

"A FEA e a USP respeitam os direitos autorais deste trabalho. Nós acreditamos que a melhor proteção contra o uso ilegítimo deste texto é a publicação online. Além de preservar o conteúdo motiva-nos oferecer à sociedade o conhecimento produzido no âmbito da universidade pública e dar publicidade ao esforço do pesquisador. Entretanto, caso não seja do interesse do autor manter o documento online, pedimos compreensão em relação à iniciativa e o contato pelo e-mail bibfea@usp.br para que possamos tomar as providências cabíveis (remoção da tese ou dissertação da BDTD)."

T338.09 S587c e.2
T80159
2060003641



Powered by RfidProStar - www.logprocess.com.br

**UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E
CONTABILIDADE
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA**

DEDALUS - Acervo - FEA



20600003641

**CONVERGÊNCIA E DINÂMICA REGIONAL DA
PRODUTIVIDADE DO TRABALHO: FONTES SETORIAIS E
MUDANÇAS ESTRUTURAIS**

Raul da Mota Silveira Neto

Tese apresentada ao Departamento
de Economia da Faculdade de
Economia, Administração e
Contabilidade da Universidade de
São Paulo para obtenção do título
de Doutor em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Carlos Roberto Azzoni

**São Paulo
2000**

A Suzana e a Eliana.

“Só se vence o tempo no tempo.”
T.S. Eliot

Agradecimentos

Agradeço, antes de tudo, à Capes pela ajuda financeira durante todo o programa de doutorado. Sem este financiamento, a elaboração e conclusão deste trabalho não teriam sido possíveis.

Ao meu orientador, Carlos Roberto Azzoni, sou extremamente grato pela disponibilidade e acompanhamento do meu esforço de pesquisa. Sua participação, pelas críticas, discussões e sugestões, tornou o esforço de pesquisa sempre mais conseqüente; sua compreensão das dificuldades enfrentadas ao longo do percurso de elaboração do trabalho fez tal esforço mais estimulante.

Não posso deixar de agradecer ao prof. Samuel Pessôa. De nossas discussões sobre crescimento e economia regional surgiu o interesse pelo tema abordado. Seu interesse pela questão da desigualdade regional permitiu-me desfrutar de novos pontos de vista sobre o tema.

Meus agradecimentos estendem-se também aos membros da minha banca de qualificação, professores Naércio Menezes, Eduardo Haddad e Fábio Kancuk. Suas críticas e sugestões levaram-me a um maior amadurecimento em relação ao tema tratado.

Aos coordenadores do programa de pós-graduação do IPE, professores Dércio Kadota e Paulo Piquet, agradeço pelo apoio institucional e condições de trabalho desfrutadas nesta instituição.

Estes agradecimentos estendem-se também ao prof. Reinaldo Fernandes e às estudantes e estagiárias Renata e Fabiana, da USP-Ribeirão Preto, pela receptividade e ajuda no acesso a grande parte dos dados desta tese.

No IPE tive a sorte de conviver com colegas que tornaram minha estadia em São Paulo rica e proveitosa, mais que compensando as dificuldades de “forasteiro”. Alguns destes merecem agradecimentos especiais: Tatiane, Zeina, e Leandro (Bidu); sem o convívio e amizade desfrutados, as dificuldades sem dúvidas teriam sido bem maiores.

Também não poderia deixar de agradecer aos amigos Kim, Cátia e Zezinho que, às vezes sem perceber, deram-me apoio necessário ao longo do trabalho.

Por fim, serei eternamente grato a Eliana, de quem o apoio e compreensão recebidos foram fundamentais para a conclusão da pesquisa.

Resumo

Os estudos recentes sobre a evolução da desigualdade regional no Brasil têm se concentrado na questão da convergência de rendas per capita entre os estados brasileiros, sem contudo explorar a dinâmica dos principais determinantes destes agregados: os produtos por trabalhador estaduais. Não se exploram assim nem a influência das diferentes taxas estaduais de emprego do fator trabalho, muito menos as influências das fontes de variação dos produtos por trabalhador dos estados nos resultados obtidos sobre a questão da convergência de rendas per capita.

A presente tese reconsidera a questão da convergência de renda per capita entre os estados a partir da convergência dos produtos agregados por trabalhador entre os estados brasileiros. Seu principal objetivo é analisar o papel das fontes de variação destes produtos na evolução das desigualdades. A partir da demonstração do fato de que o comportamento deste agregado pode ser reflexo tanto dos movimentos dos produtos por trabalhador setoriais (fontes intra-setoriais), como de realocações de fatores entre os setores (fontes inter-setoriais), são fornecidas evidências empíricas sobre a importância destas fontes para a trajetória convergente/divergente observada para o produto per capita e por trabalhador dos estados.

Abstract

The recent studies about the evolution of income disparities among Brazilian states have been directed to the question of convergence of per capita without worrying about the dynamic of the main determinant of these aggregates: the product per worker. Therefore, these studies neither explore the possible influence of differing rates of occupation of the work force, nor point out the importance of the sources of variation of the aggregate product per worker to the results of convergence/divergence of the incomes per capita and products per worker among states.

This study reconsiders the convergence of per capita incomes among Brazilian states from the perspective of the aggregate products per worker. Its main objective is to analyse the role of the sources of movement of these products on the evolution of states per capita incomes disparities. By showing that the dynamic of the states aggregate products per worker is conducted by the dynamic of sectorial product per worker (an intra-sectorial source of movement) and also possibly by reallocations of productive factors among sectors, the study provides empirical evidences of the relative importance of these different sources to the dynamic of convergence/divergence of per capita incomes and products per worker among Brazilian states observed during the period 1981-97

Sumário

Resumo	i
Abstract	ii
Índice de Tabela	v
Índice de Figuras	vii
Apresentação	1
Capítulo 1: Desigualdade Regional no Brasil até 1980	8
1.1 A Evolução da Desigualdade Regional e a Questão da Convergência no Período 1939-80	9
1.2 A Desigualdade Regional em 1980	15
Capítulo 2: Variação do Produto por Trabalhador e Convergência	20
2.1 Fontes de Crescimento do Produto por Trabalhador e Convergência	23
2.1.1 Progresso Técnico e Efeito Realocação	27
2.1.2 Produto por Trabalhador, Acumulação de Capital, Progresso Técnico e Efeito Realocação	30
2.1.3 Produto por Trabalhador, Efeito Realocação e Convergência	35
2.2 Acumulação, Crescimento e Convergência	42
2.3 Progresso Técnico e Convergência	54
2.4 Considerações Finais	71
Capítulo 3: Testes de Convergência	73
3.1 Testes Tradicionais de Convergência	74
3.1.1 Homogeneização e Convergência	75
3.1.2 A Dimensão <i>Catch-up</i> da Convergência	76
3.1.3 Significados e Críticas aos Testes	79
3.2 Testes com Modelos Paramétricos de Séries de Tempo	97
Capítulo 4: Produto por Trabalhador, Produto per capita e Convergência entre Estados	103
4.1 Resultados Anteriores	105
4.2 Produto por Trabalhador, Produto per capita e Convergência entre Estados: Evidência para o Período 1981-97	108
4.2.1 Produto per capita, Produto por Trabalhador e Convergência	110
4.2.2 A Dimensão <i>Catch-up</i> da Convergência	119
4.2.2.1 Convergência- β : estimações em <i>cross-section</i>	120
4.2.2.2 Convergência- β : estimações com dados de painel	125
4.2.3 Diferenciais de Desempenho Estaduais	133

Capítulo 5: Fontes Setoriais do Movimento do Produto por Trabalhador e Convergência para os Estados Brasileiros	140
5.1 Dinâmicas dos Produtos por Trabalhador Setoriais e Convergência	142
5.2 Realocação de Fator, Mudança na Estrutura do Emprego e Convergência	166
5.2.1 Mudança de Estrutura do Emprego no Período 1981-97	169
5.2.2 Efeito Realocação e Convergência	179
Conclusão	192
Bibliografia	197
Anexo de Tabelas	
Apêndice sobre Dados	

Índice de Tabelas

Tab. 1.1 Índices de Desigualdade	11
Tab. 1.2 Coeficiente de Theil para os Estados Brasileiros	13
Tab. 4.1 Evolução da Distribuição inter-estadual do pib per capita	116
Tab. 4.2 Evolução da Distribuição inter-estadual do pib por trabalhador	116
Tab. 4.3 Coeficiente de Theil do pib por trabalhador para os Estados	117
Tab. 4.4 Produto por trabalhador - Variável dependente é $\Delta\ln(\text{pib}/\text{po})$	122
Tab. 4.5 Produto per capita - Variável dependente é $\Delta\ln(\text{pib}/\text{pop})$	122
Tab. 4.6 Pib/p.ocupado - Variável dependente é $\Delta\ln(\text{pib}/\text{po})$	124
Tab. 4.7 Produto per capita - Variável dependente é $\Delta\ln(\text{pib}/\text{pop})$	124
Tab. 4.8 Pib/p.ocupado - Variável dependente é $\Delta\ln(\text{pib}/\text{po})$ - 1981-97	127
Tab. 4.9 Pib/p.ocupado - Variável dependente é $\Delta\ln(\text{pib}/\text{po})$	128
Tab. 4.10 Pib/p.ocupado - Variável dependente é $\Delta\ln(\text{pib}/\text{po})$	130
Tab. 4.11 Valores das <i>dummies</i> estaduais	132
Tab. 4.12 Crescimento em relação a SP e Média dos estados - 1981-97	134
Tab. 4.13 Crescimento em relação a SP e Média dos estados	136
Tab. 5.1 Coeficiente de variação do produto por trabalhador	145
Tab. 5.2 Agropecuária - Variável dependente é $\Delta\ln(\text{pib}/\text{po})$	146
Tab. 5.3 Agropecuária - Valores das <i>dummies</i> estaduais	147
Tab. 5.4 Produto por trabalhador - Crescimento em relação a SP e Média dos estados - Agropecuária	148
Tab. 5.5 Coeficiente de variação do produto por trabalhador	151
Tab. 5.6 Indústria - Variável dependente é $\Delta\ln(\text{pib}/\text{po})$	152
Tab. 5.7 Indústria de transf. e extrativa mineral - Variável dependente é $\Delta\ln(\text{pib}/\text{po})$	153
Tab. 5.8 Construção Civil - Variável dependente é $\Delta\ln(\text{pib}/\text{po})$	153
Tab. 5.9 Indústria - Valores das <i>dummies</i> estaduais	154
Tab. 5.10 Produto por trabalhador - Crescimento em relação a SP e Média dos estados - Indústria	155
Tab. 5.11 Produto por trabalhador - Crescimento em relação a SP e Média dos estados - Indústria de transf. e extrativa mineral	156
Tab. 5.12 Produto por trabalhador - Crescimento em relação a SP e Média dos estados - Construção	156
Tab. 5.13 Coeficiente de variação do produto por trabalhador	160
Tab. 5.14 Serviços - Variável dependente é $\Delta\ln(\text{pib}/\text{po})$	160
Tab. 5.15 Comércio - Variável dependente é $\Delta\ln(\text{pib}/\text{po})$	160
Tab. 5.16 Transportes e Comunicações - Variável dependente é $\Delta\ln(\text{pib}/\text{po})$	161
Tab. 5.17 Variações em pontos percentuais do emprego nos setores	162
Tab. 5.18 Índice de Mudança de Estrutura de Kubo, Robinson e Syrquin (1988) para o emprego	163
Tab. 5.19 Índice de Especialização de Krugman (1991) aplicado à Estrutura do Emprego	169

