ocupada no período não estava imediatamente disponível, e foi construída a partir da série da População Economicamente Ativa (PEA), através da multiplicação pela taxa de desemprego. A série da PEA, por sua vez, foi construída a partir de série da População em Idade Ativa (PIA), multiplicando-a pela taxa de participação.

A PIA no Brasil é definida como sendo a população com idade igual ou superior a 10 anos, e só está disponível a partir de dados primários (PNAD) para as regiões metropolitanas. Como necessitamos de dados de escopo nacional, procuramos fontes alternativas que contivessem a desagregação etária da população total. Para isto utilizamos os dados qüinqüenais das Nações Unidas (2006),[16] que têm a vantagem de consistência assegurada por um modelo demográfico aplicado a todos os países do mundo.

Conforme a Tabela 2, a classificação lá disponível que mais se aproxima da que desejávamos se refere à proporção da população entre 0 e 14 anos na população total. Foi feita então uma hipótese linear para inferir a proporção da população com idade entre 0 e 10 anos na total, e por complementaridade, a proporção com mais de 10 anos. Estes dados qüinqüenais foram interpolados de

[16] Population Division of the Department of Economic and Social Affairs of the United Nations Secretariat, World Population Prospects: The 2006 Revision and World Urbanization Prospects: The 2005 Revision, http://esa.un.org/unpp.

modo linear para produzir uma série anual. Estas proporções foram então aplicadas à série de população residente do IBGE, extraída do IPEAdata.

Tabela 2 – Razão entre a População em Idade Ativa e a População Residente

Ano	População entre 0 e 14 anos (%)(1)	Extrapolação - Pop. entre 0 e 10 anos (%)(2)	Diferença - Pop. Acima de 10 anos (%)(3)
1975	40,3	28,8	71,2
1980	38,1	27,2	72,8
1985	37,0	26,4	73,6
1990	35,3	25,2	74,8
1995	32,5	23,2	76,8
2000	29,6	21,1	78,9
2005	27,8	19,9	80,1

Fonte: (1) Population Division of the Department of Economic and Social Affairs of the United Nations Secretariat, World Population Prospects: The 2006 Revision and World Urbanization Prospects: The 2005 Revision, http://esa.un.org/unpp.

(2) e (3) Elaboração da autora.

Para construir a série de taxas de participação da PIA na PEA, utilizamos as informações de Scorzafave e Menezes-Filho (2005) para o período entre 1977 e 1990, e as informações de IPEA (2003)[17] para a década de 90. De 2000 em diante, utilizamos a série do IPEAdata para a taxa de atividade nas regiões metropolitanas.[18] Foi tomado o cuidado de evitar descontinuidades na série, encadeando as séries destas três fontes de dados nos anos de transição entre elas. Em 1991 não houve nenhuma indicação de descontinuidade, e não foi feito nenhum ajuste. Em 2000 havia sinais de diferenças do comportamento das séries anteriores e posteiores àquela data, provavelmente devidas a mudanças de critérios das duas fontes de dados que ocorreram na Pesquisa Mensal de Emprego (PME). Em conseqüência, as proporções originais para o período 2001-2005 foram elevadas em 4%, para encadear as séries.

A taxa de emprego foi obtida como a diferença com relação à unidade dos valores das séries para a taxa de desemprego extraídas do IPEAdata[19]. Aqui, novamente, as séries derivadas da PME antiga e nova foram encadeadas de modo a evitar descontinuidades, multiplicando a série da PME antiga por um fator que faz

[17] IPEA, Boletim de Conjuntura nº 61 do IPEA, de Julho de 2003.

[18] Série IBGE/PME-PMEN12_TATIV12.

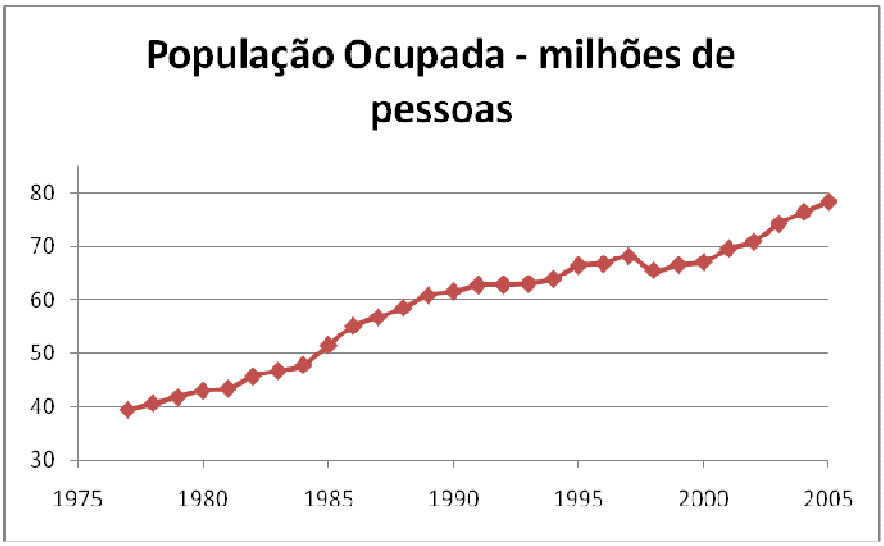
[19] Séries IBGE/PME – PME12_TD12 e IBGE/PME – PMEN12_TD12

com que elas coincidam em 2000. Para o período de 1977 a 1980 foi necessário fazer uma extrapolação linear a partir do comportamento no início da década de 80. Assim, a série de população ocupada foi obtida multiplicando as séries do índice de emprego e da PEA, obtida como descrito no parágrafo anterior. Este cálculo está detalhado na Tabela 3, onde a população ocupada representa a força de trabalho na nossa função de produção.

Tabela 3 – População Ocupada (milhões de pessoas)

Ano	População Residente (pessoas) (1)	Participação da faixa acima de 10 anos na população total (%) (2)	PIA – População em Idade Ativa (maiores de 10 anos) milhões (3)	Taxa de participação PEA/PIA(4)	População Economicamente Ativa(5)	Taxa de desemprego (%) (6)	População Ocupada (7)
1977	1,10E+08	71,2	78,7	54,3	42,7	7,7	39,4
1978	1,13E+08	71,7	81,2	54,8	44,5	8,7	40,6
1979	1,16E+08	72,3	83,7	55,3	46,3	9,7	41,8
1980	1,19E+08	72,8	86,3	55,8	48,1	10,7	43,0
1981	1,21E+08	72,9	88,5	56,3	49,8	13,0	43,3
1982	1,24E+08	73,1	90,8	56,8	51,6	11,4	45,7
1983	1,27E+08	73,3	93,1	57,3	53,3	12,5	46,7
1984	1,30E+08	73,4	95,5	57,8	55,2	13,4	47,8
1985	1,33E+08	73,6	97,8	58,3	57,0	9,7	51,5
1986	1,36E+08	73,8	100,3	58,8	58,9	6,6	55,0
1987	1,39E+08	74,1	102,6	59,3	60,8	6,7	56,7
1988	1,41E+08	74,3	105,0	59,8	62,7	6,9	58,4
1989	1,44E+08	74,5	107,3	60,3	64,7	6,0	60,8
1990	1,47E+08	74,8	109,6	60,8	66,6	7,7	61,5
1991	1,49E+08	75,2	112,1	61,3	68,7	8,6	62,7
1992	1,52E+08	75,6	114,5	61,0	69,9	10,1	62,8
1993	1,54E+08	76,0	117,0	59,5	69,6	9,5	63,0
1994	1,56E+08	76,4	119,5	58,7	70,2	9,0	63,9
1995	1,59E+08	76,8	122,0	59,3	72,3	8,2	66,4
1996	1,61E+08	77,2	124,5	59,3	73,8	9,6	66,7
1997	1,64E+08	77,6	127,1	59,6	75,8	10,1	68,1
1998	1,66E+08	78,0	129,7	58,5	75,9	13,8	65,5
1999	1,69E+08	78,4	132,4	58,2	77,0	13,6	66,5
2000	1,71E+08	78,9	135,1	57,0	77,0	12,9	67,1
2001	1,74E+08	79,1	137,5	57,0	78,3	11,3	69,5
2002	1,76E+08	79,4	140,0	57,3	80,2	11,7	70,9
2003	1,79E+08	79,6	142,5	59,4	84,6	12,3	74,2
2004	1,82E+08	79,9	145,1	59,4	86,2	11,5	76,3
2005	1,84E+08	80,1	147,6	58,8	86,9	9,8	78,3

Fonte: (1) População residente - 1º de julho - Habitante - IBGE/Pop - DEPIS_POP / (2) Interpolação linear para obtenção da série anual. / (3), (4), (5) e (7) Elaboração da autora. / (6) Taxa de desemprego - IBGE/PME antiga e IBGE/PME



Fonte: Elaboração da autora.

Figura 2 – População Ocupada (em milhões de pessoas)

A Figura 2 apresenta a trajetória da população ocupada entre 1977 e 2005.

Esta população ocupada foi dividida em duas faixas etárias, para fins de estimação da função de produção, pois suas características quanto ao capital humano são bastante distintas, como discutido anteriormente. Esta desagregação foi feita com base nos microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), referentes à porcentagem de pessoas com idade de 18 e 35 anos entre os ocupados e de 36 e 60 anos entre os ocupados. Eles estão disponíveis entre os anos de 1976 e 2005, o que foi o principal determinante para a escolha de 1977 como inicial para nosso trabalho empírico. Para os anos em que a PNAD não foi realizada, 1980, 1991, 1994 e 2000, foi feita, em cada caso, uma interpolação da estatística com base nos anos precedente e subseqüente. Esta decomposição está detalhada na Tabela 4.

Tabela 4 – População Ocupada por faixas etárias (%)

Ano	18 e 35 anos (P1)	36 e 60 anos (P2)
1977	60,64	39,36
1978	60,96	39,04
1979	60,50	39,50
1980	60,54	39,46
1981	60,57	39,43
1982	60,95	39,05
1983	60,61	39,39
1984	60,97	39,03
1985	61,15	38,85
1986	60,76	39,24
1987	60,14	39,86
1988	59,51	40,49
1989	59,31	40,69
1990	58,51	41,49
1991	57,94	42,06
1992	57,41	42,59
1993	56,65	43,35
1994	56,10	43,90
1995	55,58	44,42
1996	54,79	45,21
1997	54,76	45,24
1998	53,80	46,20
1999	53,48	46,52
2000	53,34	46,66
2001	53,22	46,78
2002	52,69	47,31
2003	52,54	47,46
2004	52,08	47,92
2005	51,89	48,11

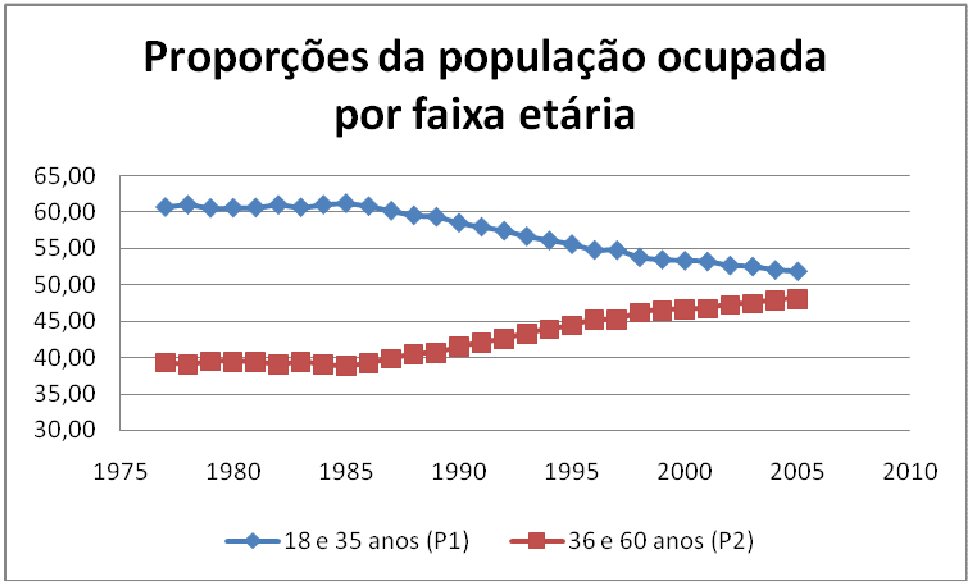
Fonte: Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) - Microdados

A trajetória das proporções é apresentada na Figura 3, onde fica evidente a diferença no comportamento das duas faixas etárias, premissa da nossa formulação para a função de produção. Ele mostra que as proporções de pessoas ocupadas entre as faixas etárias estão se igualando progressivamente ao longo do período de nossa analise.

Algumas razões podem ser atribuídas a esse movimento. Uma seria a elevação da expectativa de vida da população brasileira e, com isso, uma parcela crescente desta tende a se manter na ativa, integrando a força de trabalho do país por mais tempo do que anteriormente. Outra seria a redução do índice de mortalidade ao longo das últimas décadas.

Talvez, outra razão seja as recentes mudanças na política previdenciária nacional. Devido à última reforma que reduziu a idade mínima para recebimento de

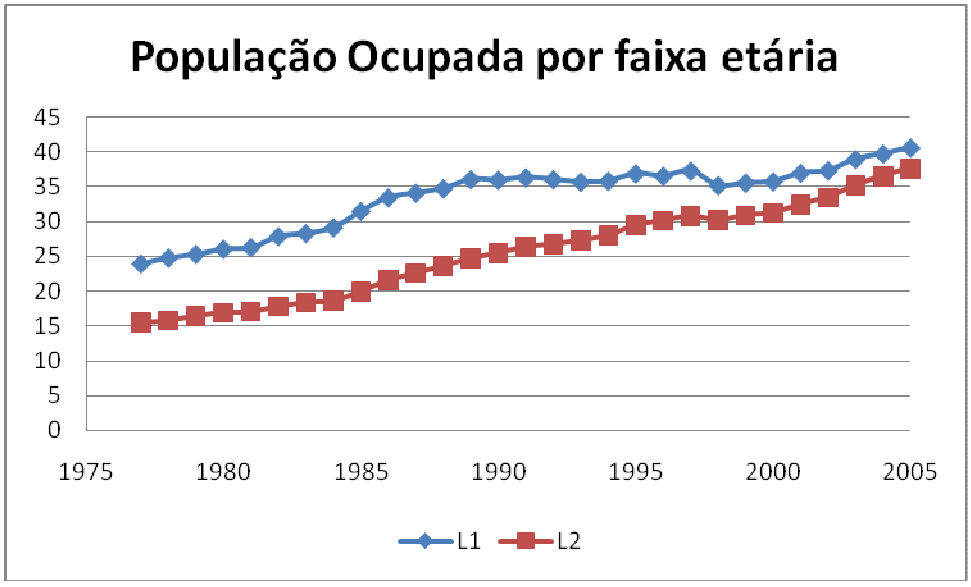
aposentadoria, a média de idade da população ocupada se elevou. Poderíamos especular os motivos, porém, este não é o foco desta dissertação.