Tab. 5.20 Produto por trabalhador dos setores de Serviços e Indústria em relação ao produto por trabalhador da agropecuária	173
Tab. 5.21 Renda per capita dos setores de Serviços e Indústrias em relação ao produto por trabalhador da agropecuária	176
Tab.5.22 Média das Relações entre as rendas per capita dos setores por grupo de estados	180
Tab.5.23 Diferenciais de Renda do Trabalho no período 1981-97 - Variável dependente é $\ln y$	181
Tab.5.24 Média entre as relações entre as rendas per capita dos setores	182
Tab.5.25 Diferenciais de Renda do Trabalho no período 1981-97 - Variável dependente é $\ln y$	184
Tab.5.26 Diferenciais de Renda do Trabalho no período 1981-97 - Variável dependente é $\ln y$	186
Tab.5.27 Diferenciais de Renda do Trabalho no período 1981-97 - Variável dependente é $\ln y$	187

Índice de Figuras

Fig. 1.1 Dispersão das Rendas Per Capita dos Estados - 1939-80	11
Fig. 1.2 Coeficiente de Theil - Parcelas Intra-regional e Inter-regional	13
Fig. 1.3 Produto per capita dos Estados em 1980	15
Fig. 1.4 Mortalidade Infantil e Expectativa de Vida	16
Fig. 1.5 Indicadores de Níveis Educacionais por Estados	17
Fig. 1.6 Serviços de Infra-estrutura dos Estados - 1981	18
Fig. 4.1 Pib per capita dos Estados	108
Fig. 4.2 Produto por trabalhador dos Estados	110
Fig. 4.3 Desvio-padrão do log. do pib per capita	111
Fig. 4.4 Desvio-padrão do log. do pib per capita	111
Fig. 4.5 Desvio-padrão do log. do pib por trabalhador	112
Fig. 4.6 Desvio-padrão do log. do pib por trabalhador	112
Fig. 4.7 Desvio-padrão do log. do pib por trabalhador	113
Fig. 4.8 Evolução de medidas de tendência central da distribuição do Pib/po relativo dos Estados	114
Fig. 4.9 Evolução dos valores máximo e mínimo dos pib/po relativos dos estados	114
Fig. 4.10 Parcelas inter-regional e intra-regional da desigualdade regional	118
Fig. 4.11 Crescimento e valor inicial do log. do pib por trabalhador	123
Fig. 5.1 Desvio-padrão do log(pib/po) - agropecuária	144
Fig. 5.2 Desvio-padrão do log(pib/po) - Indústria total	149
Fig. 5.3 Desvio-padrão do log(pib/po) - Indústria de transf. e extrativa mineral	150
Fig. 5.4 Desvio-padrão do log(pib/po) - Construção	150
Fig. 5.5 Crescimento e valor inicial do log. do pib por trabalhador - indústria	152
Fig. 5.6 Desvio-padrão do log(pib/po) - Serviços	158
Fig. 5.7 Desvio-padrão do log(pib/po) - Comércio	158
Fig. 5.8 Desvio-padrão do log(pib/po) - Transportes e Comunicações	159
Fig. 5.9a Variação (pontos%) da Participação do Emprego da Agropecuária e da Construção no Emprego Total	170
Fig. 5.9b Variação (pontos%) da Participação do Emprego da Indústria e dos Serviços no Emprego Total	170
Fig. 5.10 Índice de Mudança de Estrutura de Kubo, Robinson e Syrquin (1988) para o emprego	173
Fig. 5.11 Índice de Especialização de Krugman (1991) aplicado à Estrutura do Emprego	175
Fig. 5.12a Dispersão da Estrutura do Emprego entre os Estados	177
Fig. 5.12b Dispersão da Estrutura do Emprego entre os Estados	178

Apresentação

De acordo com os recentes dados das Contas Regionais publicados pela FIBGE (1999), em 1997, o produto per capita do estado de São Paulo, estado mais rico do país, era mais de 600% maior que aquele do estado do Maranhão, o estado mais pobre; já a região Sudeste, naquele mesmo ano, apresentava um valor médio de produto per capita para seus estados 2,83 vezes maior que o valor médio deste produto para os nove estados nordestinos. Os dados são recentes, mas ilustram e resultam de uma tendência aparentemente secular da economia brasileira: o desenvolvimento econômico marcado por extrema desigualdade espacial.

As raízes históricas da constituição de um espaço econômico com tamanhas desigualdades, certamente, remontam aos diversos ciclos econômicos de exploração vividos pelos países, neste e em séculos passados. A formação de espaços econômicos, em geral, regionalmente estanques, em um contexto de menor mobilidade de fatores econômicos fez, muito provavelmente, com que a questão da concentração regional da atividade econômica no país caminhasse em conjunto com a desigualdade econômica regional.

Nos últimos dez anos, aproximadamente, após quase duas décadas de justificado e desproporcional destaque das políticas de estabilização, com a perspectiva de uma estabilização econômica duradoura, ressurgiu o interesse de economistas, da sociedade e, aparentemente, do poder público, na questão da desigualdade econômica regional brasileira. Em consonância com os novos tratamentos teóricos e aplicações empíricas do *main stream* econômico à questão da desigualdade regional, os novos

estudos para o caso brasileiro têm enfatizado a questão da convergência de renda per capita entre as regiões e estados do país.

Em verdade, a ênfase reflete a tendência do *main stream* econômico de tentar explicar e compreender a dinâmica da desigualdade entre diferentes economias com base em modelos econômicos de crescimento, afastando-se das contribuições da literatura de Desenvolvimento Econômico, anteriormente a principal base teórica das políticas regionais. Esquemáticamente e de forma geral, dentro do tratamento recente da questão da desigualdade regional e do estudo da convergência de renda entre as diferentes regiões, duas linhas alternativas principais de tratamentos têm sido enfatizadas.

A primeira linha tenta entender e explicar a existência de desigualdades econômicas entre diferentes regiões através do Modelo Neoclássico de Crescimento. Sob esta perspectiva, as desigualdades entre as regiões seriam explicadas por diferenças nas dotações iniciais de recursos dos agentes econômicos das regiões; inexistiriam regiões pobres, mas regiões com maior concentração relativa de agentes pobremente dotados de recursos. Sob as hipóteses conhecidas do modelo onde se destaca a existência de uma função de produção com rendimentos marginais decrescentes para os fatores privados, as regiões ou economias mais pobres tenderiam a crescer a taxas mais elevadas que as mais ricas, em suas respectivas trajetórias de *steady state*, caracterizando-se uma tendência à convergência de produto por trabalhador, entre as economias com mesmas características técnicas e institucionais. Note-se que a aplicação do modelo para o contexto de regiões de um país exige a suposição de mobilidade imperfeita de trabalho entre estas economias, de outra forma, dada a arbitragem do fator, de acordo com o modelo, a convergência de produtos por trabalhador das diferentes

economias seria imediata. Esta é a linha de argumentação sustentada pelos trabalhos de Barro e Sala-I-Martin (1992, 1995), pioneiros nessa linha de pesquisa.

É importante salientar, tendo-se em vista as perspectivas anteriores no estudo das desigualdades regionais, que tal tratamento faz uma clara diferenciação entre a questão da desigualdade de renda per capita entre as regiões e o problema da concentração da atividade econômica. Este último ponto não é tratado no modelo, visto que não é considerado de fato um problema. Nesta perspectiva, a convergência de produtos per capita não implica qualquer padrão definido de concentração da atividade produtiva.

Uma segunda perspectiva de tratamento recente da questão da desigualdade regional enfatiza, por outro lado, o papel da importância de variáveis geográficas, institucionais e políticas locais, na determinação e na dinâmica dos diferenciais de renda per capita entre as regiões. Tal é a linha de argumentação de Hall e Jones (1996), Chang (1994), Ravallion e Jalan (1996) e Jalan e Ravallion (1998). Estes autores argumentam que a presença do “capital geográfico” das regiões, compreendendo condicionantes climáticos, de infra-estrutura de serviços públicos e de conhecimento da realidade física local e da adequação das tecnologias disponíveis, gerando externalidades, podem afetar a própria produtividade do capital privado, influenciando o ritmo de acumulação das economias. Assim, o próprio grau de pobreza regional pode ser determinado em larga medida endogenamente, e não apenas pelas dotações privadas iniciais dos agentes. Ou seja, as especificidades locais ou geográficas das regiões seriam fundamentais para determinar a trajetória de acumulação das mesmas. A imperfeita mobilidade dos fatores nestes modelos ajudaria a dar persistência a diferenciais de riqueza entre as regiões, em larga medida, endogenamente determinados. A caracterização de uma região como pobre, nesta perspectiva, estaria ligada não apenas à presença de indivíduos pobres mas à própria deficiência de dotação de recursos “geográficos” da mesma.