Fonte: Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) – Microdados.

Figura 3 – Proporções da População Ocupada por faixa etária (%)

Dispondo das proporções e do total, podemos calcular o contingente de cada uma das faixas etárias. Elas são representadas na Figura 4, onde L1 é a população ocupada referente à faixa etária entre os 18 e 35 anos, e L2 a população ocupada referente à faixa etária dos 36 a 60 anos.



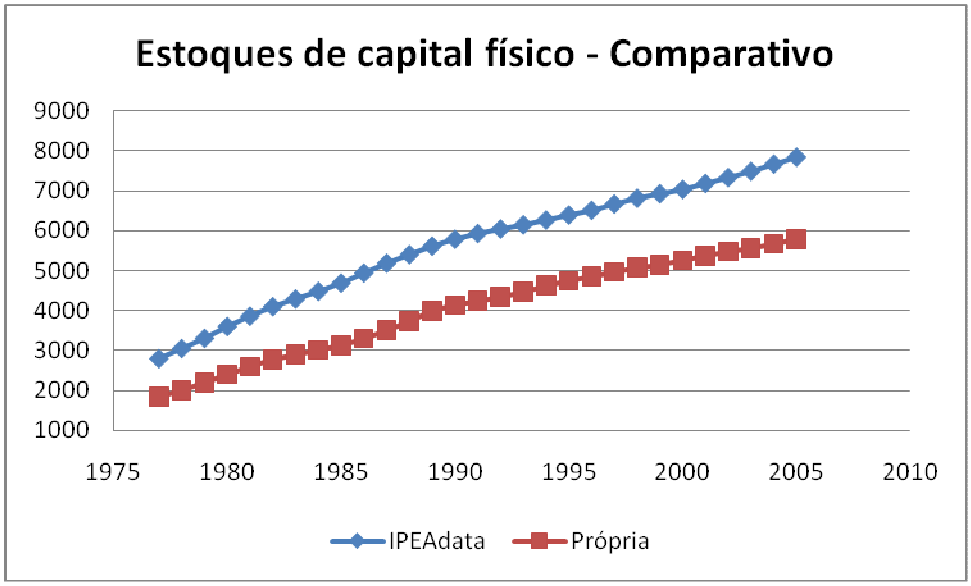
Fonte: Elaboração da autora.

Figura 4 – População Ocupada por faixa etária (em milhões de pessoas)

3.3. Capital físico

Para a série de capital físico optamos por não adotar nenhuma das séries disponíveis na literatura, pois desejávamos controlar a base de dados do modelo. Além disto, algumas delas são construídas como índices de base fixa, o que as torna incompatíveis com o índice que adotamos para o produto, inviabilizando o seu uso concorrente em uma mesma equação.

Uma série muito utilizada em estudos de desenvolvimento econômico é a de Morandi e Reis (2004), disponível no IPEAdata. A autora em suas estimativas de estoque de capital fixo fez uma desagregação "segundo o setor produtor dos bens de capital (construção e máquinas e equipamentos) e o setor institucional responsável pelo investimento (governo e setor privado)". Preferimos também não utilizá-la, pois esta medida inclui uma valoração indireta do estoque de capital em residências que poderia ser incompatível com a formulação adotada para a função de produção neste estudo.



Fonte: Elaboração da autora.

Figura 5 – Séries de estoque de capital físico (bilhões de R$ de 2005)

A Figura 5 compara a série que obtivemos e a série do IPEAdata. Como pode ser observado, a série do IPEAdata que segue a metodologia de Morandi e Reis

apresenta sempre valores mais elevados do que a elaborada por nós, e uma taxa de crescimento também ligeiramente maior.

Os diferentes métodos para apurar o estoque de capital estão descritos em Feu (2004). Dentre eles, destacam-se:

a) método com taxa de depreciação constante sobre o estoque, onde se determina o estoque inicial e deprecia-se este a uma taxa geométrica constante, taxa essa exógena ao modelo.

b) método de estoque permanente ou método de estoque perpétuo (MEP) que é um somatório dos investimentos líquidos passados. Neste método a taxa de depreciação é endógena ao modelo, alterando o estoque de capital na medida em que a proporção de investimento em relação ao PIB varia.

A autora calculou o estoque de três formas, com base nos dados de formação bruta de capital fixo do IBGE (2003) [20]. São elas:

i. MEP com depreciação linear com defasagem de 10% do tempo de vida do capital, suposto igual ao fornecido pela OECD (1999) por tipo de bem.
ii. MEP com depreciação linear usando os parâmetros de tempo de vida fornecidos pelo IBGE (2003).
iii. Método com taxa de depreciação geométrica constante sobre o estoque usando taxa de depreciação "equivalente" aos tempos de vida fornecidos por IBGE (2003), aplicada ao estoque de capital do ano anterior.

Segundo a autora:

> "Na primeira forma, os tempos de vidas utilizados são de 48 anos para construção e 19 para máquinas e equipamentos, com defasagem de dois anos para o início da depreciação para máquinas e equipamentos e de cinco anos para construções. Portanto, como se supõe que o investimento é agregado ao estoque de capital no ano seguinte ao de sua realização, um investimento no ano zero torna-se efetivo no ano um e começa, se a defasagem for de cinco anos, a ser sucatado no ano seis.
> Nas duas últimas formas, a vida útil estimada é de 50 anos nas construções residenciais, de 40 anos nas construções não residenciais e de 20 anos para máquinas e equipamentos. Nestas formas, a defasagem padrão é de um ano. Ou seja, o investimento é realizado no ano zero, torna-se produtivo no ano um e começa a ser depreciado no ano dois" (Feu, 2004, p.2).

Nesta pesquisa, o índice de estoque de capital físico real foi construído a partir do método do estoque (ou inventário) permanente. Segundo Feu, nesta metodologia o estoque de capital é dado por:

---

[20] Estatísticas disponíveis no CD Room da publicação "Estatísticas do Século XX".

$$K_{t+1} = (1-\delta)K_t + I_t$$

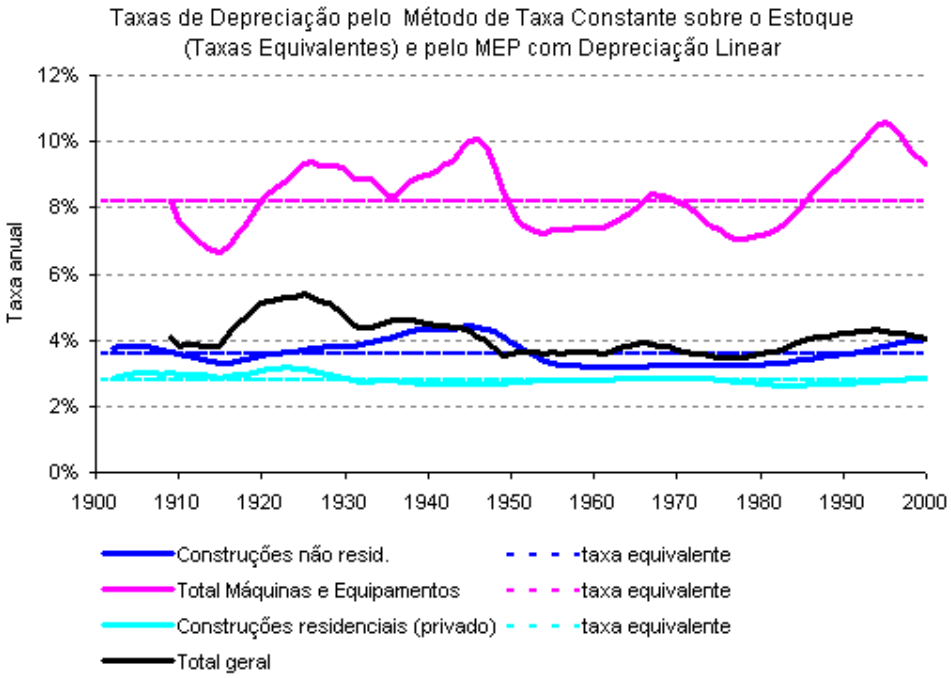
onde a taxa de depreciação que incide sobre o estoque do ano é exógena.

Por sua vez, a taxa de depreciação do estoque total será a divisão entre a soma das depreciações correspondentes por tipo de estoque pela soma dos estoques. “Quanto à taxa de depreciação sobre estoque, esta foi estimada levando-se em conta a taxa de crescimento dos investimentos, e denominada de taxa de depreciação ‘equivalente’” (Feu, 2004, p.3).

Para aplicar tal metodologia, necessitamos de uma série de formação bruta de capital fixo consistente com a série utilizada para o PIB, que esteja expressa, como indicado anteriormente, como um índice de base móvel, em R$ de 2005. Para isto, utilizamos a série da taxa de investimento, que é adimensional, e a multiplicamos pela série do PIB, obtendo assim uma série de investimento em base móvel, expressa em R$ de 2005. A série de taxa de investimento foi extraída do IPEAdata.[21]

Para aplicação da metodologia do inventário permanente uma variável crucial é a taxa de depreciação. Adotamos a taxa recomendada por Feu (2004), após observar que a taxa de depreciação do capital foi de aproximadamente 3,5% a.a. em meados da década de 70, e aumentou para 4% a.a. a partir de 2001. Segundo a autora, isso ocorreu principalmente devido ao envelhecimento do estoque de capital. Esta taxa de 4% a.a. também é a que pode ser obtida como uma média ponderada da taxa de depreciação dos principais bens de investimento, levando em conta a sua participação no investimento total. A Figura 5 apresenta essas taxas, bem como a taxa média do período, de cada um dos bens de capital principais. A taxa média agregada é a média ponderada dessas taxas para os vários bens, tomando como fator ponderação a participação média de cada um deles no investimento do período.

[21] Série: Taxa de investimento - preços correntes - (% PIB) - IBGE/SCN 2000 Anual - SCN_FBKFPIBV



Fonte: Feu (2004) - "A Produtividade do Capital no Brasil de 1950 a 2002". Economia&Energia - nº 42

Figura 6 - Taxas de depreciação equivalentes e taxa de depreciação para os diversos tipos de bens e para o agregado (total)

Os outros parâmetros importantes para a aplicação da metodologia do inventário permanente são o ano inicial e o estoque de capital neste mesmo ano. Adotamos um ano inicial menor possível, tendo em vista a disponibilidade de dados, e admitimos que a relação capital produto inicial fosse igual a dois. Assim, construímos a série a partir de 1956, mas só utilizamos os dados de 1977 até 2005. Estes valores são apresentados na Tabela 5.

Tabela 5 – Estoque de capital físico – bilhões de R$ de 2005

Ano	Capital Físico	Ano	Capital Físico	Ano	Capital Físico
1977	1822,95	1987	3493,31	1997	4954,31
1978	1989,14	1988	3714,41	1998	5059,86
1979	2177,41	1989	3976,89	1999	5138,42
1980	2385,27	1990	4120,27	2000	5247,33
1981	2581,27	1991	4223,25	2001	5360,39
1982	2755,86	1992	4325,48	2002	5464,97
1983	2879,53	1993	4449,53	2003	5547,19
1984	2998,12	1994	4608,23	2004	5660,35
1985	3118,42	1995	4734,37	2005	5776,17
1986	3280,61	1996	4836,99		

Fonte: Elaboração da autora

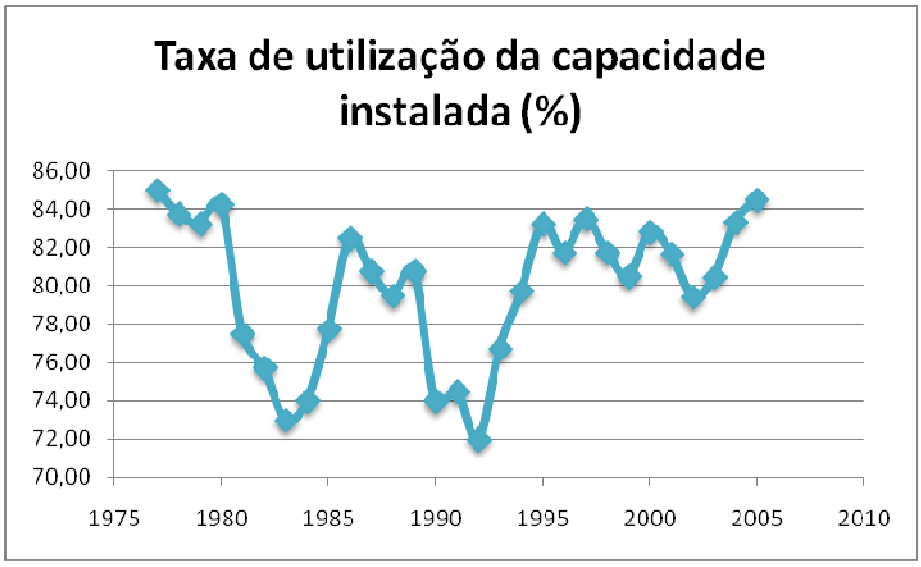
Entretanto, nem todo o capital disponível é utilizado na produção, pois uma parte dele fica ocioso devido ao ciclo econômico.

Tabela 6 – Estoque de capital físico efetivo – bilhões de R$ de 2005

Ano	Capital Físico Efetivo	Ano	Capital Físico Efetivo
1977	1549,51	1992	3114,35
1978	1665,90	1993	3415,01
1979	1812,69	1994	3675,06
1980	2009,59	1995	3941,36
1981	2000,48	1996	3954,24
1982	2087,57	1997	4136,85
1983	2102,05	1998	4136,44
1984	2218,61	1999	4136,43
1985	2424,57	2000	4346,10
1986	2706,50	2001	4378,10
1987	2820,85	2002	4340,55
1988	2952,95	2003	4464,10
1989	3211,34	2004	4716,48
1990	3049,00	2005	4880,86
1991	3146,32		

Fonte: Elaboração da autora

A série de capital efetivamente utilizado na produção, representada na Tabela 6, foi obtida multiplicando a oferta de capital calculada acima pela série da utilização da capacidade instalada da indústria, conforme Figura 7, disponível no IPEAdata.[22]



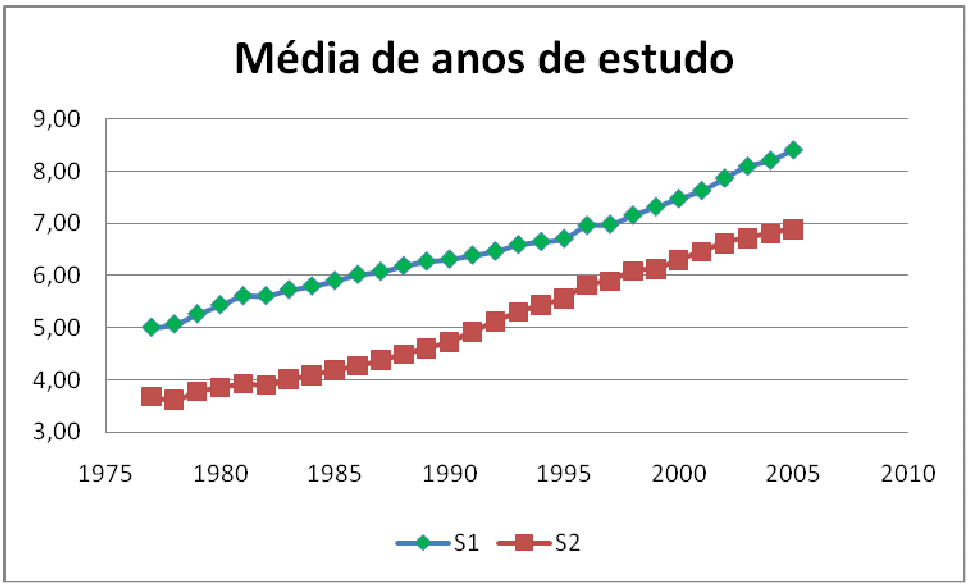
Fonte: FGV/Conj. Econômica - CE_CUTIND

Figura 7 - Taxas de utilização da capacidade instalada na indústria – médias (%)

[22] Série Utilização da capacidade instalada - indústria - média - (%) - FGV/Conj. Econômica - CE_CUTIND

3.4. Capital humano

A série da média de anos de estudo da população ocupada foi obtida dos microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD). Eles estão disponíveis entre os anos de 1976 e 2005. Para os anos em que a PNAD não foi realizada, 1980, 1991, 1994 e 2000, foi feita, em cada caso, uma interpolação da estatística com base nos anos precedente e subseqüente. Não utilizamos os dados correspondentes ao ano de 1976, pois nesta PNAD as pessoas que não tinham instrução ou que não declararam o seu nível de instrução possuem o mesmo código, o que prejudicou o cálculo da média de anos de estudo. Apenas os dados de 1977 em diante são utilizados nas estimativas.



Fonte: Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) – Microdados.

Figura 8 – Média de anos de estudo por faixa etária

Na Figura 8, observamos a evolução da média de anos de estudos, ao longo do período estudado, para as duas faixas etárias, sendo S1 a média de anos de estudo na faixa entre 18 e 35 anos e S2 a média de anos de estudo na faixa entre 36 e 60 anos.

Na Tabela 7 observamos um crescimento de 68% na média de anos de estudo da primeira faixa etária entre 1977 e 2005, enquanto o crescimento relativo à segunda faixa etária foi de 88% no mesmo período.

Tabela 7 – Média de anos de estudo por faixa etária

Ano	18 e 35 anos (S1)	36 e 60 anos (S2)	Ano	18 e 35 anos (S1)	36 e 60 anos (S2)
1977	5,00	3,67	1992	6,46	5,12
1978	5,06	3,61	1993	6,59	5,30
1979	5,26	3,77	1994	6,65	5,43
1980	5,43	3,85	1995	6,70	5,57
1981	5,61	3,92	1996	6,96	5,82
1982	5,61	3,90	1997	6,98	5,89
1983	5,72	4,01	1998	7,15	6,09
1984	5,79	4,09	1999	7,31	6,13
1985	5,90	4,19	2000	7,47	6,30
1986	6,01	4,26	2001	7,63	6,46
1987	6,07	4,38	2002	7,86	6,62
1988	6,18	4,49	2003	8,09	6,73
1989	6,27	4,60	2004	8,21	6,80
1990	6,31	4,73	2005	8,41	6,90
1991	6,39	4,92			

Fonte: Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) – Microdados.

Para converter os anos de estudo em um índice de capital humano utilizamos a equação (6), fazendo a mesma hipótese que Gomes, Pessôa e Veloso (2003) e Loening (2005) sobre os valores para os parâmetros. Estes autores adotaram os valores estimados por Bils e Klenow (2000), ou seja, $\theta=0,32$ e $\varphi = 0,58$ produzindo os resultados apresentados na Tabela 8.

Tabela 8 – Estoque de capital humano por faixa etária

Ano	18 e 35 anos (H1)	36 e 60 anos (H2)	Ano	18 e 35 anos (H1)	36 e 60 anos (H2)
1977	106,91	57,87	1992	191,24	121,43
1978	111,52	58,53	1993	191,92	126,79
1979	116,71	62,45	1994	193,89	132,33
1980	122,71	64,90	1995	200,85	141,36
1981	126,38	66,10	1996	204,32	148,88
1982	134,11	68,81	1997	208,90	153,36
1983	138,11	72,03	1998	200,77	153,98
1984	143,28	73,87	1999	206,20	158,20
1985	156,74	80,31	2000	210,65	162,93
1986	168,76	87,68	2001	221,17	172,37
1987	173,31	93,21	2002	228,49	180,84
1988	178,81	99,03	2003	243,84	192,08
1989	187,22	105,12	2004	251,37	201,17
1990	187,64	110,24	2005	261,83	209,27
1991	191,11	116,87			

Fonte: Elaboração da autora.

3.5. Participação do capital na renda

A série da participação do capital no PIB para o período não estava imediatamente disponível, e foi construída a partir da razão entre Excedente Operacional Bruto (EOB), inclusive rendimentos de autônomos, das Contas Nacionais e o PIB nominal, ambos em moeda corrente de 2005.

A série do EOB, por sua vez, só estava disponível a partir de 1990 e possuía informações relativas aos anos de 1970, 1975, 1980 e 1985. Para os anos cujas informações estavam indisponíveis fez-se uma interpolação linear. Deflacionamos a série para 2005, visando à compatibilidade com as demais variáveis do modelo. Visando a redução do erro, como o PIB nominal pode ser aferido pela soma relativa à participação do trabalho e da renda, buscamos informações relativas à participação do trabalho para minimizar um possível erro.

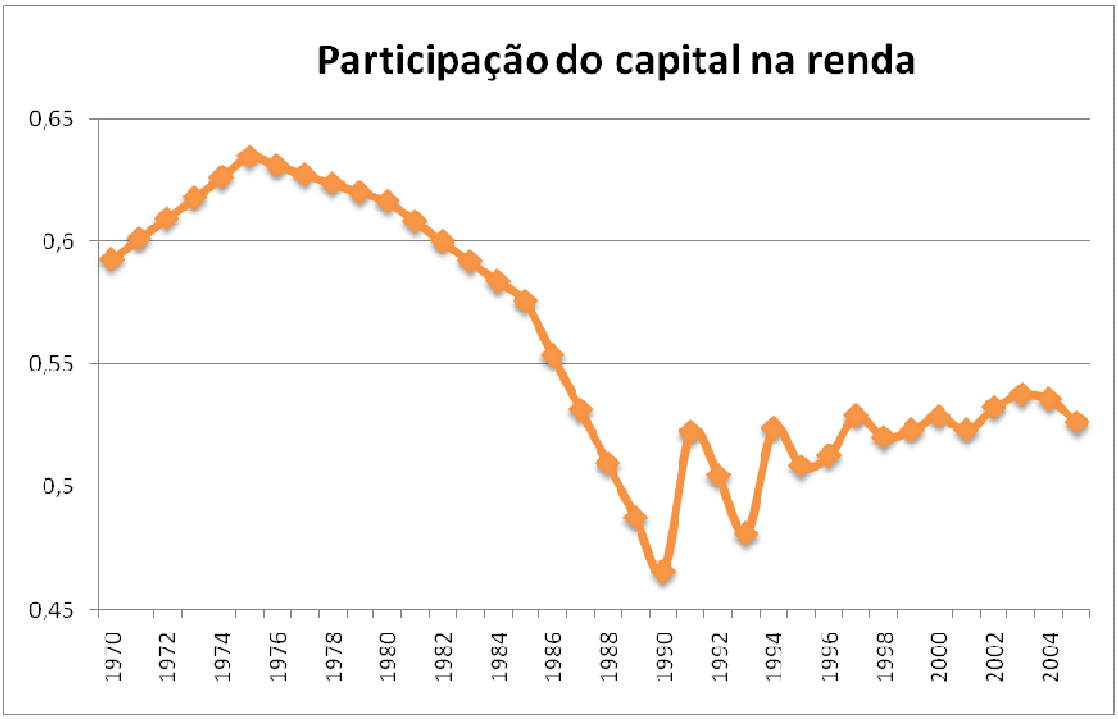
Para representar a participação do trabalho na renda utilizamos a série relativa à Remuneração dos Empregados (RE) das Contas Nacionais. Porém, como a série do EOB, os dados só estão disponíveis ano a ano a partir de 1990 e havia informações para os anos de 1970, 1975, 1980 e 1985. Por esse motivo, para obter a série completa fizemos uma interpolação linear e a deflacionamos para 2005, visando à compatibilidade as variáveis do modelo. Calculamos a diferença da soma da série de EOB e RE em relação ao PIB nacional, fizemos o ajuste necessário e recalculamos a participação do capital no PIB, conforme a Tabela 9.

Tabela 9 – Participação do capital no PIB (%)

Ano	Participação	Ano	Participação
1977	0,6272	1992	0,5045
1978	0,6236	1993	0,4808
1979	0,6200	1994	0,5239
1980	0,6163	1995	0,5085
1981	0,6082	1996	0,5127
1982	0,6000	1997	0,5290
1983	0,5918	1998	0,5202
1984	0,5836	1999	0,5231
1985	0,5754	2000	0,5287
1986	0,5534	2001	0,5231
1987	0,5315	2002	0,5324
1988	0,5095	2003	0,5376
1989	0,4875	2004	0,5357
1990	0,4655	2005	0,5262
1991	0,5222		

Fonte: Elaboração da autora.

A Figura 9, relativa à participação da remuneração do capital no PIB entre 1977 e 2005, mostra claramente que ela não é constante no período.



Fonte: Elaboração da autora.

Figura 9 – Participação da remuneração do capital no PIB entre 1977 e 2005

3.6. Transformações

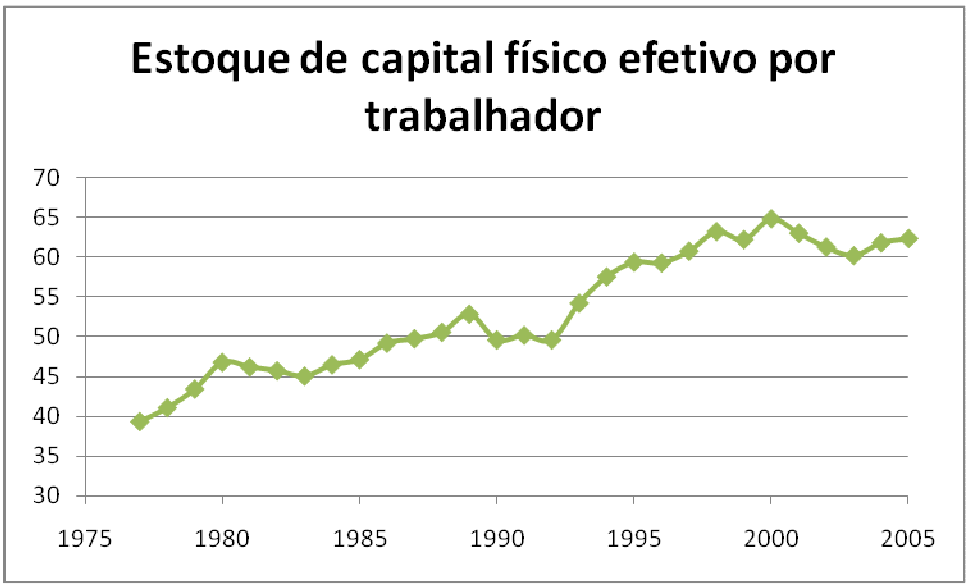
Para estimarmos nosso modelo, algumas transformações dos dados básicos são necessárias. Conforme equação (13), necessitamos de informações relativas ao PIB por unidade de mão-de-obra (y), do estoque de capital físico por unidade de mão-de-obra (k) e das variáveis auxiliares g1 e g2 que representam o estoque de capital humano por trabalhador em cada uma das faixas etárias ponderado pela sua participação relativa na força de trabalho.

Fazendo a razão do PIB pela força de trabalho temos o PIB em unidade de mão-de-obra, conforme Figura 10.

Fonte: Elaboração da autora.

Figura 10 – PIB por trabalhador ocupado – mil R$ de 2005

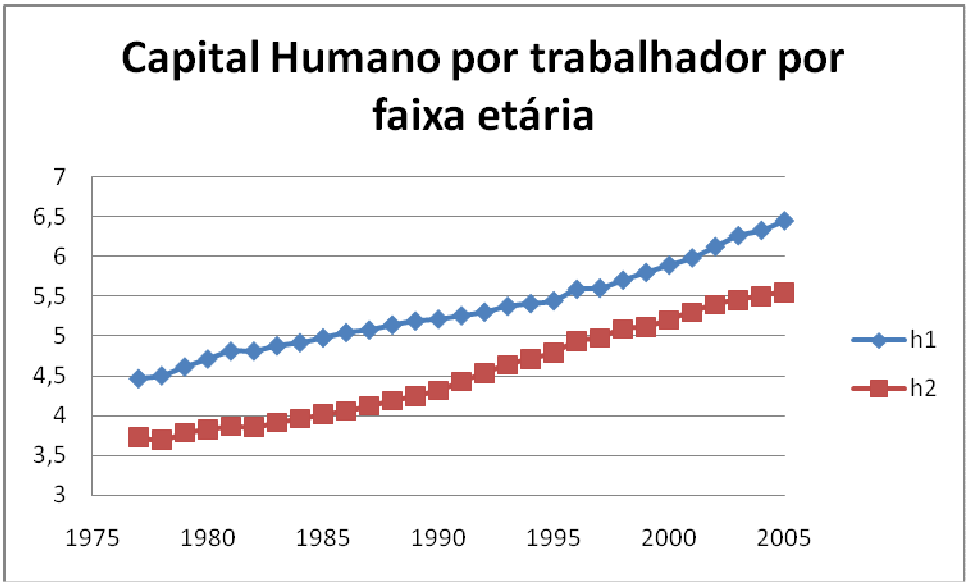
Calculando a razão entre o estoque de capital efetivo e a força de trabalho, temos o estoque de capital efetivo em unidades de mão-de-obra, mostrado na Figura 11.