Note-se que as duas perspectivas acima implicam diferentes orientações para as recomendações de políticas regionais. Sob influência do Modelo Neoclássico de Crescimento, não haveria propriamente uma política regional, mas uma ênfase na livre mobilidade de fatores entre as regiões. Sob o enfoque dos modelos com “capital geográfico”, o investimento público regionalmente diferenciado em infra-estrutura, por exemplo, poderia ser justificado sob um argumento de eficiência, e não apenas de equidade (normativo).

A decisão entre os dois enfoques para a interpretação recente da evolução da desigualdade regional brasileira está longe de ser imediata. Em verdade a maior parte dos trabalhos sobre convergência para os estados brasileiros tem sido feito sob inspiração do modelo neoclássico e os resultados dependem muito do período de análise¹. Apenas um trabalho recente, devido a Azzoni, Menezes, Menezes e Silveira Neto (1999), até aqui, explorou as possibilidades do modelo com “capital geográfico” para o caso brasileiro recente. Os resultados são favoráveis: tanto variáveis de infra-estrutura como climáticas parecem ser importantes determinantes do padrão de evolução das desigualdades regionais entre os estados brasileiros no período 1981-96.

Este trabalho tem seu interesse, porém, em uma dimensão ainda inexplorada da questão da convergência para o caso brasileiro. Seu objetivo central é fornecer novas evidências sobre a evolução da desigualdade entre os estados brasileiros para o período 1981-97 a partir da análise da dinâmica comparada do principal determinante do comportamento do produto per capita (PPC, como doravante será referido ao longo do trabalho) dos estados: a dinâmica do produto por trabalhador (PPT, sua referência a partir de agora) ou produtividade do trabalho destes. O foco no produto por trabalhador,

¹ Azzoni (1997) fornece uma exaustiva listas dos mesmos. Parte deles será discutida ao longo do trabalho.

até aqui inexplorado nos estudos de convergência, traz uma série de vantagens analíticas exploradas ao longo do presente trabalho.

Primeiro, permite obter evidências sobre o comportamento do PPC líquido das influências das taxas de emprego estaduais, definidas neste trabalho como a razão entre o pessoal ocupado (PO, doravante) e a população (POP, doravante), isto é, PO/POP, o que implica evidências mais próximas sobre os agregados presentes nos modelos de crescimento.

Em segundo lugar, o foco na dinâmica dos PPT estaduais permite explorar as influências da dinâmica das produtividades do trabalho dos diferentes setores, isto é, dos PPT setoriais da economia na trajetória convergente/divergente dos PPT (e PPC) agregados estaduais. Uma estratégia fundamental para avaliar, por exemplo, efeitos de políticas regionais com viés setorial.

Uma terceira vantagem do enfoque é permitir em certo sentido resgatar e inserir na recente discussão sobre convergência de rendas per capita entre distintas economias parte da literatura do Desenvolvimento Econômico. Isso é feito neste trabalho através da avaliação da contribuição das alterações na distribuição do emprego entre os setores sobre o comportamento do PPT dos estados. Isto é, o foco no PPT estadual, ao invés de no PPC, permite observar o papel de mudanças estruturais da economia na dinâmica destes agregados.

Evidências sobre a influência de mudanças na estrutura do emprego entre os setores na dinâmica convergente/divergente dos PPT de diferentes economias, não obstante a larga tradição na literatura do Desenvolvimento Econômico, só agora vêm sendo estudadas, já que exigem um distanciamento dos modelos de crescimento com ajustes instantâneos nos mercados de fatores; sendo este exatamente o caso do Modelo

Neoclássico de Crescimento, inspirador de grande parte dos trabalhos iniciais sobre convergência.

O presente trabalho explora as evidências empíricas sobre todas estas influências sobre o comportamento do PPC dos estados, a partir de uma amostra de 19 estados brasileiros (excluídos os estados da região Norte, por inexistência de dados, e o Distrito Federal), para o período 1981-97. A escolha dos Estados e do período de análise justifica-se pela disponibilidade de dados e é discutida no apêndice sobre os dados utilizados no trabalho. Além desta apresentação, o trabalho está organizado em cinco capítulos, além da conclusão.

No primeiro capítulo é revisto rapidamente o padrão de evolução da desigualdade regional brasileira para o período 1939-80, enfatizando a tendência à convergência/divergência das rendas ou produtos per capita estaduais. De forma complementar, o capítulo também apresenta uma caracterização do padrão de desigualdade prevalente no início dos anos 80 utilizando outros indicadores de bem-estar.

O capítulo dois é fundamentalmente teórico e está dividido em duas partes. Na primeira parte são discutidas e apresentadas as vantagens do foco nos PPT dos estados, ao invés de nos PPC, no estudo da convergência. Fundamentalmente, é mostrado que movimentos do PPT ou produtividade do trabalho de uma economia refletem potencialmente movimentos dos PPT setoriais e efeitos de realocações dos fatores entre os diferentes setores desta economia. A seguir, são apresentadas teorias que permitem explicar possíveis trajetórias de convergência dos PPT entre diferentes economias.

À luz das recentes críticas aos testes tradicionalmente utilizados para aferir convergência de produtos per capita entre diferentes economias, no terceiro capítulo são

discutidos os significados e limitações dos testes de convergências utilizados nos dois capítulos seguintes deste trabalho.

Os dois últimos capítulos apresentam os resultados empíricos do presente trabalho. No capítulo quatro são obtidas evidências empíricas sobre o padrão de convergência/divergência dos PPT e PPC entre os 19 estados brasileiros no período 1981-97, e sobre o papel da taxa de emprego nas possíveis diferenças entre as tendências observadas. O quinto capítulo apresenta, em sua primeira parte, evidências empíricas sobre as contribuições dos movimentos dos PPT setoriais para o padrão convergente/divergente dos PPT (agregados) entre os estados, observado no capítulo anterior. Em sua segunda parte, o capítulo apresenta evidências a respeito do potencial papel de realocações do fator trabalho entre os setores, na dinâmica de comportamento convergente/divergente dos PPT estaduais. Esta última parte precede as conclusões do trabalho, apresentadas na parte final.

Desigualdade Regional no Brasil até 1980

Embora neste trabalho o período de análise da desigualdade regional entre os estados brasileiros restrinja-se aos anos de 1981-97 e esteja centrado no comportamento do produto por trabalhador dos estados, é fornecida neste capítulo uma rápida¹ visão do padrão de evolução da desigualdade regional de rendas per capita no Brasil nas décadas anteriores a 1980. O objetivo é caracterizar em linhas gerais o padrão de evolução da desigualdade entre os estados e utilizá-lo, mais adiante, para avaliação das possíveis mudanças em relação a este padrão, nas décadas de 80 e 90 consideradas neste trabalho.

Adicionalmente, é feita uma caracterização da desigualdade regional prevalecente entre os estados brasileiros no início dos anos 80, para além das medidas de desigualdade de rendas per capita. Isto é, um quadro mais abrangente destas desigualdades é elaborado a partir de outras medidas e critérios de bem-estar. Tal conjunto de informações, além de melhor caracterizar as disparidades entre os estados do país, permite aferir com melhor precisão os níveis absolutos de bem-estar das regiões e estados mais pobres, questão de interesse para além da questão das desigualdades de renda per capita.

Para o particular interesse deste trabalho, é também interessante observar a correlação dos demais indicadores com níveis de renda ou produto per capita dos

¹ O objetivo deste capítulo está distante de retomar trabalhos anteriores sobre desigualdade e convergência para o período anterior a 1980, embora se acredite que este período possa ser ainda melhor explorado. A nível das informações de que se necessita neste trabalho com respeito a este período, estudos mais completos são fornecidos por Elias (1995), Ferreira (1995), Azzoni (1996, 1997) e Zini e Sachs (1996). O capítulo também não pretende avaliar a problemática da desigualdade regional brasileira à luz das diversas políticas econômicas nacionais no período; a este respeito veja-se, por exemplo, Baer (1995).

estados. Neste sentido, mostra-se que os diferenciais de renda per capita entre os estados refletem bastante bem as desigualdades presentes nos demais indicadores socioeconômicos.

1.1 A Evolução da Desigualdade Regional e a Questão da Convergência no Período 1939-80

A origem da desigualdade regional no Brasil está vinculada à formação e à história econômica do país, fundamentada até as primeiras décadas deste século nos diversos ciclos exportadores. O esgotamento de tais ciclos nestas primeiras décadas e o início do período de maior desenvolvimento industrial nas regiões exportadoras do último ciclo (café), não só extinguiu o padrão anterior de reconcentração da atividade econômica de acordo com o produto exportável, como consolidou a concentração da atividade econômica do país na região Sudeste². Dados sobre a evolução da renda dos estados estão disponíveis, porém, apenas a partir de 1939.

A seguir é apresentada a evolução da desigualdade entre as rendas e produtos per capita de 20 estados brasileiros no período 1939-80. São considerados da região Norte apenas os estados do Amazonas (que agrega os valores para os estados de Roraima, Rondônia e Acre) e Pará (que engloba os valores do Amapá); da região Centro-Oeste exclui-se o Distrito Federal e consideram-se conjuntamente Mato Grosso e Mato Grosso do Sul, com Goiás também incluindo os valores do atual estado do Tocantins; nas demais regiões preserva-se a atual divisão político-administrativa.

² Para avaliações recentes desta dinâmica veja-se, por exemplo, Baer (1995) e Fausto (1994). Para referências clássicas, Prado Jr. (1967) e Furtado (1968). Deve-se ter claro que concentração da atividade econômica é algo distinto de desigualdade de renda per capita entre regiões; a primeira sobrevive à perfeita mobilidade de trabalho entre as regiões, o que não ocorre com a desigualdade. Para uma discussão a respeito veja-se Pessoa (1998). Para o período anterior a 1939 não se dispõe de dados confiáveis sobre as rendas e produto dos estados. Dado o fato de que

Para tal apresentação, dois índices tradicionais de dispersão e desigualdade são utilizados. O coeficiente de variação (CV) e o coeficiente de Theil. O primeiro é formalmente por:

$$CV = (1/\bar{y}) \left[\sum_i (y_i - \bar{y})^2 / (n-1) \right]^{1/2} = \sigma_y / \bar{y} \quad (1.1.1)$$

onde σ_y é desvio-padrão amostral do produto por trabalhador ou per capita e \bar{y} é a média amostral da correspondente variável. Já o índice L de Theil é dado por:

$$L = \sum_i \left(\frac{N_i}{N} \right) \ln \left[(N_i / N) / (Y_i / Y) \right] = \sum_i n_i \ln L_i \quad (1.1.2)$$

onde N_i é a população ou pessoal ocupado do estado i e Y_i o seu produto. Uma vantagem importante deste indicador, é permitir decompor a desigualdade observada em cada momento em duas dimensões: inter-regional (desigualdade entre regiões) e intra-regional (desigualdade entre estados de uma mesma região). A primeira medida é dada por $L_{br} = \sum_r n_r \ln L_r$, onde r refere-se a cada região. Já a medida intra-regional é dada por $L_r = \sum_i n_i \ln L_{ir}$, onde agora o somatório é para os estados de uma região r . Assim é possível mostrar que³:

$$L = L_{br} + \sum_r n_{ri} \ln L_r \quad (1.1.3)$$

Note-se que um valor de L igual a zero indicaria perfeita equalização do produto por trabalhador ou per capita entre os estados. A tabela e a figura que seguem

neste período a migração do fator trabalho entre as regiões era muito maior, supõe-se em geral que à concentração da atividade econômica estejam associados diferenciais de renda per capita entre as regiões.

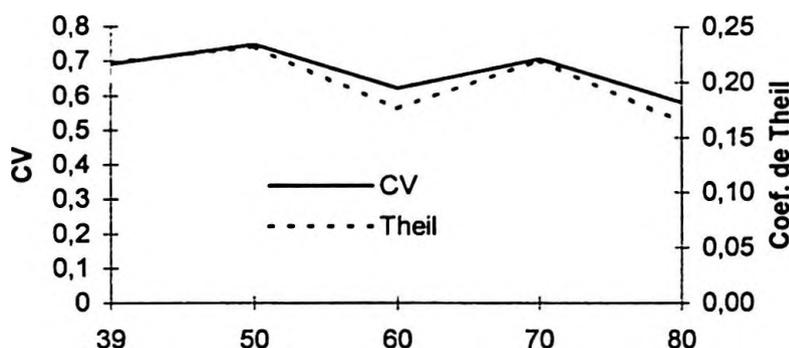
³Alternativamente, a outra medida de desigualdade de Theil, o índice T de Theil, utiliza as frações da renda como fatores de ponderação. Veja-se Nissan e Carter (1993) e Hoffmann (1998) sobre as diferenças e relações entre estes índices, por exemplo.

apresentam a evolução destes índices para os anos de 39, 50, 60, 70 e 80 para o conjunto de estados referido acima.

Tabelas 1.1 - Índices de Desigualdade

ano	Theil	CV
39	0,2174	0,6925
50	0,2314	0,7475
60	0,1758	0,6218
70	0,2196	0,7077
80	0,1642	0,5811

Fig. 1.1 - Dispersão das Renda Per Capita dos Estados - 1939-80



Fonte: para os anos de 1939 a 1960 foram utilizadas as rendas internas líquidas calculadas pela Fundação Getúlio Vargas, FGV (1971); para os anos de 70 e 80 foram utilizados os produtos internos brutos fornecidos pela FIBGE (1992)⁴. Dados de população provêm dos Censos Demográficos de 1940, 1950, 1960, 1970 e 1980 da FIBGE.

Percebe-se então que a desigualdade aumentou no período 1939-50, diminuiu nos dez anos seguintes, voltou a se elevar nos anos sessenta e diminuiu novamente nos anos 70. Considerando-se todo o período 1939-80, há uma evidente diminuição das

⁴ Tais diferenças de medidas são conhecidas. Os dados de renda da FGV (1971) correspondem àqueles do produto interno líquido a custo de fatores; as estimativas do FIBGE (1992) são para o produto interno bruto a custo de fatores. Nos dados da FGV (1971) não são deduzidos do setor agrícola o consumo de intermediários. Já para os dados da FIBGE (1992), não são incluídos no setor industrial em 1970 os serviços industriais de utilidade pública e a indústria da construção. Azzoni (1997) fornece uma compatibilização destes dois conjuntos de dados. Optou-se porém aqui, como em Ferreira (1995), pela utilização destes conjuntos. Os resultados quanto à evolução das disparidades, como se mostra adiante, pouco se modifica. Os valores para o Amapá foram agregados no estado daqueles do estado do Pará. O estado do Amazonas (AM) agrega os valores para demais estados da região Norte. Exclui-se também o Distrito Federal. Os valores foram deflacionados pelo deflator implícito do produto obtido da Conjuntura Econômica (1999) e estão em reais de 1995.

disparidades de renda per capita entre os estados considerados. Tal padrão de comportamento, já assinalado por alguns autores⁵, mostra que se está muito distante de uma tendência consistente de diminuição das desigualdades de renda per capita entre os estados. Azzoni (1997) apresenta algumas evidências, embora não inteiramente persuasivas, de que os períodos de maior crescimento estão associados a períodos de menor ou inexistente tendência à diminuição das desigualdades.

A elevação da desigualdade no período 1939-50 dá-se no contexto de consolidação da classe industrial brasileira e primeiro período da Era Vargas. É claramente um período onde a concentração das atividades econômicas no Sudeste do país caminha conjuntamente com a elevação da desigualdade entre os estados brasileiros⁶. Na década seguinte, há diminuição da desigualdade em meio ao fortalecimento e comando pelo estado federal do processo de substituição de importações. Presencia-se uma expansão das vias de intercâmbio entre os estados e a elevação do comércio interestadual⁷. Já o período 1960-70 caracteriza-se por dificuldades políticas e incertezas e finda com ocorrência do chamado “milagre” econômico, que parece ter favorecido os estados mais bem postados economicamente. É neste período também que começam a operar os repasses e isenções fiscais, produto das políticas regionais do governo federal. Por fim, os anos 70 apresentam sensível diminuição da desigualdade, em grande parte em razão do desempenho acima da média nacional dos estados do Nordeste.

⁵ Azzoni (1997) utilizando a compatibilização proposta das séries encontra para os anos acima os valores para o coeficiente de Theil, respectivamente, 0,215 0,230 0,180 0,218 0,163. Ferreira (1995) por sua vez encontra valores para o período 1950-80 do CV de 0,720 0,606 0,694 e 0,584, respectivamente para os anos 1950, 1960, 1970 e 1980, respectivamente.

⁶ Veja-se a respeito, por exemplo, Suzigan (1986) e Baer (1989).

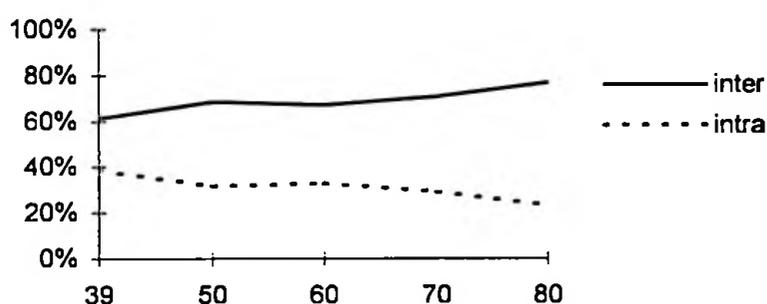
⁷ A diminuição da desigualdade no período parece dar-se a despeito das transferências de renda do Nordeste para o Centro-Sul ocorridas no período em virtude das políticas de restrições às importações que implicavam em subsídio

Como mostrado acima, o índice de Theil permite também perceber as contribuições dos componentes intra-regional e inter-regional da desigualdade observada entre os estados. Tais tendências são apresentadas abaixo.

Tabela 1.2 – Coeficiente de Theil para os Estados Brasileiros

ano	Total		Inter-regional	Intra-regional					
	Índice	%		todas regiões	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste
39	0,2174	100	61,12%	38,88%	0,05%	3,19%	34,52%	0,56%	0,56%
50	0,2314	100	68,22%	31,78%	0,06%	6,67%	24,34%	0,61%	0,09%
60	0,1758	100	67,01%	32,99%	0,01%	5,15%	26,70%	0,49%	0,65%
70	0,2196	100	70,67%	29,33%	0,28%	5,97%	20,85%	2,09%	0,14%
80	0,1642	100	76,91%	23,09%	0,23%	7,76%	13,16%	0,85%	1,10%

Fig. 1.2 - Coeficiente de Theil - Parcelas inter-regional e intra-regional



Fonte: ver tabela e figura anteriores.

Nota-se então que a tendência geral é de elevação da contribuição da parcela ou componente inter-regional da desigualdade em detrimento do componente intra-regional, embora este movimento seja interrompido de 1950 a 1960. Ou seja, não obstante a diminuição da desigualdade observada quando se considera todo o período 1939-80, esta ocorre num contexto de regiões proporcionalmente cada vez mais

aos estados mais industrializados. Baer (1995) estima que no período 1948-60 foram transferidos mais de US\$ 413 milhões do Nordeste para o Centro-Sul.

desiguais entre si e de cada vez mais homogeneidade entre seus membros⁸. Observa-se ainda que apesar da região Sudeste ter maior contribuição para a parcela da desigualdade intra-regional, esta vem diminuindo sensivelmente ao longo do tempo. Movimento em sentido oposto tem ocorrido todavia para a região Nordeste.