Fonte: Elaboração da autora.

Figura 11 – Estoque de capital físico efetivo por trabalhador em mil de R$ de 2005

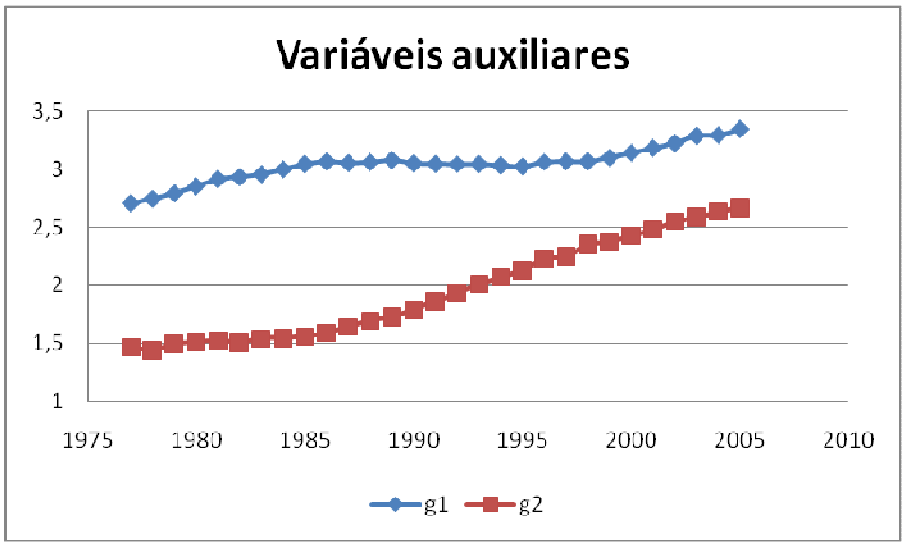
A Figura 12 mostra o capital humano por trabalhador nas faixas etárias de 18 a 35 anos e 36 a 60 anos, denominados h1 e h2, respectivamente.



Fonte: Elaboração da autora.

Figura 12 – Capital humano por trabalhador, por faixa etária

A Figura 13 representa as variáveis auxiliares g1 e g2 para o período estudado.



Fonte: Elaboração da autora.

Figura 13 – Variáveis auxiliares (g1 e g2)

A Tabela 10 mostra os valores de todas as variáveis efetivamente utilizadas na estimação.

Tabela 10 – Variáveis transformadas

Ano	y	k	g1	g2	g1/g2
1977	25,95	39,30	2,71	1,47	1,85
1978	26,46	41,05	2,75	1,44	1,91
1979	27,45	43,40	2,79	1,49	1,87
1980	29,13	46,76	2,86	1,51	1,89
1981	27,66	46,16	2,92	1,53	1,91
1982	26,45	45,69	2,93	1,51	1,95
1983	25,13	45,02	2,96	1,54	1,92
1984	25,89	46,45	3,00	1,55	1,94
1985	25,91	47,11	3,05	1,56	1,95
1986	26,05	49,17	3,07	1,59	1,92
1987	26,16	49,72	3,05	1,64	1,86
1988	25,39	50,55	3,06	1,70	1,81
1989	25,17	52,81	3,08	1,73	1,78
1990	23,80	49,58	3,05	1,79	1,70
1991	23,57	50,16	3,05	1,86	1,64
1992	23,43	49,58	3,04	1,93	1,57
1993	24,45	54,19	3,05	2,01	1,51
1994	25,39	57,51	3,03	2,07	1,47
1995	25,52	59,35	3,02	2,13	1,42
1996	25,94	59,26	3,06	2,23	1,37
1997	26,27	60,74	3,07	2,25	1,36
1998	27,35	63,20	3,07	2,35	1,30
1999	26,98	62,19	3,10	2,38	1,30
2000	27,91	64,80	3,14	2,43	1,29
2001	27,28	62,99	3,18	2,48	1,28
2002	27,47	61,25	3,22	2,55	1,26
2003	26,54	60,17	3,29	2,59	1,27
2004	27,27	61,79	3,29	2,64	1,25
2005	27,42	62,32	3,34	2,67	1,25

Fonte: Elaboração da autora.

Vale ressaltar que o software EViews não permite nomear uma variável utilizando a barra e, portanto, em nossas estimações, a razão g1/g2 será denominada g1g2.

4. RESULTADOS

4.1. Estimação de uma função de produção do tipo Cobb-Douglas

Utilizando o software estatístico EViews 6.0, estimamos a equação (13), que representa um exercício de decomposição do crescimento para o Brasil, entre 1977 e 2005, e obtivemos os resultados da Tabela 11.

Tabela 11 – Resultado da estimação da equação da decomposição do crescimento para o Brasil entre 1977 e 2005

Dependent Variable: LOG(Y)-LOG(Y(-1))
Method: Least Squares
Date: 05/31/08 Time: 21:36
Sample (adjusted): 1978 2005
Included observations: 28 after adjustments

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.022113	0.008882	-2.489575	0.0201
LOG(K)-LOG(K(-1))	0.728131	0.105624	6.893621	0.0000
LOG(G1G2)-LOG(G1G2(-1))	0.508485	0.488188	1.041577	0.3080
LOG(G2)-LOG(G2(-1))	0.895847	0.651619	1.374801	0.1819

R-squared	0.676863	Mean dependent var	0.001962
Adjusted R-squared	0.636471	S.D. dependent var	0.031478
S.E. of regression	0.018979	Akaike info criterion	-4.959411
Sum squared resid	0.008645	Schwarz criterion	-4.769096
Log likelihood	73.43175	Hannan-Quinn criter.	-4.901229
F-statistic	16.75730	Durbin-Watson stat	1.994064
Prob(F-statistic)	0.000004		

Fonte: Elaboração da autora.

A Tabela 11 mostra as estimativas $\hat{\xi}, \hat{\alpha}, \hat{\beta}, \hat{\upsilon}$ para os parâmetros, onde a taxa média estimada de variação da produtividade total dos fatores encontrada foi o valor aproximado de (-0,022), a participação do expoente do fator capital físico na função de produção foi de aproximadamente 0,728 e a participação do expoente do fator capital humano na função de produção foi de aproximadamente 0,508.

A estimativa do expoente do fator trabalho na função de produção, isto é, 1-$\alpha-\beta$, foi de aproximadamente (-0,624).

O valor estimado do expoente da função de agregação das duas faixas etárias na mão-de-obra, calculado como $\hat{\eta} = \hat{\upsilon} / \hat{\beta}$, que mede a participação da remuneração da primeira faixa etária na renda agregada do trabalho e do capital humano, foi de 0,5676. De posse deste estimador, recalculamos o L, chamado de L0, segundo a combinação Cobb-Douglas indicada na equação (2).

Com essa nova força de trabalho, recalculamos o PIB por unidade de mão-de-obra e o capital efetivo por unidade de mão-de-obra, sendo indicados como y0 e k0, respectivamente. Como o estoque de capital humano não se altera para a nova força de trabalho, as variáveis auxiliares g1 e g2 não se alteram.

Reestimando a equação da decomposição do crescimento considerando as novas variáveis obtivemos os resultados expressos na Tabela 12.

Tabela 12 – Novo resultado da estimação da equação da decomposição do crescimento para o Brasil entre 1977 e 2005

Dependent Variable: LOG(YO)-LOG(YO(-1))
Method: Least Squares
Date: 05/31/08 Time: 21:36
Sample (adjusted): 1978 2005
Included observations: 28 after adjustments

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.022134	0.008925	-2.480043	0.0205
LOG(KO)-LOG(KO(-1))	0.732510	0.106090	6.904578	0.0000
LOG(G1G2)-LOG(G1G2(-1))	0.511032	0.490371	1.042134	0.3077
LOG(G2)-LOG(G2(-1))	0.895821	0.654495	1.368722	0.1838

R-squared	0.677180	Mean dependent var	0.002021
Adjusted R-squared	0.636827	S.D. dependent var	0.031632
S.E. of regression	0.019063	Akaike info criterion	-4.950623
Sum squared resid	0.008721	Schwarz criterion	-4.760308
Log likelihood	73.30872	Hannan-Quinn criter.	-4.892442
F-statistic	16.78161	Durbin-Watson stat	1.990374
Prob(F-statistic)	0.000004		

Fonte: Elaboração da autora.

Como podemos observar as estimativas de $\hat{\xi}, \hat{\alpha}, \hat{\beta}, \hat{\upsilon}$ para os parâmetros não se alteraram muito. A taxa média estimada de variação da produtividade total dos fatores encontrada foi de (-0,022), a participação do expoente do fator capital físico na função de produção foi de 0,732 e a participação do expoente do fator capital humano na função de produção foi de 0,511. A estimativa do expoente do fator

trabalho na função de produção foi de aproximadamente (-0,628) e do expoente da função de agregação das duas faixas etárias na mão-de-obra foi de 0,5704.

Ferreira, Ellery Jr e Gomes (2005) já haviam identificado que a produtividade total dos fatores no Brasil entre 1970 e 2000 estava declinando. Os autores inseriram diversas variáveis visando uma modificação nos resultados, porém, o fato empírico do grande declínio da produtividade total dos fatores se manteve. Segundo os autores, a intervenção do governo no sistema de preços relativos da economia é a causa do declínio da PTF. Estes citam as políticas protecionistas e o processo de substituição de importações como fortes causas do declínio.

Portanto, a taxa média estimada de variação da produtividade total dos fatores negativa que encontramos para o período avaliado é condizente com os estudos atuais de decomposição do crescimento. Uma análise mais profunda dos resultados também será apresentada na próxima seção.

Na Tabela 12 observamos que o R^2 desta regressão é de 0,68 e que alguns coeficientes não são significativos no nível de confiança convencional de 5%. Entretanto, outros indicadores sugerem que a equação é satisfatória, como a normalidade dos resíduos, a ausência de heterocedasticidade e de autocorrelação dos resíduos, discutidos na seção de testes econométricos.

Antes de prosseguir, é necessário verificar se a condição marginal de primeira ordem é satisfeita pelos dados de nosso caso. A Figura 9 da participação da remuneração do capital no PIB entre 1977 e 2005, mostra claramente que ela não é constante no período e, portanto, a especificação Cobb-Douglas é, em princípio, insatisfatória. Pode-se especular se isto se dá porque a elasticidade de substituição unitária implícita na especificação da equação (1.2) pode ser excessivamente restritiva, ou seja, na prática, a razão capital/produto não varia suficientemente frente variações do preço do capital para compensá-las, resultando daí a variação da participação do capital na renda.

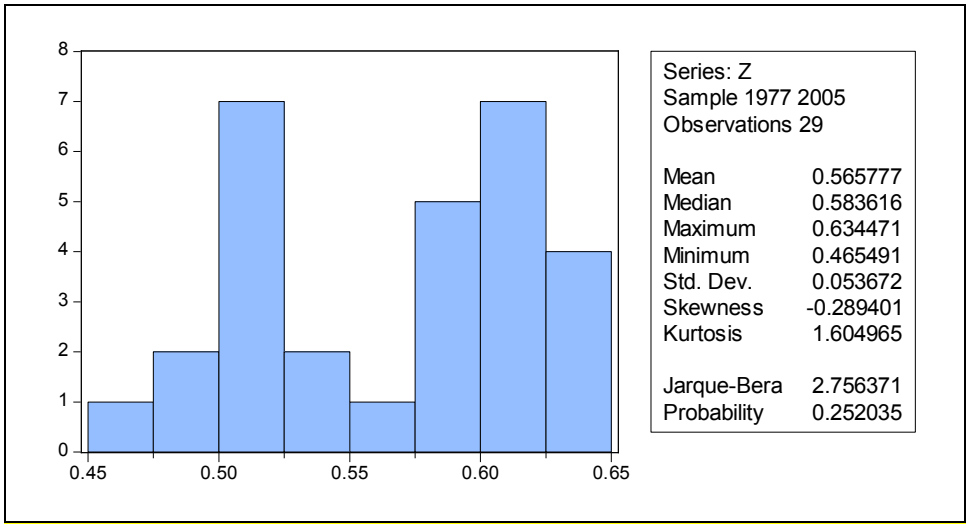
No entanto, a especificação Cobb-Douglas é amplamente utilizada devido a sua conveniência, e a seguir fazemos um esforço para identificar qual o valor dos parâmetros que a faz mais próxima dos dados possível. Ignorando as tendências evidentes na Figura 9, e com o espírito de encontrar uma estimativa de compromisso entre as equações (13) e (16), podemos identificar quais os valores relativos à participação do capital na renda que estão no intervalo de confiança das estimativas

de ambas as equações. Examinando as estatísticas da regressão, e tomando um intervalo de confiança igual a dois desvios-padrão, temos:

$$0{,}732510-2x0{,}106090 < \alpha < 0{,}732510+2x0{,}106090$$

$$0{,}52033 < \alpha < 0{,}94469$$

Examinando as estatísticas para z, apresentadas na Figura 14, temos:



Fonte: Elaboração da autora.

Figura 14 – Histograma da participação do capital na renda

Portanto, tomando um intervalo de confiança de 2 desvios-padrão para z, temos:

$$0{,}56577-2x0{,}053672 < z < 0{,}56577+2x0{,}053672$$

$$0{,}458426 < z < 0{,}673114$$

Portanto,

$$0{,}732510-2x0{,}106090 < \alpha < 0{,}56577+2x0{,}053672$$

$$0{,}52033 < \alpha < 0{,}673114$$

Tomamos $\alpha = 0,6$ como o ponto médio do intervalo. Com isso, reestimamos a equação, tomando aquele valor como dado, para calcular as estimativas dos outros parâmetros consistentes com aquele valor. Para isto, criar uma variável auxiliar x definida pela equação (30).

$$\log(x) = \log(y0) - 0,6\log(k0) \qquad (30)$$

Desta forma, podemos estimar a equação (13), condicionada a $\alpha = 0,6$, obtendo os resultados da Tabela 13.

Tabela 13 – Resultado da estimação da equação da decomposição do crescimento para o Brasil entre 1977 e 2005, com a participação do capital na renda constante

Dependent Variable: LOG(X)-LOG(X(-1))
Method: Least Squares
Date: 06/03/08 Time: 22:38
Sample (adjusted): 1978 2005
Included observations: 28 after adjustments

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.020130	0.008877	-2.267614	0.0323
LOG(G1G2)-LOG(G1G2(-1))	0.528570	0.495630	1.066462	0.2964
LOG(G2)-LOG(G2(-1))	0.915905	0.661586	1.384409	0.1785

R-squared	0.084876	Mean dependent var	-0.007892
Adjusted R-squared	0.011666	S.D. dependent var	0.019388
S.E. of regression	0.019275	Akaike info criterion	-4.959074
Sum squared resid	0.009288	Schwarz criterion	-4.816338
Log likelihood	72.42704	Hannan-Quinn criter.	-4.915438
F-statistic	1.159349	Durbin-Watson stat	1.967946
Prob(F-statistic)	0.329990		

Fonte: Elaboração da autora.