A maior parte da evidência empírica recente sobre a evolução da desigualdade regional brasileira tem também utilizado regressões de crescimento, onde a taxa de crescimento do período é regredida sobre o nível inicial de renda, com dados *cross-section* dos estados. Evidências de relação significativa e negativa entre a renda inicial e a taxa de crescimento sendo interpretadas como comprovação de movimentos de convergência⁹. Mais formalmente, é estimada a regressão:

$$g_{yi} = \alpha + \beta \ln y_{i0} + \varepsilon_{it} \quad , \quad (1.1.4)$$

onde g_{yi} corresponde à taxa de crescimento do pib per capita, y_i no período t , e y_{i0} o valor inicial do pib per capita do estado i . A tendência à diminuição da desigualdade é identificada com um valor estimado de $\beta < 0$, que, simplesmente, indicaria que em média os estados mais pobres tenderiam no período a crescer mais rapidamente.

Infelizmente a maioria dos trabalhos deste tipo faz uso apenas dos dados do IBGE para o período 1970-85. E de fato tendem, para este período, a apresentar convergência¹⁰ ou tendência à diminuição das desigualdades. Zini e Sachs (1996) e Azzoni (1996), porém, trabalham também com períodos anteriores, respectivamente 1939-94 e 1939-92. Em nenhum destes estudos porém é considerado o intervalo 1939-80 para regressão. Além disto, em ambos os trabalhos e para os respectivos períodos

⁸ Novamente, os números são muitíssimos parecidos com aqueles obtidos por Ferreira (1995) e Azzoni (1997).

⁹ No capítulo três é feita uma avaliação crítica deste teste ou critério de convergência.

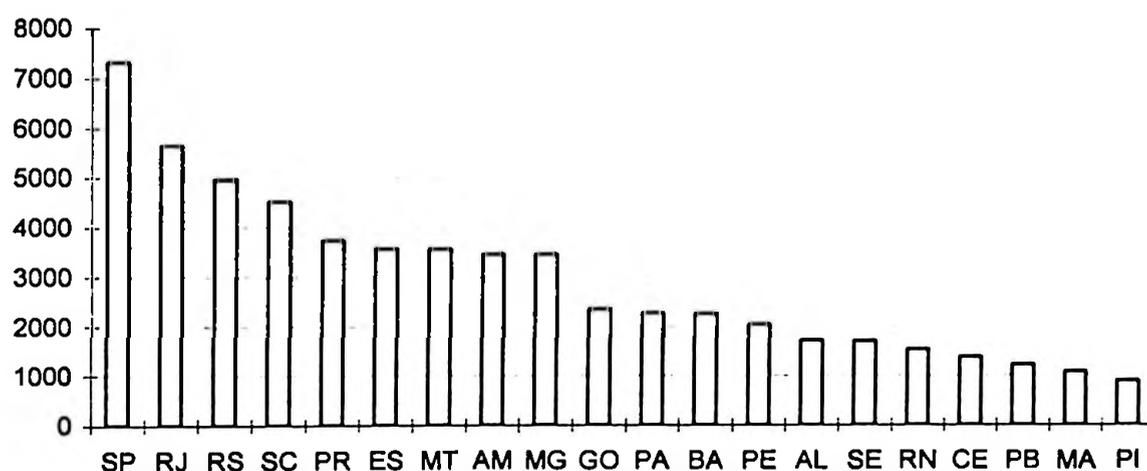
¹⁰ Azzoni (1997) faz uma exaustiva lista destes trabalhos.

1939-94 e 1939-92 não é encontrada evidência de convergência, interpretada como um coeficiente β negativo.

1.2. A Desigualdade Regional em 1980

Viu-se acima que, embora inexista uma tendência sistemática ou consistente, quando se considera todo o período 1939-80, há uma diminuição das desigualdades regionais entre os estados brasileiros. Não obstante, os níveis de desigualdade entre os estados prevaletentes no início da década de 1980 são significativos. A figura abaixo ordena os estados de acordo com os níveis de produto per capita e permite evidenciar seus diferenciais.

Fig. 1.3 - Produto per capita dos Estados em 1980



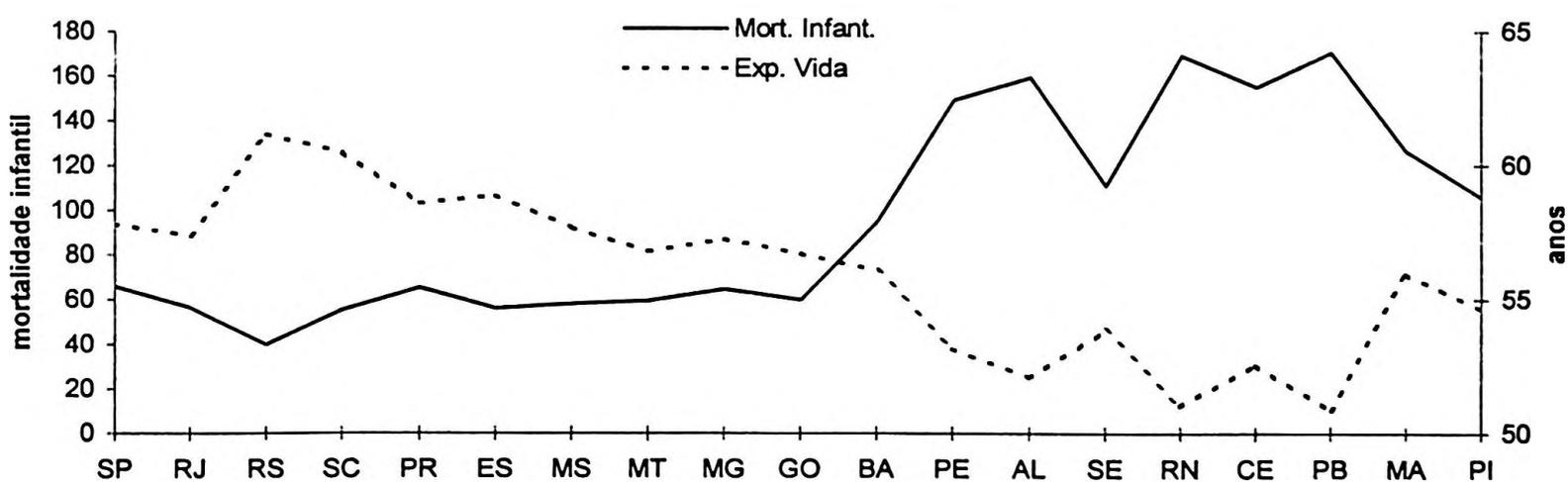
Fonte: Anuário Estatístico da FIBGE (1992) e Censo Demográfico de 1980. Os valores estão em reais de 1995.

A despeito da diminuição da desigualdade de 1939 a 1980, os diferenciais de renda per capita eram ainda consideráveis em 1980. Note-se que São Paulo, o estado mais rico, tinha produto per capita mais de 7 vezes maior que o do estado mais pobre, Piauí. Também ainda é evidente o historicamente conhecido caráter espacial da

desigualdade: os nove estados mais pobres correspondiam exatamente aos nove estados nordestinos. Quando se consideram as diferenças entre as regiões, essas eram também significativas: a região Sudeste tinha produto per capita 3,4 vezes maior que aquele da região Nordeste e apenas 1,3 vezes maior que o produto per capita da região Sul em 1980. Além disso, o produto per capita nacional era mais de 2,3 vezes maior que o produto per capita nordestino.

Enfatize-se que, à desigual distribuição de renda em 1980 entre os estados correspondia também um desigual desempenho com relação a demais índices de bem-estar e desenvolvimento humano, o que talvez coloque a desigualdade espacial brasileira em termos mais efetivos. O figura abaixo mostra indicadores de expectativa de vida (anos esperados de vida) e mortalidade infantil (mortalidade em cada 1000 nascimentos) para os estados prevaletentes em 1980, ordenados em ordem decrescente de renda per capita.

Fig. 1.4 - Mortalidade Infantil e Expectativa de Vida - 1980

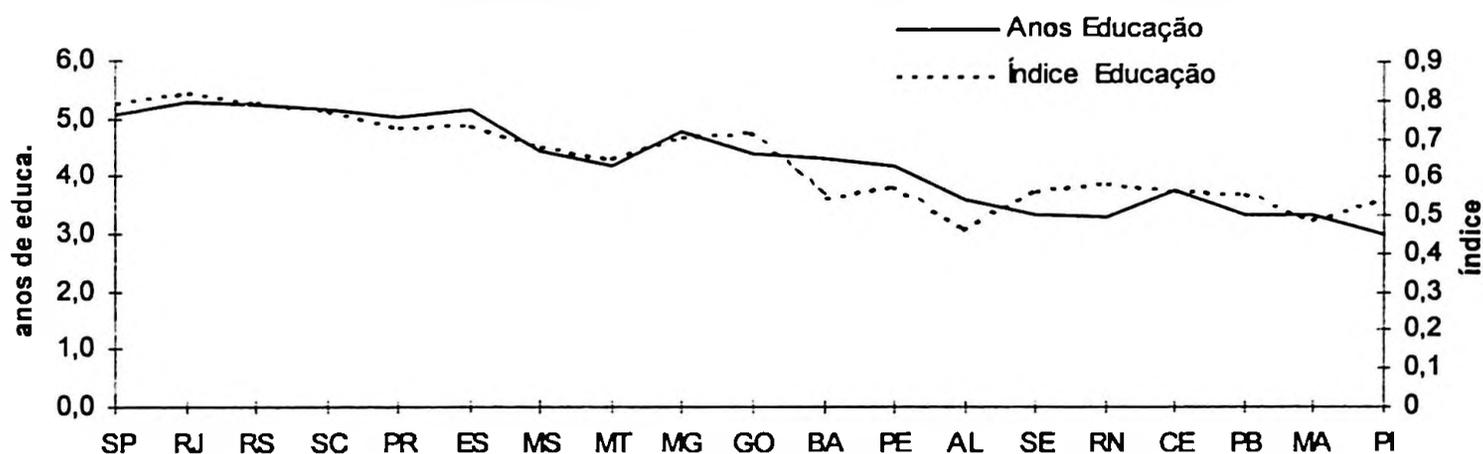


Fonte: PNUD/IPEA (1996).

A figura mostra a quase simetria no desempenho dos estados em relação aos dois indicadores. Conviviam em 1980 com a desigualdade de renda entre os estados índices extremamente desiguais de mortalidade infantil e expectativa de vida. Ou seja, não se estava ainda em 1980 apenas diante de uma situação de desigualdade de renda, mas de efetiva desigual qualidade de vida¹¹ entre as regiões, com níveis extremamente ruins para os estados mais pobres. Ressalte-se que os grandes diferenciais são entre os estados do Nordeste e demais estados.

No mesmo sentido, apontavam os indicadores de níveis educacionais no início dos anos 80 mostrados abaixo.

Fig. 1.5 - Indicadores de Níveis Educaionais por Estados



Fonte: Para os "Anos de Educação", que se refere à média dos anos de educação da população, os dados são da PNAD, da FIBGE, de 1981. Para o "Índice de Educação", que corresponde à uma média ponderada da taxa de matrícula e a taxa de alfabetização, os dados são do IPEA¹² para 1980.

É evidente assim que, aos diferenciais de renda per capita, estão associados os diferenciais de indicadores de desenvolvimento humano e educacionais. Sob uma perspectiva mais abrangente de capital humano, que inclui os indicadores acima, estes

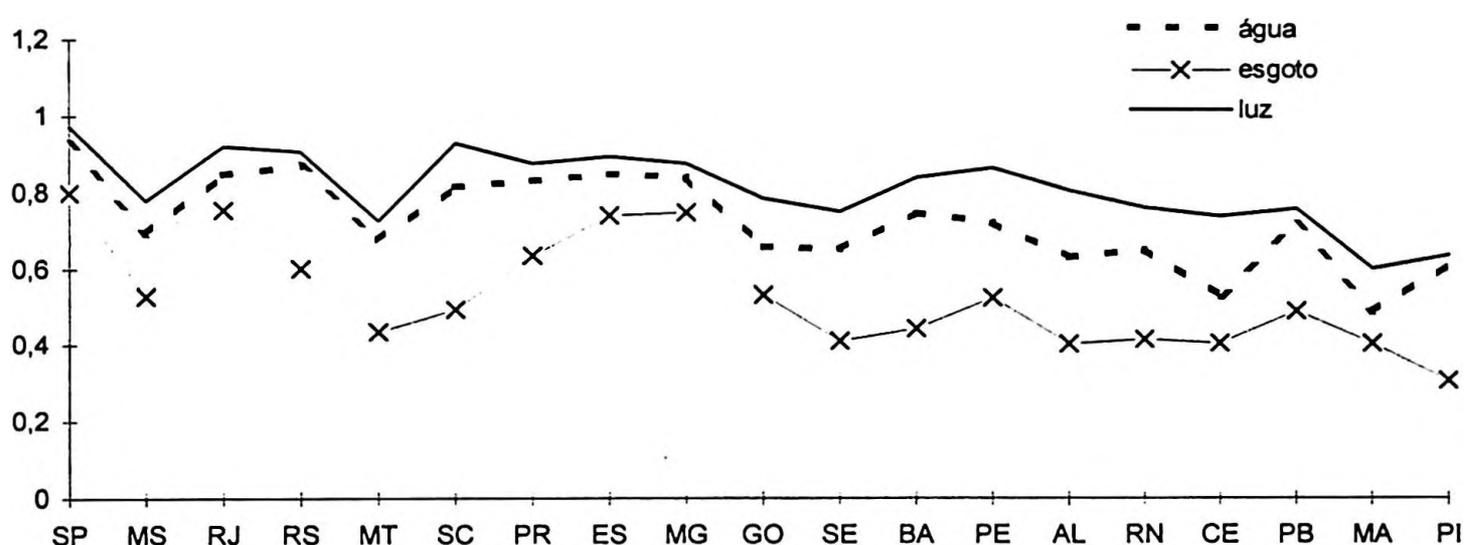
¹¹ Neste sentido, é interessante notar que, já em 1980, os diferenciais de renda per capita subestimavam a mais elevada qualidade de vida dos estados da região Sul. Note-se também que não estavam disponíveis dados para os estados da região Norte, razão de sua omissão no gráfico.

¹² Precisamente, o Índice de Educação é definido como: $Ie = (2/3)A + (1/3)M$, onde A corresponde à taxa de alfabetização e M é a taxa de matrícula.

estariam forte e positivamente associados aos níveis de renda per capita dos estados brasileiros no início dos anos 80.

Por fim, a caracterização da desigualdade regional pode ser ampliada quando se consideram os diferenciais estaduais de disponibilidade dos serviços públicos de infraestrutura. Abaixo é apresentada a situação média dos domicílios por estado quanto à disponibilidade de água encanada (“água”), energia elétrica (“luz”) e rede pública de esgoto (“esgoto”).

Fig. 1.6 - Serviços de Infra-estrutura dos Estados - 1981



Fonte: PNAD de 1981. Ao domicílio com disponibilidade do serviço é atribuído valor 1 e a não-disponibilidade implica valor atribuído 0. Os valores apresentados por estado são médias para todos os domicílios dos estados. Os estados estão novamente apresentados em ordem decrescentes de rendas per capita, agora de 1981.

Novamente, são notáveis os diferenciais da disponibilidade dos serviços de acordo com a renda. Para todos os três serviços acima, há uma correlação positiva entre a percentagem dos domicílios conectados com os serviços e os níveis de renda dos estados.

Todas as informações apresentadas acima caracterizam a desigualdade regional brasileira presente no início dos anos 80. Ao lado da marcada diferenciação espacial dos níveis de renda per capita, subsistiam e estavam com eles fortemente correlacionados diferenciais de indicadores de desenvolvimento humano, educacionais e de disponibilidade de serviços públicos de infra-estrutura. As informações também permitem observar que, além da fortemente desigual distribuição de renda presente no período, estava-se, ainda no início dos anos 80, numa situação de indicadores extremamente desfavorável para os estados mais pobres, ou seja, para além da preocupação com a equidade distributiva, os indicadores apresentados para os estados menos favorecidos eram também absolutamente desfavoráveis. E, relembre-se, tais disparidades faziam-se presentes a despeito, como se viu, da diminuição das disparidades de renda per capita entre os estados no período 1939-80.

Tal era o panorama da desigualdade regional brasileira no início dos anos 80. Os próximos capítulos preocupam-se com a evolução das disparidades nos anos seguintes, precisamente no período 1981-97, concentrando-se sobretudo na evolução do produto por trabalhador (PPT) dos estados. Tal foco, ao invés da análise com base no produto per capita, como se discute logo no próximo capítulo, irá permitir uma compreensão muito maior, e até aqui inexplorada para o caso brasileiro, das fontes e fatores responsáveis pelo movimento do produto per capita.

Variação do Produto por Trabalhador e Convergência

A quase totalidade dos trabalhos que oferecem evidências empíricas sobre o comportamento do produto por trabalhador e possível convergência deste entre regiões considera exclusivamente o produto agregado por trabalhador (PPT) ou per capita¹ (PPC). Isto talvez reflita o principal interesse destes trabalhos, que é o de oferecer suporte empírico a modelos alternativos de crescimento econômico. Evidências de convergência ou aproximação dos produtos agregados por trabalhador de diferentes regiões favoreceriam o Modelo Neoclássico de Crescimento. A ausência de tal comportamento indicaria o mau desempenho deste e reforçaria o interesse nos novos Modelos de Crescimento Endógeno, que permitem maior diversidade de comportamento.

Tal ênfase, além de imprecisa para a escolha entre os modelos, como se mostrará adiante, parece ter ofuscado o interesse em um estudo mais rigoroso das fontes do movimento do produto agregado por trabalhador, de interesse para além de critério de escolha entre modelos de crescimento. Tal movimento, a rigor, reflete o comportamento do produto por trabalhador dos distintos setores de uma economia e alterações da composição ou *mix* do emprego entre setores com diferentes níveis de produto por trabalhador. Um problema importante então destas pesquisas é que nem sempre a confirmação empírica de uma relação prevista pela teoria ou modelo no sentido de convergência entre produtos agregados por trabalhador de distintas regiões implica

¹ Um *survey* crítico a respeito destes trabalhos pode ser encontrado em Temple (1998). De certa forma, reforça o argumento acima o fato de que o referido trabalho não destaque a ausência, na imensa maioria das pesquisas, do tratamento das fontes de crescimento do produto agregado por trabalhador. Encontram-se entre as exceções,

respaldo à teoria. Isto porque diferentes fontes ou fatores não considerados nos modelos e responsáveis pela variação do produto agregado por trabalhador podem estar atuando e caracterizando o comportamento desta variável.

O foco exclusivo das pesquisas no produto agregado por trabalhador pode, em verdade, não apenas mascarar importantes alterações na composição do emprego entre setores com diferentes níveis de produto por trabalhador, mas também impede o discernimento entre as diferentes contribuições dos setores e das fontes de alterações do produto por trabalhador dentro destes, representadas pela acumulação de capital por trabalhador e pelo progresso técnico ou produtividade total dos fatores, para movimentos de convergência entre produtos agregados por trabalhador de diferentes regiões ou economias.

O conhecimento do comportamento do produto por trabalhador dos diferentes setores e das alterações do *mix* do emprego entre estes setores ao longo do tempo permite, ao iluminar o comportamento do produto agregado por trabalhador, uma avaliação mais precisa das teorias de crescimento econômico. Parece, além disso, sobretudo importante para países que passam por rápidas transformações estruturais, caso dos países em desenvolvimento, e para políticas regionais de incentivos setoriais².

Dois são os objetivos principais deste capítulo. Na primeira parte, pretende-se discutir e esclarecer as possíveis fontes de variação do produto agregado por trabalhador da economia de uma região (país ou subunidades). Evidenciam-se os distintos papéis das alterações do *mix* do emprego entre os setores e das alterações do produto por trabalhador dos diversos setores, provocados pela acumulação de capital por trabalhador

discutidas a seguir, os trabalhos de Dollar e Wolf (1988), Amos (1990), Barro e Sal-I-Martin (1991), Dowrick e Gemmell (1991), Mallick e Carayannis (1994) e Bernard e Jones (1996a, 1996b).