Nesta regressão o coeficiente de determinação é bastante baixo, porque ela se refere apenas a variação residual, depois que o efeito da principal variável explicativa (o capital) é levado em conta, mas as estimativas dos coeficientes ainda apresentam alguma significância, de modo que obtemos β=0,9159 e para η=0,5285/0,9159=0,5771. A tabela 14 compara as estimativas com e sem a participação do capital constante.

Tabela 14 – Valores estimados dos parâmetros da equação da decomposição do crescimento para o Brasil entre 1977 e 2005, com a participação do capital na renda livre e fixa em 60%

	Participação do capital na renda	
	Livre	Fixa em 60%
ξ =	(0,0221)	(0,0201)
α =	0,7325	0,6000
β=	0,8958	0,9159
υ=	0,5110	0,5286
η=	0,5705	0,5771
$1-(\alpha+\beta)$=	(0,6283)	(0,5159)

Fonte: Elaboração da autora

A análise da Tabela 14 nos permite afirmar que a taxa de variação da produtividade total dos fatores incluídos na função de produção no período considerado é negativa em de cerca de 2% ao ano, um valor bem próximo do valor negativo de 1,7% obtidos por Bacha e Bonelli (2004), para o período entre de 1984 e 1993.

Mantendo a participação do capital na renda igual a 60%, a estimativa de β se elevou em cerca de 2%, a estimativa de η se elevou em cerca de 1% e o estimador que sofreu a maior alteração, quase 18%, foi o relativo à contribuição estimada do fator trabalho.

4.2. Testes econométricos – Estimação Cobb-Douglas

Nesta seção apresentamos testes econométricos relativos à equação com especificação Cobb-Douglas, porém, vale ressaltar que os testes têm apenas validade marginal no nosso caso, devido à nossa amostra ser pequena, e os testes apresentados terem representatividade apenas assintótica, para amostras numerosas.

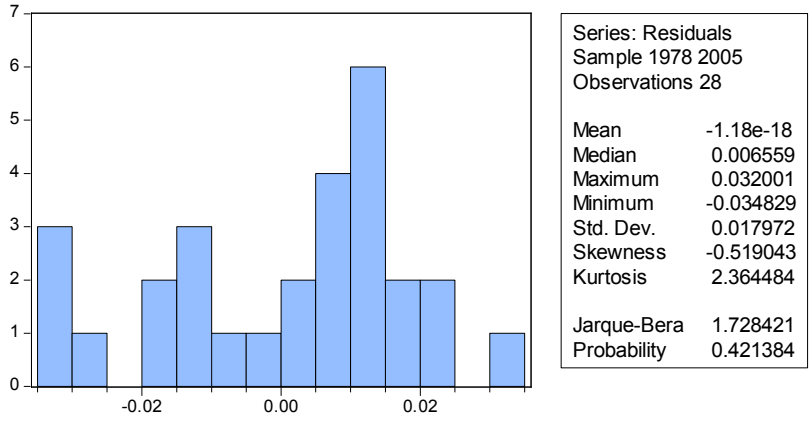
4.2.1. Análise dos coeficientes

Na Tabela 12, para um nível de confiança de 5%, rejeitamos a hipótese nula de que os coeficientes não são significativos para o coeficiente relativo à taxa de variação da produtividade total dos fatores e ao capital físico. Os demais coeficientes são não significativos na análise econométrica. Na Tabela 13 os coeficientes estimados $\hat{\beta}, \hat{\upsilon}$ são não significativos.

4.2.2. Análise de normalidade dos resíduos

Ao analisarmos o histograma dos resíduos da Tabela 12, indicado pela Figura 15, percebemos que o mesmo não está centrado próximo de zero, o que nos leva a pensar que este não representa uma normal aproximada, porém, para precisarmos tal fato, devemos, portanto, utilizar a estatística Jarque-Bera.

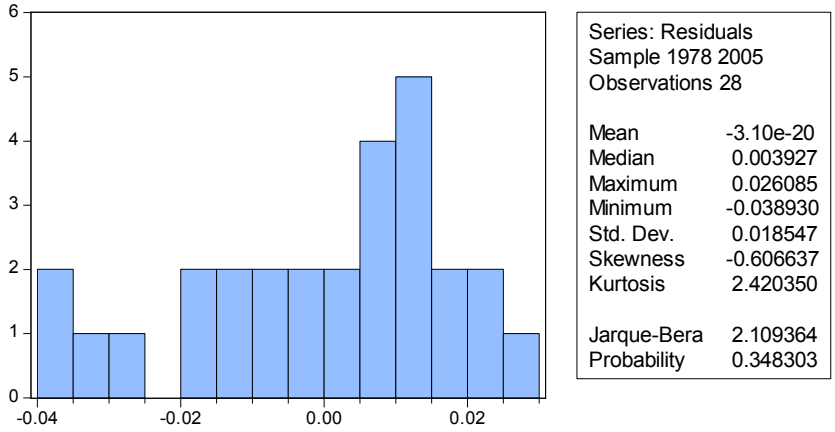
A estatística Jarque-Bera utiliza os conceitos de curtose e assimetria e, quando os resíduos são normalmente distribuídos, a estatística tem uma distribuição qui-quadrado com dois graus de liberdade. Para um nível de confiança de 95%, o valor crítico desta qui-quadrado é de 5,99. Como 1,73 é menor do que 5,99 temos evidência suficiente a partir dos resíduos para concluir que a hipótese de distribuição normal é razoável.



Fonte: Elaboração da autora.

Figura 15 – Histograma dos resíduos

A estatística Jarque-Bera dos resíduos da equação da decomposição do crescimento com a participação do capital na renda fixa em 0,6, apresentada na Figura 16, também não permite rejeitar a normalidade da distribuição dos resíduos.



Fonte: Elaboração da autora.

Figura 16 – Novo histograma dos resíduos

4.2.3. Análise de heterocedasticidade

Uma das hipóteses do modelo de regressão é a de homocedasticidade, isto é, a de que a variância teórica do termo de distúrbio aleatório, condicional em relação às variáveis independentes, é constante. Quando a variância teórica (não observável) do distúrbio aleatório muda ao longo de diferentes segmentos do intervalo de tempo considerado ou em função de variáveis independentes temos o caso de heteroscedasticidade. Se os resíduos são heterocedásticos, a estatística t calculada não possui distribuição normal nem mesmo para grandes amostras.

Para verificarmos se o comportamento dos resíduos demonstra presença de heterocedasticidade, utilizamos o Teste de White. Este é um teste da hipótese nula de que não há heteroscedasticidade contra a hipótese alternativa de que existe algum tipo de heteroscedasticidade, ainda que de forma exata desconhecida.

Realizamos o Teste de White para as duas equações da decomposição do crescimento. Os resultados do teste para a equação da decomposição sem e com a manutenção da participação do capital na renda encontram-se, respectivamente, nas Tabelas 15 e 16.

Em ambos os testes, não podemos rejeitar a hipótese nula de homocedasticidade, pois os valor-p são, respectivamente, 0,7840 e 0,7186. Só poderíamos rejeitar a hipótese em níveis muito altos de significância.

Tabela 15 – Teste de White

Heteroskedasticity Test: White			
F-statistic	0.494431	Prob. F(9,18)	0.8595
Obs*R-squared	5.549988	Prob. Chi-Square(9)	0.7840
Scaled explained SS	2.781870	Prob. Chi-Square(9)	0.9723

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 06/05/08 Time: 15:40
Sample: 1978 2005
Included observations: 28

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.61E-05	0.000360	0.072416	0.9431
LOG(KO)-LOG(KO(-1))	0.002004	0.007299	0.274585	0.7868
(LOG(KO)-LOG(KO(-1)))^2	0.020989	0.066605	0.315127	0.7563
(LOG(KO)-LOG(KO(-1)))*(LOG(G1G2)-LOG(G1G2(-1)))	-0.299642	0.334295	-0.896340	0.3819
(LOG(KO)-LOG(KO(-1)))*(LOG(G2)-LOG(G2(-1)))	-0.411602	0.508195	-0.809928	0.4286
LOG(G1G2)-LOG(G1G2(-1))	0.043911	0.049824	0.881333	0.3898
(LOG(G1G2)-LOG(G1G2(-1)))^2	-1.369491	1.846981	-0.741475	0.4680
(LOG(G1G2)-LOG(G1G2(-1)))*(LOG(G2)-LOG(G2(-1)))	-3.194541	4.470996	-0.714503	0.4841
LOG(G2)-LOG(G2(-1))	0.060190	0.063024	0.955021	0.3522
(LOG(G2)-LOG(G2(-1)))^2	-2.053978	2.793767	-0.735200	0.4717

R-squared	0.198214	Mean dependent var	0.000311
Adjusted R-squared	-0.202679	S.D. dependent var	0.000371
S.E. of regression	0.000406	Akaike info criterion	-12.50640
Sum squared resid	2.97E-06	Schwarz criterion	-12.03062
Log likelihood	185.0896	Hannan-Quinn criter.	-12.36095
F-statistic	0.494431	Durbin-Watson stat	1.686899
Prob(F-statistic)	0.859460		

Fonte: Elaboração da autora.

Tabela 16 – Novo teste de White

Heteroskedasticity Test: White			
F-statistic	0.504260	Prob. F(5,22)	0.7698
Obs*R-squared	2.878985	Prob. Chi-Square(5)	0.7186
Scaled explained SS	1.629929	Prob. Chi-Square(5)	0.8976

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 06/03/08 Time: 22:48
Sample: 1978 2005
Included observations: 28

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	7.55E-05	0.000370	0.203854	0.8403
LOG(G1G2)-LOG(G1G2(-1))	0.038497	0.048530	0.793257	0.4361
(LOG(G1G2)-LOG(G1G2(-1)))^2	-0.793895	1.606626	-0.494138	0.6261
(LOG(G1G2)-LOG(G1G2(-1)))*(LOG(G2)-LOG(G2(-1)))	-2.282726	4.055936	-0.562811	0.5793
LOG(G2)-LOG(G2(-1))	0.053541	0.062190	0.860923	0.3986
(LOG(G2)-LOG(G2(-1)))^2	-1.753858	2.601225	-0.674243	0.5072

R-squared	0.102821	Mean dependent var	0.000332
Adjusted R-squared	-0.101083	S.D. dependent var	0.000403
S.E. of regression	0.000422	Akaike info criterion	-12.51362
Sum squared resid	3.93E-06	Schwarz criterion	-12.22815
Log likelihood	181.1907	Hannan-Quinn criter.	-12.42635
F-statistic	0.504260	Durbin-Watson stat	1.736612
Prob(F-statistic)	0.769820		

Fonte: Elaboração da autora.

4.2.4. Análise de autocorrelação

O teste de Durbin-Watson indica que não há autocorrelação dos resíduos em ambas as estimações das equações de decomposição do crescimento, pois o valor do mesmo ficou bem próximo de 2. Porém, utilizaremos o Teste de autocorrelação de Breusch-Godfrey para verificar a existência de autocorrelação.

Conforme observado na Tabela 17, referente ao teste de Breusch-Godfrey para a equação da decomposição do crescimento sem a hipótese de participação do capital na renda ser constante, a estatística F exibida é um teste de significância

conjunta dos termos de resíduos defasados. Guiando-nos pelo valor-p associado a essa estatística, concluímos pela aceitação da hipótese nula de que os coeficientes dos termos defasados são conjuntamente iguais a zero. Para qualquer nível de significância superior a 0,1980 é que poderíamos rejeitar a hipótese nula.

Como o valor-p associado à estatística de Breusch-Godfrey é de 0,1471, a conclusão é a mesma obtida pela estatística F e, portanto, não há indicações de autocorrelação dos resíduos.

Tabela 17 – Teste de autocorrelação de Breusch-Godfrey

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	1.744837	Prob. F(2,22)	0.1980
Obs*R-squared	3.833351	Prob. Chi-Square(2)	0.1471

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 06/05/08 Time: 15:52
Sample: 1978 2005
Included observations: 28
Presample missing value lagged residuals set to zero.

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.002430	0.009558	0.254267	0.8017
LOG(KO)-LOG(KO(-1))	-0.047756	0.106145	-0.449913	0.6572
LOG(G1G2)-LOG(G1G2(-1))	-0.163520	0.547283	-0.298785	0.7679
LOG(G2)-LOG(G2(-1))	-0.162033	0.725125	-0.223455	0.8252
RESID(-1)	0.039384	0.227794	0.172895	0.8643
RESID(-2)	0.402653	0.215570	1.867852	0.0752

R-squared	0.136905	Mean dependent var	-1.18E-18
Adjusted R-squared	-0.059252	S.D. dependent var	0.017972
S.E. of regression	0.018497	Akaike info criterion	-4.954997
Sum squared resid	0.007527	Schwarz criterion	-4.669524
Log likelihood	75.36995	Hannan-Quinn criter.	-4.867725
F-statistic	0.697935	Durbin-Watson stat	1.971424
Prob(F-statistic)	0.630704		

Fonte: Elaboração da autora.

A Tabela 18, referente ao teste de Breusch-Godfrey para a equação da decomposição do crescimento com a hipótese de participação do capital na renda ser constante, indica os mesmos resultados, isto é, não há indicações de autocorrelação dos resíduos.

Tabela 18 – Novo teste de autocorrelação de Breusch-Godfrey

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	1.658738	Prob. F(2,23)	0.2124
Obs*R-squared	3.529569	Prob. Chi-Square(2)	0.1712

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 06/03/08 Time: 22:50
Sample: 1978 2005
Included observations: 28
Presample missing value lagged residuals set to zero.

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.001397	0.009485	0.147311	0.8842
LOG(G1G2)-LOG(G1G2(-1))	-0.152802	0.552342	-0.276645	0.7845
LOG(G2)-LOG(G2(-1))	-0.144949	0.733781	-0.197537	0.8451
RESID(-1)	0.034543	0.222636	0.155153	0.8781
RESID(-2)	0.374705	0.205735	1.821298	0.0816

R-squared	0.126056	Mean dependent var	-3.10E-20
Adjusted R-squared	-0.025934	S.D. dependent var	0.018547
S.E. of regression	0.018786	Akaike info criterion	-4.950956
Sum squared resid	0.008117	Schwarz criterion	-4.713062
Log likelihood	74.31338	Hannan-Quinn criter.	-4.878230
F-statistic	0.829369	Durbin-Watson stat	1.866825
Prob(F-statistic)	0.520193		

Fonte: Elaboração da autora.

4.3. Estimação de uma função de produção sem RCE

Antes de prosseguir, é necessário verificar que o valor negativo encontrado na especificação Cobb-Douglas para a taxa de variação da produtividade total dos fatores foi devido à hipótese convencional, porém arbitrária, de retornos constantes de escala.

Para isso, retornemos à equação (1) cuja hipótese de retornos constantes de escala (RCE) não está contemplada. Substituindo as equações (2) e (3) em (1) temos uma nova função de produção, representada por (31):

$$Y_t = A_t K_t^{\alpha} \left[\left(L1_t h1_t \right)^{\eta} \left(L2_t h2_t \right)^{1-\eta} \right]^{\beta} L_t^{\gamma} \quad (31)$$

Por conveniência computacional, como no caso de retornos constantes de escala, vamos estimar a equação em logaritmos, como em (32):

$$\log(Y_t) = \log(A_t) + \alpha \log(K_t) + \beta \left[\eta \log(L1_t.h1_t) + (1-\eta) \log(L2_t.h2_t) \right] + \gamma \log(L_t) \quad (32)$$

Como as séries para capital e produto possuem raízes unitárias, isto é, são integradas de ordem 1 ou I(1)[23], a equação deve ser estimada em primeiras diferenças, como indicado em (33), onde introduzimos o erro estocástico iid, representado por ε_t, com distribuição normal de média μ e variância σ^2.

$$\begin{aligned} &\log(Y_t) - \log(Y_{t-1}) = \\ &\log(A_t) - \log(A_{t-1}) + \alpha[\log(K_t) - \log(K_{t-1})] \\ &+ \beta \left[\eta[\log(L1_t.h1_t) - \log(L1_{t-1}.h1_{t-1})] + (1-\eta)[\log(L2_t.h2_t) - \log(L2_{t-1}.h2_{t-1}] \right] \quad (33) \\ &+ \gamma[\log(L_t) - \log(L_{t-1})] + \varepsilon_t \end{aligned}$$

Para isso, novamente utilizaremos o software EViews. Para facilitar o entendimento, criamos uma Tabela 19 de correspondência para os coeficientes estimados no EViews, utilizando o método de estimação de mínimos quadrados ordinários, com os dados para o Brasil, entre 1977 e 2005, e obtivemos os resultados da Tabela 20.

Tabela 19 – Equivalência

EViews	C(1)	C(2)	C(3)	C(4)	C(5)	H11	H22
Equação (32)	$\log(A_t) - \log(A_{t-1})$	α	β	γ	η	$L1_t h1_t$	$L2_t h2_t$

Fonte: Elaboração da autora.

[23] No anexo I encontram-se os testes de raiz unitária.

Tabela 20 – Resultado da estimação da equação da decomposição do crescimento utilizando uma função de produção sem a hipótese de retornos constantes de escala

Dependent Variable: LOGY-LOGY(-1)
Method: Least Squares
Date: 06/15/08 Time: 12:40
Sample (adjusted): 1978 2005
Included observations: 28 after adjustments
Convergence achieved after 1 iteration
(LOGY-LOGY(-1)) = C(1) + C(2)*(LOGK-LOGK(-1)) + C(3)*(C(5)*(LOGH11 -LOGH11(-1))+ (1-C(5))*(LOGH22-LOGH22(-1)))+C(4)*(LOGL-LOGL(-1))

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.010670	0.011253	-0.948236	0.3529
C(2)	0.722068	0.102541	7.041739	0.0000
C(3)	0.719752	0.641893	1.121296	0.2737
C(5)	0.736348	0.271875	2.708409	0.0125
C(4)	-0.738634	0.642066	-1.150403	0.2618

R-squared	0.745068	Mean dependent var	0.026478
Adjusted R-squared	0.700732	S.D. dependent var	0.033657
S.E. of regression	0.018412	Akaike info criterion	-4.991182
Sum squared resid	0.007797	Schwarz criterion	-4.753288
Log likelihood	74.87654	Hannan-Quinn criter.	-4.918455
F-statistic	16.80503	Durbin-Watson stat	1.951496
Prob(F-statistic)	0.000001		

Fonte: Elaboração da autora.

Os resultados observados na Tabela 20 indicam que o coeficiente c(1) referente à produtividade total dos fatores ainda é negativo, o que nos leva a rejeitar a hipótese de retornos constantes de escala na formulação Cobb-Douglas causar a negatividade do coeficiente. No entanto, comparando as formulações, percebemos que o coeficiente relativo à produtividade total dos fatores se reduziu em valor absoluto, passando de -0,02 para -0,01. E que os retornos decrescentes de escala, cujo grau é estimado como sendo igual a 0,69, explica cerca de metade daquela redução. O coeficiente relativo à participação da remuneração do capital na renda (α) caiu de 0,732 para 0,722, uma variação muito pouco significativa.

O coeficiente relativo à participação da remuneração da primeira faixa etária na renda agregada do trabalho e do capital (η) se elevou de 0,511 para 0,736.

Continuamos a obter um coeficiente negativo para a participação da força de trabalho (γ), no valor de -0,738. Estes coeficientes negativos reforçam o fato empírico da produtividade total dos fatores ser declinante. O coeficiente de explanação da regressão é um pouco melhor, 0,74 em vez de 0,68, mas a diferença é pouco significativa, porque a equação presente é menos restrita, e alguma melhora poderia ser esperada apenas por conta disto.

Devido à similaridade com os coeficientes obtidos na formulação Cobb-Douglas, não consideramos necessário realizar testes econométricos.

Outra hipótese para explicar o valor negativo encontrado para a tendência temporal da PTF na especificação Cobb-Douglas (com e sem retornos constantes de escala) é o fato de a elasticidade de substituição unitária entre os fatores da especificação Cobb-Douglas ser excessivamente restritiva. E, e em conseqüência, estimamos uma forma funcional CES, onde aquela elasticidade pode ser determinada empiricamente.

4.4. Estimação de uma função de produção CES

Os resultados empíricos de estimação de uma função Cobb-Douglas sugeriram a utilização de uma especificação mais flexível do que aquela, que permita uma elasticidade de substituição entre os fatores não necessariamente unitária, de modo a capturar melhor a evolução da participação do capital na renda ao longo do tempo. Apesar de outros autores, como Gomes, Pessôa e Veloso (2003) e Feu (2004) não terem encontrado diferenças substantivas em seu resultado fazendo esta alteração na forma funcional da especificação da função de produção.

Para estimar aquela equação não-linear, Kmenta (1967,1971) recomenda utilizar uma aproximação para a função de produção do tipo CES obtida fazendo uma expansão de Taylor na vizinhança de ρ=0. Isto é feito por Mishra (2006) que, tendo representado a função CES como na equação (34A), calculou que a aproximação de Kmenta para ela é dada pela equação (34B). [24]

[24] Mishra (2006) oferece também vários outros métodos de estimação para funções CES aninhadas, como a nossa, que poderão ser utilizados em um refinamento do presente estudo.

$$Y = A\left[\delta X1^{-\beta} + (1-\delta) X2^{-\beta}\right]^{-\left(\rho/\beta\right)} \quad (34A)$$

$$y = a + \rho\delta x1 + \rho(1-\delta) x2 - 0,5\rho\beta\delta(1-\delta)\left[x1 - x2\right]^2 \quad (34B)$$

Fazendo o paralelo de (34A) com nossa equação (1.3), vemos que às variáveis $y, a, X1$ e $X2$ correspondem, respectivamente, nossas variáveis $y, A, k, g1_t^{\eta} g2_t^{(1-\eta)}$. É também importante para fazer esta transposição que para aquele autor as variáveis em letras minúsculas do (34B) representam logaritmos. A aproximação de Kmenta é dada, portanto, por (35):

$$\begin{aligned} &\log(y_t) = \log(A0) + \xi + \omega \log(k_t) \\ &+ (1-\omega)\theta\left[\eta \log(g1_t) + (1-\eta)\log(g2_t)\right] \\ &+ \frac{1}{2}\rho\omega(1-\omega)\left\{\log(k_t) - \theta\left[\eta \log(g1_t) + (1-\eta)\log(g2_t)\right]\right\}^2 \end{aligned} \quad (35)$$

Finalmente, tirando o log de (21), temos:

$$\log(y_t) = -\frac{1}{\rho}\log(\omega) + \log(k_t) + \frac{1}{\rho}\log(z_t) \quad (36)$$

Portanto, podemos estimar o sistema composto pelas equações (35) e (36), para determinar os estimadores de ξ, ω, ρ, η e θ. Para isso, novamente utilizaremos o software EViews. Apresentamos na Tabela 21 a correspondência para os coeficientes estimados no EViews, utilizando o método de estimação de sistemas de equações aparentemente não relacionadas, com os dados para o Brasil, entre 1977 e 2005, e os resultados da estimação na Tabela 22.

Tabela 21 – Equivalência dos coeficientes - CES

EViews	C(1)	C(2)	C(3)	C(4)	C(5)	C(6)
Sistema de equações	log(A0)	ξ	ω	θ	η	ρ

Fonte: Elaboração da autora.

A análise da Tabela 22 mostra uma estimativa para a taxa de variação da produtividade total dos fatores (ξ) incluídos na função de produção que no período foi negativa em 2,2% ao ano, confirmando o resultado obtido na estimação da forma funcional Cobb-Douglas.

Tabela 22 – Resultado da estimação da equação da decomposição do crescimento utilizando uma função de produção do tipo CES

System: SYS01
Estimation Method: Iterative Least Squares
Date: 06/06/08 Time: 16:33
Sample: 1977 2005
Included observations: 29
Total system (balanced) observations 58
Convergence achieved after 10 iterations

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	42.54259	8.268961	5.144853	0.0000
C(2)	-0.021660	0.004155	-5.213536	0.0000
C(3)	0.826040	0.033667	24.53569	0.0000
C(4)	5.014790	0.455304	11.01417	0.0000
C(5)	-0.489167	0.149665	-3.268422	0.0019
C(6)	0.547412	0.057095	9.587784	0.0000

Determinant residual covariance 8.15E-07

Equation: LOG(Y) = C(1) + C(2)*ANO + C(3)*LOG(K) + (1-C(3))*C(4)*(C(5)
*LOG(G1)+(1-C(5))*LOG(G2)) + 0.5*C(6)*C(3)*(1-C(3))*(LOG(K) - C(4)
*(C(5)*LOG(G1)+(1-C(5))*LOG(G2)))^2
Observations: 29

R-squared	0.897042	Mean dependent var	3.263931
Adjusted R-squared	0.874659	S.D. dependent var	0.051758
S.E. of regression	0.018324	Sum squared resid	0.007723
Prob(F-statistic)	1.066880		

Equation: LOG(Z) = LOG(C(3)) + C(6)*(LOG(Y)-LOG(K))
Observations: 29

R-squared	0.652357	Mean dependent var	-0.574011
Adjusted R-squared	0.639481	S.D. dependent var	0.096673
S.E. of regression	0.058046	Sum squared resid	0.090971
Prob(F-statistic)	0.427423		

Fonte: Elaboração da autora.

O expoente da função CES (ρ) estimado foi no valor de 0,55, o que implica uma elasticidade de substituição no valor aproximadamente igual a 2, isto é, $\sigma = 2$.

Este valor para elasticidade de substituição é freqüentemente encontrado em estudos empíricos para os países com economias emergentes, podendo-se rejeitar a hipótese de que seja unitária, ou seja, que a especificação Cobb-Douglas seja satisfatória. Neste sentido o presente estudo encontra resultado diverso da maioria dos estudos da literatura, que não encontram diferença substantiva entre as diferentes especificações para a forma funcional.

O fator de distribuição do capital na função CES (ω) estimado é igual a 0,826, indicando que o capital físico tem um peso maior na composição do produto quando comparado ao capital humano, e é muito similar ao coeficiente estimado na especificação Cobb-Douglas.

Entretanto, os coeficientes de agregação entre mão-de-obra e capital humano na formação da oferta de trabalho (θ) e das duas faixas etárias na composição força de trabalho (η) não têm valores estimados na faixa esperada entre 0 e 1, lançando dúvidas sobre a conveniência de adotar os valores estimados para os outros coeficientes, caso haja alguma correlação entre as variáveis endógenas. Por este motivo, apesar de haver indícios de a estimação utilizando uma função de produção com Cobb-Douglas também não ser satisfatória sob certos aspectos, preferimos utilizar esta última para fins de recomendações de política.

4.5. Testes econométricos – Função de produção CES

Nesta seção apresentamos testes econométricos relativos à equação com especificação Cobb-Douglas, porém, vale ressaltar que os testes têm apenas validade marginal no nosso caso, devido à nossa amostra ser pequena, e os testes apresentados terem representatividade apenas assintótica, para amostras numerosas.

4.5.1. Análise dos coeficientes

Na Tabela 22, para um nível de confiança de 5%, não poderemos rejeitar a hipótese nula de que os coeficientes não são significativos.

4.5.2. Análise de normalidade dos resíduos

Para testarmos a normalidade multivariada dos resíduos utilizamos o teste de Cholesky (Lutkepohl) conforme a Tabela 22, cuja hipótese nula é a de que os resíduos seguem uma distribuição Normal.

A estatística Jarque-Bera conjunta obteve uma probabilidade de 0,65 e, portanto, aceita a hipótese nula de normalidade em um nível de significância de 5%.

Tabela 23 – Teste de Normalidade Multivariada dos Resíduos

System Residual Normality Tests
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)
Null Hypothesis: residuals are multivariate normal
Date: 06/06/08 Time: 17:04
Sample: 1977 2005
Included observations: 29

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0.125034	0.075562	1	0.7834
2	-0.359862	0.625918	1	0.4289
Joint		0.701481	2	0.7042

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	2.200642	0.772093	1	0.3796
2	2.099610	0.979598	1	0.3223
Joint		1.751691	2	0.4165

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	0.847656	2	0.6545
2	1.605516	2	0.4481
Joint	2.453172	4	0.6530

Fonte: Elaboração da autora.

4.5.3. Análise de autocorrelação

Utilizaremos o Teste de autocorrelação de Portmanteau para verificar a existência de autocorrelação, e os valores críticos são os números de defasagens. A Tabela 24 apresenta o valor-p associado aos testes para todas as defasagens inferiores a 0,05 e, portanto, no nível de significância de 5% não há indicações de autocorrelação dos resíduos.