² Tal investigação, como assinalaram Dollar e Wolff (1988), permite também, nas comparações entre países, oferecer evidências sobre equalização dos preços dos fatores (o que implica em igualdade do produto por trabalhador para

e pelo progresso técnico em nível setorial, nos possíveis movimentos de aproximação ou convergência dos produtos agregados por trabalhador de distintas regiões.

O passo seguinte é apresentar e discutir as principais teorias econômicas que procuram explicar o comportamento destes fatores ou fontes. Isto é, evidenciados os fatores que podem contribuir para variações do produto agregado por trabalhador, e assim para possíveis movimentos no sentido de aproximação ou convergência entre produtos por trabalhador de diferentes regiões, parte-se para a discussão dos argumentos econômicos que explicariam o comportamento desses fatores. As teorias são representadas pelo Modelo Neoclássico de Crescimento, enfatizando a acumulação de capital por trabalhador como responsável pelo movimento dos produtos por trabalhador no sentido de convergência, e por um Modelo de Crescimento Endógeno com Progresso Técnico, onde o movimento de convergência dos produtos por trabalhador decorre de diferentes taxas de desenvolvimento tecnológico.

A apresentação dos referidos modelos ou teorias serve também a um interesse “subsidiário”, que é o de mostrar que, em geral, os estudos empíricos sobre convergência não permitem escolher entre modelos alternativos.

mesmo setor entre países), já que o modelo de Heckscher-Ohlin justificaria diferenças entre produtos agregados por trabalhador apenas em decorrência de diferenças na composição do emprego entre os setores.

2.1 Fontes de Crescimento do Produto Agregado por Trabalhador e Convergência

O conhecimento dos fatores ou fontes de crescimento do PPT de diferentes economias e seus comportamentos, apesar da pouca atenção recebida, é importante para o entendimento das razões por trás do padrão de comportamento convergente ou divergente deste produto entre distintas regiões. De fato, revela-se sobretudo fundamental, se os ajustes dos fatores aos diferenciais de remunerações não são instantâneos, originando elevação (ou diminuição) do PPT com a realocação dos fatores entre os setores, o que é mostrado a seguir.

Considere-se, neste sentido, uma economia composta de n setores, com o produto Y sendo dado por uma função de produção com retornos constantes de escala e diferenciável nos fatores capital (K) e trabalho (L), assumidos homogêneos entre os setores, e com progresso técnico Hicks neutro³, o que permite obter:

$$Y_i = F^i(K_i, L_i, t) = A_i(t) \cdot F^i(K_i, L_i), \quad \text{ou} \quad (2.1.1)$$

$$y_i = A_i(t) f^i(k_i) \quad , \quad (2.1.2)$$

onde $i = 1, \dots, n$, $A_i(t)$ é um índice de tecnologia setorial, $y = Y/L$ e $k = K/L$. O produto agregado e o produto agregado por trabalhador podem ser expressos como⁴:

$$Y = \sum_i Y_i \quad \text{e} \quad y = \sum_i \frac{L_i}{L} \frac{Y_i}{L_i} = \sum_i \gamma_i y_i \quad (2.1.3)$$

³ O progresso técnico Hicks neutro implica razões entre os produtos marginais dos fatores inalteradas com dada relação capital/trabalho. O que permite escrever $Y = F(K, L, t) = A(t) \cdot F(K, L)$, onde $A(t)$ é um índice do estado da tecnologia. A homogeneidade dos fatores elimina os diferenciais de qualidade dos mesmos. Ambas as hipóteses são fundamentais para as demonstrações a seguir, mas não para a existência dos efeitos levantados a seguir para o progresso técnico.

⁴ Os produtos setoriais são tomados, como lembra Syrquin (1988), em termos de valores por simplificação. Caso os y_i correspondessem a medidas reais do setor, com os respectivos preços dados por p_i , ter-se-ia o valor do produto total por trabalhador dado por $py = \sum_i p_i y_i$. Diferenciando-se em relação ao tempo é possível obter neste caso

onde agora $\gamma_i = L_i / L$. Da última equação, obtém-se o crescimento do produto por trabalhador agregado como a soma de duas parcelas:

$$g_y = \sum_i \rho_i g_{y_i} + \sum_i \rho_i g_{\gamma_i} \quad (2.1.4)$$

onde g indica taxa de variação da variável. Assim, o crescimento do produto por trabalhador resulta da soma ponderada do crescimento dos produtos por trabalhador setoriais mais uma segunda soma, que representa o impacto da realocação do trabalho entre setores com produtos por trabalhador diferentes. Syrquin (1988), em cujo trabalho as decomposições a seguir são em sua maior parte baseadas, chama o primeiro efeito de *efeito produtividade* e o segundo termo de *efeito realocação bruto (erb)*.

A mensuração deste último efeito tem larga tradição na literatura do desenvolvimento econômico e só recentemente tem sido estudada no debate corrente sobre convergência⁵. Em verdade, tal efeito pode constituir-se em fonte independente de crescimento do produto agregado por trabalhador. A dependência deste efeito em relação aos diferenciais de produto por trabalhador setoriais é evidente se este é apresentado na forma:

$$erb = \sum_i \rho_i g_{\gamma_i} = \sum_i g_{L_i} (\rho_i - \gamma_i) = \frac{1}{Y} \sum_i \dot{L}_i (y_i - y) \quad (2.1.5)$$

onde o símbolo "•" indica variação no tempo⁶.

Seria então possível uma primeira decomposição das fontes de crescimento do produto agregado por trabalhador através da substituição na equação (2.1.4) das fontes

$g_y = \sum_i \rho_i [g_{y_i} + g_{\gamma_i}] + \sum_i \rho_i [g_{p_i} - g_p]$, onde $\rho_i = p_i Y_i / p Y$. A segunda das parcelas acima é nula caso não haja variação de preços relativos.

⁵Syrquin (1984) faz uma revisão dos trabalhos sobre crescimento que enfatizam o impacto deste efeito. Mais recentemente, Dollar e Wolff (1988) e Cuadrado-Roura, Garcia-Greciano e Raymond (1999) exploram direta ou indiretamente este efeito no contexto de convergência dos produtos por trabalhador de diferentes países e regiões.

⁶ As passagens fazem uso, respectivamente, das relações $g_L = \sum_i \frac{\dot{L}_i}{L_i} \frac{L_i}{L}$ e $\frac{\rho_i - \gamma_i}{L_i} = \frac{1}{Y} \left(\frac{Y_i}{L_i} - \frac{Y}{L} \right)$.

de crescimento do produto por trabalhador setoriais obtidos da equação (2.1.2), o que permite obter:

$$g_y = \sum_i \rho_i \alpha_i g_{ki} + \sum_i \rho_i \hat{A}_i + \sum_i \rho_i g_{\gamma_i} \quad (2.1.6)$$

onde $\alpha_i = F_{K_i} \cdot K_i / Y_i$, ou seja, o crescimento do produto por trabalhador resulta da acumulação do capital por trabalhador e do progresso técnico setoriais, \hat{A}_i , mais um efeito resultante da realocação do trabalho entre setores de produtos médios diferentes. Este último efeito, sob condições de desequilíbrio e quando positivo, implica contribuição para o crescimento através de uma melhor alocação dos recursos (no caso a mão-de-obra) da economia.

Embora exata, a decomposição acima não permite associar irrestritamente ao efeito realocação (terceira parcela) um fator independente dos demais que afeta o crescimento do produto por trabalhador agregado. Como tornado preciso por Syrquin (1988), o efeito realocação, acima, é uma medida bruta, já que não considera o efeito da realocação do trabalho sobre a relação K/L dos setores, não medindo o impacto da produtividade na margem, isto é, da produtividade marginal. Também é uma medida parcial da realocação dos fatores, já que não considera os efeitos da realocação dos demais fatores. Adicionalmente, a presença de um efeito realocação positivo pode ocorrer num contexto dinâmico mesmo quando os recursos estão otimamente alocados antes e depois da alteração. Syrquin (1984, 1988) sugere, por exemplo, o caso apreendido pelo Teorema de Rybczinski para um país pequeno produzindo dois bens. Neste contexto, e sob as condições do Teorema, uma elevação do estoque de capital da economia sob equilíbrio leva a uma realocação do trabalho para o setor capital-

intensivo, que é também o de mais elevado produto por trabalhador⁷. Em cada setor o produto por trabalhador permanece constante (já que K_i/L_i é constante), mas o produto agregado por trabalhador eleva-se no montante igual ao efeito realocação acima. Neste caso, a elevação do produto agregado por trabalhador não é produto da realocação da mão-de-obra em si, já que os recursos estavam otimamente alocados, mas deve ser creditada à acumulação de capital.

Quando produto de desequilíbrios e ajustamentos com retardos no mercado de fatores, o efeito realocação adiciona, porém, de fato, uma nova fonte de crescimento do produto agregado por trabalhador, não vinculada nem à acumulação de capital por trabalhador nem ao progresso técnico setorial. Constitui-se neste caso, de fato, um contribuinte independente para o crescimento do produto por trabalhador, correspondendo precisamente à parcela do progresso técnico ou crescimento da produtividade total dos fatores que não é de responsabilidade dos setores. Além disso, desde que produto das respostas dos fatores aos diferenciais de remunerações entre os setores, são os diferenciais de produtos marginais que explicam a presença e determinam as magnitudes deste efeito sobre o produto agregado por trabalhador.

⁷ O resultado depende das condições de equalização dos preços dos fatores entre economias, o que inclui irreversibilidade da intensidade de utilização dos fatores e funções linearmente homogêneas para os setores. Neste caso, alterações do estoque dos fatores não alteram os preços relativos dos mesmos, não alterando as relações k/L . O que resulta na realocação do trabalho no sentido referido no texto. Veja-se a respeito, por exemplo, Sildeberg (1990) para uma rigorosa e concisa demonstração.