Tabela 24 – Teste de autocorrelação de Portmanteau

System Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations
Null Hypothesis: no residual autocorrelations up to lag h
Date: 06/06/08 Time: 17:27
Sample: 1977 2005
Included observations: 29

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	21.07862	0.0003	21.83143	0.0002	4
2	31.90401	0.0001	33.45869	0.0001	8
3	38.81888	0.0001	41.17144	0.0000	12
4	42.17520	0.0004	45.06477	0.0001	16
5	43.73159	0.0016	46.94540	0.0006	20
6	46.41169	0.0039	50.32466	0.0013	24
7	51.12837	0.0048	56.54211	0.0011	28
8	59.45670	0.0022	68.04314	0.0002	32
9	68.44344	0.0009	81.07391	0.0000	36
10	75.91799	0.0005	92.48242	0.0000	40
11	83.76278	0.0003	105.1213	0.0000	44
12	92.57358	0.0001	120.1514	0.0000	48

*The test is valid only for lags larger than the System lag order.
df is degrees of freedom for (approximate) chi-square distribution

Fonte: Elaboração da autora.

4.6. Estimação na ausência da hipótese minceriana

Os resultados obtidos nas seções anteriores sugerem a necessidade de explorar outros aspectos do modelo que poderiam dar origem ao coeficiente negativo da tendência temporal da PTF. Como já testamos a possibilidade de que tal efeito seja devido às hipóteses quanto ao grau de retorno das funções de produção

nas seções anteriores, aqui exploramos as possibilidades de que aquele resultado obtido seja devido à formulação adotada para índice de capital humano, a hipótese minceriana, onde este índice é uma função logística de um índice exponencial do número de anos de estudo. Fazemos isto estimando as equações utilizando diretamente o número de anos de estudo em vez da exponencial logística desses dados.

Visando seguir um padrão de análise, vamos estimar novamente nosso modelo para uma função do tipo Cobb-Douglas com e sem retornos constantes de escala.

Para essas estimações utilizaremos o PIB por unidade de mão-de-obra e o capital efetivo por unidade de mão-de-obra, sendo indicados como y0 e k0, respectivamente.

Os novos estoques de capital humano para cada uma das faixas etárias serão representados pelas seguintes equações:

$$H1_t = L1_t.s1_t \Leftrightarrow h1_t = s1_t \quad (37)$$

$$H2_t = L2_t.s2_t \Leftrightarrow h2_t = s2_t \quad (38)$$

Recalculando as variáveis auxiliares $g1_t = P1_t \cdot h1_t$ e $g2_t = P2_t \cdot h2_t$, podemos então estimar a decomposição do crescimento.

4.6.1. Estimação do modelo Cobb-Douglas

Com base nos novos dados de capital humano, utilizando o software estatístico EViews 6.0, estimamos a equação (13), que representa um exercício de decomposição do crescimento para o Brasil, entre 1977 e 2005, e obtivemos os resultados da Tabela 25.

A Tabela 25 mostra as estimativas $\hat{\xi}, \hat{\alpha}, \hat{\beta}, \hat{\upsilon}$ para os parâmetros, onde a taxa média estimada de variação da produtividade total dos fatores encontrada foi o valor aproximado de (-0,0194), a participação do expoente do fator capital físico na função

de produção foi de aproximadamente 0,7207 e a participação do expoente do fator capital humano na função de produção foi de aproximadamente 0,2647.

A estimativa do expoente do fator trabalho na função de produção foi de aproximadamente (-0,1947) e do expoente da função de agregação das duas faixas etárias na mão-de-obra foi de 0,5662.

Tabela 25 – Resultado da estimação da equação da decomposição do crescimento para o Brasil entre 1977 e 2005 com ausência da hipótese minceriana

Dependent Variable: LOG(Y0)-LOG(Y0(-1))
Method: Least Squares
Date: 06/29/08 Time: 19:22
Sample (adjusted): 1978 2005
Included observations: 28 after adjustments

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.019445	0.008887	-2.188049	0.0386
LOG(K0)-LOG(K0(-1))	0.727077	0.108219	6.718549	0.0000
LOG(G1G2)-LOG(G1G2(-1))	0.264787	0.355604	0.744613	0.4637
LOG(G2)-LOG(G2(-1))	0.467668	0.439179	1.064869	0.2975

R-squared	0.665922	Mean dependent var	0.002021
Adjusted R-squared	0.624162	S.D. dependent var	0.031632
S.E. of regression	0.019392	Akaike info criterion	-4.916343
Sum squared resid	0.009025	Schwarz criterion	-4.726028
Log likelihood	72.82881	Hannan-Quinn criter.	-4.858162
F-statistic	15.94650	Durbin-Watson stat	1.862983
Prob(F-statistic)	0.000006		

Fonte: Elaboração da autora.

Para facilitar a comparação entre os resultados obtidos utilizando a hipóteses minceriana para o capital humano e a atual, utilizaremos a Tabela 26.

Tabela 26 – Comparativo de resultados

	Minceriana	Não Minceriana
$\xi =$	(0,0221)	(0,0194)
$\alpha =$	0,7325	0,72708
$\beta =$	0,8958	0,46767
$\upsilon =$	0,5110	0,26479
$\eta =$	0,5705	0,56619
$1-(\alpha+\beta) =$	(0,6283)	(0,1947)

Fonte: Elaboração da autora.

Os resultados observados na Tabela 26 indicam que o referente à produtividade total dos fatores ainda é negativo, porém, para um nível de confiança de 5%, rejeitamos a hipótese nula de que o coeficiente é não significativo.

Comparando as formulações, percebemos que o coeficiente relativo à produtividade total dos fatores se reduziu em valor absoluto, passando de -0,02 para -0,019. O coeficiente relativo à participação da remuneração do capital na renda (α) caiu de 0,732 para 0,727, uma mudança pouco significativa. O coeficiente relativo à participação da remuneração da primeira faixa etária na renda agregada do trabalho e do capital (η) se reduziu de 0,511 para 0,264. No entanto, a violação da condição de que 1-(α+β) seja positiva é significativamente menor, o que indica que a hipótese minceriana poderia estar introduzindo alguma distorção na equação que se refletia no valor negativo daquela expressão.

O coeficiente de explanação da regressão é um pouco pior, 0,66 em vez de 0,68, mas a diferença é pouco significativa.

Devido à similaridade com os coeficientes obtidos anteriormente, não acreditamos na necessidade de realizar testes econométricos.

4.6.2. Estimação de uma função de produção sem RCE

Retornemos à equação (31) cuja hipótese de retornos constantes de escala não está contemplada. Substituindo as equações (37) e (38) em (31) temos uma nova função de produção, representada por (39):

$$Y_t = A_t K_t^{\alpha} \left[\left(L1_t s1_t \right)^{\eta} \left(L2_t s2_t \right)^{1-\eta} \right]^{\beta} L_t^{\gamma} \quad (39)$$

Por conveniência computacional, como no caso de retornos constantes de escala, vamos estimar a equação em logaritmos, como em (40):

$$\begin{aligned} &\log(Y_t) = \log(A_t) + \alpha \log(K_t) \\ &+\beta \left[\eta \log(L1_t.s1_t) + (1-\eta) \log(L2_t.s2_t) \right] + \gamma \log(L_t) \end{aligned} \quad (40)$$

Como as séries para capital e produto possuem raízes unitárias, isto é, são integradas de ordem 1 ou I(1)[25], a equação deve ser estimada em primeiras diferenças, como indicado em (41), onde introduzimos o erro estocástico iid, representado por ε_t, com distribuição normal de média μ e variância σ^2.

$$\begin{aligned} &\log(Y_t) - \log(Y_{t-1}) = \\ &\log(A_t) - \log(A_{t-1}) + \alpha[\log(K_t) - \log(K_{t-1})] \\ &+\beta \left[\eta[\log(L1_t.s1_t) - \log(L1_{t-1}.s1_{t-1})] + (1-\eta)[\log(L2_t.s2_t) - \log(L2_{t-1}.s2_{t-1}] \right] \\ &+\gamma[\log(L_t) - \log(L_{t-1})] \end{aligned} \quad (41)$$

Para isso, novamente utilizaremos o software EViews. Para facilitar o entendimento, criamos uma Tabela 27 de correspondência para os coeficientes estimados no EViews.

[25] No anexo I encontram-se os testes de raiz unitária.

Tabela 27 – Correspondência para os coeficientes

EViews	C(1)	C(2)	C(3)	C(4)	C(5)	S11	S22
Equação (32)	$\log(A_t)- \log(A_{t-1})$	α	β	γ	η	$L1_t s1_t$	$L2_t s2_t$

Fonte: Elaboração da autora.

Utilizando o método de estimação de mínimos quadrados ordinários, com os dados para o Brasil, entre 1977 e 2005, obtivemos os resultados da Tabela 28.

Os resultados observados na Tabela 28 indicam que o coeficiente c(1) referente à produtividade total dos fatores ainda é negativo, porém não significante em um nível de significância de 5%.

Comparando as formulações desta seção, percebemos que o coeficiente relativo à produtividade total dos fatores se reduziu em valor absoluto, passando de -0,019 para -0,007. Isto levanta a possibilidade de que a tendência declinante da produtividade dos fatores encontrada nas outras equações possa ser devida a restrições à estimação produzidas pela forma funcional e/ou ao índice adotado para a capital humano.

O coeficiente relativo à participação da remuneração do capital na renda (α) caiu de 0,727 para 0,717, uma mudança pouco significativa. O coeficiente relativo à participação da remuneração da primeira faixa etária na renda agregada do trabalho e do capital (η) que se elevou de 0,566 para 0,83 e, em comparação à formulação Cobb-Douglas, é significante.

O coeficiente de explanação da regressão é melhor, 0,74 em vez de 0,66, mas a diferença é pouco significativa, porque e equação presente é menos restrita, e alguma melhora poderia ser esperada apenas por conta disto.

Tabela 28 – Resultado da estimação da equação da decomposição do crescimento utilizando uma função de produção sem a hipótese de retornos constantes de escala e na ausência da hipótese minceriana

Dependent Variable: LOGY-LOGY(-1)
Method: Least Squares
Date: 07/06/08 Time: 21:28
Sample (adjusted): 1978 2005
Included observations: 28 after adjustments
Convergence achieved after 4 iterations
(LOGY-LOGY(-1)) = C(1) + C(2)*(LOGK-LOGK(-1)) + C(3)*(C(5)*(LOGS11 -LOGS11(-1))+ (1-C(5))*(LOGS22-LOGS22(-1)))+C(4)*(LOGL-LOGL(-1))

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.007933	0.010947	-0.724715	0.4759
C(2)	0.717546	0.103918	6.904937	0.0000
C(3)	0.360732	0.426546	0.845705	0.4064
C(5)	0.830070	0.458042	1.812215	0.0830
C(4)	-0.389216	0.442003	-0.880573	0.3877

R-squared	0.739480	Mean dependent var	0.026478
Adjusted R-squared	0.694173	S.D. dependent var	0.033657
S.E. of regression	0.018613	Akaike info criterion	-4.969500
Sum squared resid	0.007968	Schwarz criterion	-4.731607
Log likelihood	74.57300	Hannan-Quinn criter.	-4.896774
F-statistic	16.32127	Durbin-Watson stat	1.840284
Prob(F-statistic)	0.000002		

Fonte: Elaboração da autora.

Devido à similaridade com os coeficientes obtidos na formulação Cobb-Douglas, não acreditamos na necessidade de realizar testes econométricos.

5. CONCLUSÕES

Os fatores que levam ao crescimento de uma economia são motivo para extensos debates acadêmicos. Nos últimos 50 anos, diversos economistas encontraram diferentes explicações para o seu crescimento. O debate atual está centrado na produtividade total e na acumulação dos fatores de produção e seu impacto no crescimento econômico. Existem divergências quanto a sua importância na explicação do crescimento, porém, a relevância do seu estudo nunca foi indicada como desnecessária.

Por meio de um exercício de decomposição do crescimento aplicado ao Brasil, procuramos demonstrar nesta dissertação que o aumento da qualidade da mão-de-obra, representada pelo aumento da escolaridade, foi um importante fator para explicar o crescimento do produto no país entre 1950 e 2005. A hipótese principal adotada foi a de que o capital humano afeta de modo expressivo e positivo o crescimento de longo prazo do Brasil.

Utilizando a análise econométrica identificamos os efeitos de cada um dos fatores determinantes desse fenômeno para cada uma das formas funcionais de função de produção adotadas. Os fatores analisados por nós foram: (i) força de trabalho; (ii) capital físico; (iii) capital humano e (iv) produtividade total dos fatores (PTF).

Desagregamos a força de trabalho em duas faixas etárias, entre 18 e 35 anos e entre 36 e 60 anos. Nossa motivação foi a possível redução do resíduo da equação estimada pelos diversos autores com a especificação agregada, citados no segundo capítulo, e a mensuração da contribuição dos trabalhadores em cada uma das faixas etárias para o crescimento do país. Outra vantagem desta decomposição é a de que, de posse do impacto diferenciado de políticas públicas sobre estas duas faixas etárias, é possível avaliar de modo mais preciso o seu impacto sobre o crescimento agregado.

Fazemos isto porque existe evidência empírica, tanto para o Brasil como internacional, como mostrado por Loening (2005), de que a taxa de crescimento do contingente e a de acumulação de capital humano, destas duas faixas etárias, são significativamente diferentes.

Utilizando dados primários obtidos nas pesquisas do IBGE, na estimação com a forma Cobb-Douglas, seguimos duas hipóteses, uma de que a participação do capital na renda era fixa em 60% e outra de que a mesma era livre. Essas hipóteses foram necessárias devido ao comportamento da participação do capital no PIB não ser constante.

Em ambas as estimações, encontramos uma taxa média de variação negativa para a produtividade total dos fatores de cerca de 2%. Portanto, a taxa média estimada dessa variação que encontramos para o período avaliado é condizente com os estudos atuais de decomposição do crescimento. Na ausência da hipótese minceriana e de retornos constantes de escala encontramos uma taxa média de variação negativa para a produtividade total dos fatores de cerca de 1%.

Estimada com a função Cobb-Douglas convencional achamos conveniente retirar a hipótese de retornos constantes de escala para verificar se haveria mudança no sinal do coeficiente. Constatamos que esse sinal não se alterou, e concluímos que ela não se devia àquela hipótese, e decidimos então testar em segundo lugar uma forma funcional mais flexível. Reestimamos o modelo com uma especificação *Constant Elasticity of Substitution* (CES), mas isto não produziu alterações significativas nos resultados, a exemplo do que ocorreu em outros estudos da literatura.

Em terceiro lugar, testamos se o uso da hipótese minceriana para o capital humano poderia ser o responsável pelo sinal do coeficiente da produtividade total dos fatores. Verificamos então que utilizando diretamente o número de anos de estudo como medida de capital humano, o valor da taxa de decréscimo da produtividade total dos fatores se reduz substancialmente e não é mais estatisticamente diferente de zero.

Portanto, a tendência declinante da produtividade dos fatores encontrada nesse estudo pode ser devida a restrições à estimação produzidas pela forma funcional e/ou ao índice adotado para o capital humano. Faz-se necessário testar outras formas funcionais e/ou outros índices de capital para verificar se a tendência permanece.

Apesar de haver indícios de a estimação utilizando uma função de produção com Cobb-Douglas também não ser satisfatória, sob certos aspectos, preferimos utilizar esta última para fins de recomendações de política. Devido à robustez daquela especificação, e também para facilitar a comparação dos resultados deste

trabalho, especialmente aqueles referentes ao capital humano, com outros estudos da literatura. Com o mesmo propósito, mantivemos a hipótese minceriana na medição do capital humano.

Como os coeficientes estimados para a participação da remuneração do capital humano e das duas faixas etárias na composição força de trabalho são positivos podemos dizer que políticas direcionadas à elevação desses componentes elevariam o PIB.

Como o capital humano é medido pelo número de anos de estudo e o coeficiente mais elevado se refere à segunda faixa etária, isto é uma forte recomendação em favor de políticas que visam elevar a escolaridade dos trabalhadores de 36 a 60 anos, em contraposição à maioria das políticas atualmente em uso, que visam à elevação dos índices de capital humano somente a primeira faixa, isto é, a dos trabalhadores entre 18 e 35 anos. Desde meados dos anos 70, não se legisla em favor da qualificação profissional da segunda faixa etária. Um exemplo de lei que beneficiava fundamentalmente essa faixa foi a Lei nº 6.297 de 1975, que permitia a dedução do lucro tributável, para fins de imposto sobre a renda das pessoas jurídicas, do dobro das despesas realizadas em projetos de formação profissional. Esta lei durou cerca de 20 anos e permitiu a melhora da qualificação da mão-de-obra do país. Infelizmente leis de incentivo à qualificação dos trabalhadores não mais existem no país.

Uma explicação possível para a tendência declinante da produtividade dos fatores é que ela seja devida a mudanças na composição do produto. Uma maneira como isto poderia ter ocorrido seria o aumento da participação do setor de serviços no PIB.

Em 2002, este setor gerava mais da metade da renda nacional, pois correspondia a 54% do PIB, segundo pesquisa do IBGE. Seguindo esta linha de pensamento, a produtividade média do trabalho cai, pois a deste setor é inferior à do setor industrial, o que é condizente com o resultado encontrado nesta dissertação.

Outra explicação seria a contínua elevação da carga fiscal, um indicativo de que o peso dos gastos públicos no PIB se elevou. Segundo o Instituto Brasileiro de Planejamento Tributário (IBPT), em 1986 a carga fiscal representava 22,39% do PIB e em 2005 esta se elevou para 34,12%, um aumento de mais de 52%. Se a produtividade do trabalho relativa aos trabalhadores que são remunerados por atividades produtoras de bens e serviços de natureza pública for menor do que a dos

remunerados pelo setor privado, então, na média, a produtividade estará em queda. Este resultado novamente condiz com o coeficiente negativo encontrado.

Estas duas hipótes aventadas acima não foram exploradas nesta dissertação e ficam como sugestão de aspectos a serem aprofundados em futuros trabalhos nesta área.

REFERÊNCIAS

BACHA, E. e BONELLI, R. *Accounting for Brazil's growth experience - 1940-2002*. Rio de Janeiro: IPEA - Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Maio/2004; 28p. (Texto para Discussão, nº 1018).

BANERJEE, A. V. e DUFLO, E. *Growth Theory through the Lens of Development Economics.* MIT Department of Economics. Working Paper Nº. 05-01. Dezembro/2004.

BARRO, R. J. *Economic Growth in a Cross Section of Countries.* The Quarterly Journal of Economics - MIT Press. Maio/1991; 106(2):407-43.

BAROSSI-FILHO, M.; SILVA, R. G. e DINIZ, E. M. *The empirics of the Solow growth model: Long-term evidence*. Journal of Applied Economics, Universidad del CEMA. Maio/2005; 31-51.

BECKER, G.S. *Investment in Human Capital: a Theorical Analysis.* Journal of Political Economy. 1962; 70(5).

BILS, M. e KLENOW, P. J. *Does Schooling Cause Growth?* American Economic Review – 90. Dezembro/2000; 1160-1183.

BLOMSTROM, M.; LIPSEY, R. E. e ZEJAN, M. *Is Fixed Investment the Key to Economic Growth?* Quarterly Journal of Economics - MIT Press. Fevereiro/1996; 111(1):269-276.

CASELLI, F. *Accounting for Cross-Country Income Differences***.** NBER Working Papers 10828. National Bureau of Economic Research, Inc. 2004.

DE LONG, J. B. e SUMMERS, L. H. *Equipment Investment and Economic Growth*, Quarterly Journal of Economics - MIT Press. Maio/1991; 106(2):445-502.

DENISON, E. *The sources of Economic Growth in the United States***.** New York:Committee for Economic Development. 1962.

DIAS, J.; LIMA, F. F.; DIAS, M. H. A. *Crescimento econômico e nível da escolaridade: Teoria e estimativas em painel de dados*. ANPEC NACIONAL. XXIII - Encontro Nacional de Economia. 2005; 1:1-20.

EVIEWS. Versão 6. Sofware estatístico produzido por Quantitative Micro Software.

FERREIRA, P.; PESSÔA, S. e VELOSO, F. *The evolution of international output differences (1960-2000): From factors to productivity.* Ensaios Econômicos EPGE nº. 548. Junho/2004.

FERREIRA, P.; PESSÔA, S. e VELOSO, F. *On The Tyranny of Numbers: East Asian Miracles in World Perspective*. Ensaios Econômicos EPGE nº. 569. Outubro/2004.

FERREIRA, P.; ELLERY JR., R. e GOMES, V. *Produtividade agregada brasileira (1970-2000): declínio robusto e fraca recuperação*. Ensaios Econômicos da EPGE nº 594 - FGV. 2005.

FERREIRA, P.; PESSÔA, S. e VELOSO, F. *The Evolution of TFP in Latin America.* Ensaios Econômicos EPGE nº. 620. Setembro/2006.

FEU, A. *Avaliação da Produtividade de Capital no Brasil no Século XX*. Economia&Energia nº. 43. Março/Abril 2004.

GOMES, V. ; PESSÔA, S. de. A.; VELOSO, F. *Evolução da Produtividade Total dos Fatores na Economia Brasileira: Uma Análise Comparativa*. Texto para Discussão EPGE – FGV. Novembro/2003.

GOMES, V.; TEIXEIRA, A.; BUGARIN, M. N S e ELLERY JR, R. *The Brazilian Depression in the 1980s and 1990s*. In: Timothy J. Kehoe; Edward C. Prescott. (Org.). Great Depressions of the Twentieth Century. Minneapolis: Federal Reserve Bank of Minneapolis, 2007.

GRILICHES, Z. *Despesas em Pesquisa e Educação na Função de Produção Agrícola Agregada nos EUA*. 1975. In: ARAUJO, P.F.C. E SCHUH, G.E. Desenvolvimento da Agricultura. Livro 2, Pioneira, pp. 101-116.

HALL, R. E. e JONES, C. I. *Why do Some Countries Produce so Much More Output than Others?* Quarterly Journal of Economics. 1999; 114: 83-116.

HAYAMI, Y. RUTTAN, V. *Diferenças de produtividade agrícola entre nações*. 1975. In: ARAUJO, P.F.C. E SCHUH, G.E. Desenvolvimento da Agricultura. Livro 2, Pioneira, pp. 77-99.

Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Boletim de Conjuntura nº 61 do IPEA. Julho/2003.

KLENOW, P. e RODRIGUÉZ-CLARE, A. *The Neoclassical Revival in Growth Theory: Has it Gone too Far? NBER Macroeconomics Annual*. 1997; 73-103.

KMENTA, J. *On Estimation of the CES Production Function.* International Economic Review – nº 8. 1967; 180-189.

KMENTA, J. *Elements of Econometrics*, Macmillan Publishing Co. Inc. New York. 1971.

KUZNETS, S. assisted by Jenks, E. *Capital in the American Economy: Its formation and Financing.* Princeton University Press. 1961.

LOENING, J. L. *Effects of Primary, Secondary and Tertiary Education on Economic Growth.* World Bank Policy Research Working Paper Nº. 3610. Maio/2005.

LUCAS, R. *On the mechanics of economic development.* Journal of Monetary Economics. 1988; 22:3-42.

MANKIW, N. G.; ROMER, D. e WEIL, D. N. *A Contribution to the Empirics of Economic Growth.* Quarterly Journal of Economics. 1992;107(2):407-437.

MCCALLUM, B. T. *Neoclassical vs. Endogenous Growth Analysis: An Overview.* NBER Working Paper Nº. W5844. Novembro/1996.

MINCER, J**.** *Schooling, experience, and earnings*. New York: Columbia University Press, 1974.

MISHRA, S. K., *A Note on Numerical Estimation of Sato's Two-Level CES Production Function.* Novembro/2006.

MORANDI, L. e REIS, E. J. *Estoque de capital fixo no Brasil - 1950-2002*. XXXII Encontro Nacional de Economia – ANPEC. Dezembro/2004.

PESSÔA, S. *A experiência de crescimento das economias de mercado nos últimos 40 anos*. Ensaios Econômicos EPGE nº. 495. Janeiro/2003.

PRITCHETT, L. *Where has all the education gone?* Policy Research Working Paper Series 1581, The World Bank. 1996.

PSACHARAPOULOS, G. *Returns to Investment in Education: A Global Update.* World Development 1994; 22 (9): 1325-1343.

PSACHARAPOULOS, G.; PATRINOS, H. *Returns to investment in education: a further update.* World Bank Policy Research Working Paper, 2881. 2002. Washington D.C.

ROMER, P. M. *Increasing Returns and Long-run Growth*. Journal of Political Economy - University of Chicago Press. Outubro/1986; 94(5):1002-37.

ROMER, P. M. *Endogenous Technological change*. Journal of Political Economy. 1990; 98:S71-102.

SCHULTZ, T. W. *Reflections on Investment in Man.* Journal of Political Economy. 1962; 70(5):1-8.

SCHULTZ, T. W. *O Valor Econômico da Educação.* 1967. Zahar Editores. Rio de Janeiro.

SCORZAFAVE, L. G.; MENEZES FILHO, N. A. *Impacto da Participação das Mulheres na Evolução da Distribuição de Renda do Trabalho no Brasil.* Pesquisa e Planejamento Econômico, IPEA-RJ. 2005; 35(2):245-266.

SOLOW, R. M. *A contribution to the Theory of Economic Growth*. Quaterly Journal of Economics, LXX. 1956; 65-94.

SOLOW, R. M. *Technical Change and the Aggregate Production Function.* The Review of Economics and Statistics. Agosto/1957; 39(3): 312-320.

STOK, J. H.; WATSON, M. W. *Econometria*. Editora Pearson Education do Brasil. 2004.

WELCH, F; *Education in Production.* Journal of Political Economy. 1970; 78(1) :35-59.

YOUNG, A. *The Tyranny of Numbers: Confronting the Statistical Realities of the East Asian Growth Experience.* Quarterly Journal of Economics 1995;110 (3):641-680.

ANEXO I

Se um regressor possui uma raiz unitária (uma tendência estocástica), o estimador de mínimos quadrados ordinários (MQO) de seu coeficiente e sua estatística t de MQO podem ter distribuições não normais mesmo em amostras grandes.

Tendências estocásticas podem fazer com que duas séries temporais pareçam relacionadas quando não o são. Esse problema é chamado de regressão espúria.

Para detectar tais tendências, utilizamos o teste de Dickey-Fuller, que é comumente utilizado e é um dos mais confiáveis segundo Stock e Watson (2004). Este teste tem como hipótese nula de que existe uma raiz unitária e como hipótese alternativa de que o modelo é estacionário.

Testamos a hipótese de raiz unitária, utilizando o software EViews, tanto para a série de capital como para a do produto, conforme tabelas 25 e 26.

Tabela 25 – Teste de raiz unitária para o capital físico

Null Hypothesis: K0 has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=6)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.413420	0.5614
Test critical values:	1% level	-3.689194	
	5% level	-2.971853	
	10% level	-2.625121	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Fonte: Elaboração da autora.

Na Tabela 25 o valor da estatística Dickey-Fuller é negativo em 1,413420 e o valor-p associado é de 0,5614. O EViews mostra também os valores críticos aos níveis de significância de 1%, 5% e 10%. A estatística t é maior do que o nível de significância, portanto, não rejeitamos a hipótese nula de raiz unitária.

Tabela 26 – Teste de raiz unitária para o produto

Null Hypothesis: Y0 has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=6)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.481028	0.5283
Test critical values:	1% level	-3.689194	
	5% level	-2.971853	
	10% level	-2.625121	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Fonte: Elaboração da autora.

Na Tabela 26 o valor da estatística Dickey-Fuller é negativo em 1,481020 e o valor-p associado é de 0,5283. A estatística t é maior do que o nível de significância, portanto, não rejeitamos a hipótese nula de raiz unitária.

Livros Grátis

(http://www.livrosgratis.com.br)

Milhares de Livros para Download:

Baixar livros de Administração
Baixar livros de Agronomia
Baixar livros de Arquitetura
Baixar livros de Artes
Baixar livros de Astronomia
Baixar livros de Biologia Geral
Baixar livros de Ciência da Computação
Baixar livros de Ciência da Informação
Baixar livros de Ciência Política
Baixar livros de Ciências da Saúde
Baixar livros de Comunicação
Baixar livros do Conselho Nacional de Educação - CNE
Baixar livros de Defesa civil
Baixar livros de Direito
Baixar livros de Direitos humanos
Baixar livros de Economia
Baixar livros de Economia Doméstica
Baixar livros de Educação
Baixar livros de Educação - Trânsito
Baixar livros de Educação Física
Baixar livros de Engenharia Aeroespacial
Baixar livros de Farmácia
Baixar livros de Filosofia
Baixar livros de Física
Baixar livros de Geociências
Baixar livros de Geografia
Baixar livros de História
Baixar livros de Línguas

Baixar livros de Literatura
Baixar livros de Literatura de Cordel
Baixar livros de Literatura Infantil
Baixar livros de Matemática
Baixar livros de Medicina
Baixar livros de Medicina Veterinária
Baixar livros de Meio Ambiente
Baixar livros de Meteorologia
Baixar Monografias e TCC
Baixar livros Multidisciplinar
Baixar livros de Música
Baixar livros de Psicologia
Baixar livros de Química
Baixar livros de Saúde Coletiva
Baixar livros de Serviço Social
Baixar livros de Sociologia
Baixar livros de Teologia
Baixar livros de Trabalho
Baixar livros de Turismo