2.1.1 Progresso Técnico e Efeito Realocação

A relação entre as mudanças nas estruturas de emprego provindas de realocações inter-setoriais e o progresso técnico pode ser evidenciada de forma precisa a partir da relação entre o progresso técnico obtido a partir da decomposição da função de produção agregada e a influência das produtividades totais dos fatores dos setores no crescimento do produto agregado por trabalhador. Neste caso, não há diferença analítica se o progresso técnico é obtido a partir da decomposição do crescimento do produto por trabalhador ou do produto total. Neste último caso, é mais fácil evidenciar a dependência do efeito realocação em relação aos diferenciais de produto marginais. Assim, consideram-se abaixo inicialmente os componentes do crescimento do produto.

A partir da equação (2.1.1) é possível obter para cada setor o crescimento do produto como:

$$g_{Yi} = \alpha_i g_{Ki} + \beta_i g_{Li} + \hat{A}_i \quad (2.1.7)$$

onde $\beta_i = F_{Li} \cdot L_i / Y_i$ e \hat{A}_i é a taxa de progresso técnico ou crescimento da produtividade total dos fatores do setor i . Com o crescimento do produto agregado dado por $g_Y = \sum_i \rho_i g_{Yi}$, a substituição da equação acima gera:

$$g_Y = \sum_i \rho_i \alpha_i g_{Ki} + \sum_i \rho_i \beta_i g_{Li} + \sum_i \rho_i \hat{A}_i \quad (2.1.8)$$

Por outro lado, o crescimento do produto agregado pode também ser obtido diretamente da função de produção agregada:

$$g_Y = \alpha g_K + \beta g_L + \hat{A} \quad (2.1.9)$$

onde $\alpha = \sum_i \rho_i \alpha_i$, $\beta = \sum_i \rho_i \beta_i$ e \hat{A} é a taxa de progresso técnico agregado⁸. Note-se então que a diferença entre a contribuição para o crescimento desta taxa de progresso técnico e aquela obtida pela ponderação das taxas de progresso técnico setoriais (equação (2.1.8)) fornece a contribuição do progresso técnico para o crescimento do produto agregado que não está relacionada com a evolução das produtividades totais dos fatores setoriais. Corresponde, exatamente, à contribuição das realocações dos fatores entre os setores, ou mudanças estruturais, para o crescimento deste produto. Syrquin (1984) refere-se a esta contribuição como *efeito realocação total (ERT)*. Tal efeito é dado precisamente por:

$$ERT = \hat{A} - \sum_i \rho_i \hat{A}_i = \sum_i \rho_i \alpha_i g_{\mu_i} + \sum_i \rho_i \beta_i g_{\gamma_i} \quad (2.1.10)$$

onde $\mu_i = K_i / K$, $\gamma_i = L_i / L$ e g_{μ_i} e g_{γ_i} são suas respectivas taxas de variações, o que permite perceber formalmente que a taxa de progresso técnico de uma economia é dada por uma média ponderada das taxas de progresso técnico setoriais (progresso técnico ou componente *intra-setorial*) mais os efeitos da realocação dos fatores entre setores (progresso técnico ou componentes *inter-setoriais*)⁹.

Como já frisado, a existência dos componentes *inter-setoriais* depende de ajustamentos não instantâneos dos fatores aos diferenciais de retornos dados pelos produtos marginais, ou seja, de reações com retardos dos mesmos, o que pode ser percebido de forma mais clara a partir da equação acima. Assim:

⁸ O que segue da definição do produto médio marginal na forma $F_K K = \sum_i F_{K_i} K_i$.

⁹ As expressões são devidas a Massel (1961), provavelmente o pioneiro na demonstração destes diferentes efeitos.

$$\begin{aligned}
ERT &= \sum_i \rho_i \alpha_i g_{\mu i} + \sum_i \rho_i \beta_i g_{y i} \\
&= \frac{1}{Y} \sum_i \dot{K}_i F_{K i} - \frac{1}{Y} g_K \sum_i K_i F_{K i} + \frac{1}{Y} \sum_i \dot{L}_i F_{L i} - \frac{1}{Y} g_L \sum_i L_i F_{L i} \quad (2.1.11) \\
&= \frac{1}{Y} \sum_i \dot{K}_i (F_{K i} - F_K) + \frac{1}{Y} \sum_i \dot{L}_i (F_{L i} - F_L) = erK + erL
\end{aligned}$$

onde¹⁰, lembrando, F_z , $z = K, L$, indica produto marginal do fator e i o setor de referência. Note-se então que as duas parcelas indicam que a presença do efeito realocação como contribuinte independente do crescimento do produto agregado (e no produto por trabalhador) origina-se do desequilíbrio nos mercados de fatores, isto é, de diferenciais nas produtividades marginais dos fatores entre os setores não corrigidos por ajustes instantâneos dos fatores.

O segundo termo do lado direito da equação acima (erL), que de fato fornece a efetiva contribuição da realocação do fator trabalho para o progresso técnico, pode então ser comparado com o *efeito realocação bruto* antes referido (equação (2.1.5)) como contribuição da realocação do fator trabalho entre os setores para o crescimento do produto por trabalhador:

$$erb = \sum_i \rho_i g_{y i} = \frac{1}{Y} \sum_i \dot{L}_i (y_i - y) \quad (2.1.5)$$

$$erL = \sum_i \rho_i \beta_i g_{y i} = \frac{1}{Y} \sum_i \dot{L}_i (F_{L i} - F_L) \quad (2.1.12)$$

Percebe-se assim que, enquanto o erb baseia-se nos diferenciais de produtos médios entre os setores, o erL faz corretamente uso dos diferenciais de produtos marginais. Além disso, note-se que, como já frisado, enquanto o erb pode estar associado a realocações não relacionadas com desequilíbrios não instantaneamente

¹⁰ Na primeira passagem acima da relação $K_i = Y_i \alpha_i / F_{K i}$ e $L_i = L_i \beta_i / F_{L i}$. Na passagem seguinte do fato de que $(1/Y) g_K F_K K = (1/Y) F_K \sum_i \dot{K}_i$.

corrigidos (não sendo neste caso um contribuinte independente para o crescimento), o erL é apenas resultado de desequilíbrios no mercado de trabalho não instantaneamente corrigidos pela mobilidade dos fatores. Por fim, a equação (2.1.11) permite perceber que o erb é também uma medida, além de bruta, parcial dos efeitos do progresso técnico originado nas realocações dos fatores da economia, já que concentrado apenas na realocações inter-setoriais do fator trabalho.

É importante notar, como bem frisa Syrquin (1984, 1988), que os efeitos das realocações dos fatores sobre o crescimento do produto só podem ser identificados em nível agregado, já que tais efeitos correspondem à parcela do progresso técnico não correspondente aos progressos técnicos obtidos setorialmente. Assim, quando a decomposição do crescimento do produto agregado é feita a partir das fontes de crescimento dos produtos setoriais (caso da equação. (2.1.8)), embora o ERT possa estar presente, este não aparece como fonte independente de crescimento, o que significa que os fatores contribuintes na equação (2.1.8) incluem não apenas a acumulação dos fatores e o progresso técnico setorial.

2.1.2 Produto por Trabalhador, Acumulação de Capital, Progresso Técnico e Efeito Realocação

A obtenção do ERT e sua relação com o progresso técnico \hat{A} , feita a partir dos componentes do crescimento do produto agregado, e não do produto agregado por trabalhador, teve apenas o objetivo de evidenciar a dependência para a existência deste feito dos desequilíbrios nos mercados de fatores ou, alternativamente, do não ajustamento instantâneo aos diferenciais de retorno. Dada a natureza da função de produção descrita pela equação (2.1.1), o progresso técnico e seus componentes intra-

setoriais e inter-setoriais afetam da mesma forma o crescimento do produto agregado por trabalhador, o que permite obter aqui também o *ERT* como resultado da diferença entre o progresso técnico obtido em nível agregado e uma média ponderada dos progressos técnicos obtidos a nível dos setores.

Já foi visto que o crescimento do produto por trabalhador obtido a partir do crescimento dos produtos por trabalhador setoriais é dado por:

$$g_y = \sum_i \rho_i \alpha_i g_{ki} + \sum_i \rho_i \hat{A}_i + \sum_i \rho_i g_{\gamma_i} \quad (2.1.6)$$

Tal crescimento pode também ser obtido diretamente a partir da função de produção agregada em sua forma intensiva $y = A(t)f(k)$, o que gera:

$$g_y = \alpha g_k + \hat{A} \quad (2.1.13)$$

onde, relembre-se, g_k corresponde ao crescimento do capital agregado por trabalhador e \hat{A} ao progresso técnico. Da mesma forma como foi procedido antes, é possível obter a contribuição do progresso técnico de responsabilidade da realocação dos fatores entre os setores o crescimento do produto por trabalhador subtraindo de \hat{A} a contribuição do progresso técnico ocorrido setorialmente:

$$\begin{aligned} ERT &= \hat{A} - \sum_i \rho_i \hat{A}_i = \sum_i \rho_i \alpha_i g_{ki} + \sum_i \rho_i \gamma_i - \alpha g_k \\ &= \left(\frac{1}{Y}\right) \sum_i Y_i \alpha_i g_{ki} + \frac{1}{Y} \sum_i Y_i g_{\gamma_i} - \frac{g_k}{Y} \sum_i Y_i \alpha_i \\ &= \frac{1}{y} \sum_i k_i \gamma_i (F_{Ki} - F_K) + \sum_i \gamma_i \left(\frac{y_i}{y} - \alpha \frac{k_i}{k}\right) \end{aligned} \quad (2.1.14)$$

Note-se que a equação (2.1.14) é uma forma alternativa¹¹ de apresentar a equação (2.1.11)¹². A vantagem importante para o interesse aqui é que permite explicitar o *ERT* em função também do *efeito realocação bruto (erb)*, que corresponde precisamente ao termo $\sum_i \dot{\gamma}_i \frac{y_i}{y}$ na equação acima. Isto é, a equação (2.1.14) pode ser colocada na forma:

$$ERT = \frac{1}{y} \sum_i \dot{k}_i \gamma_i (F_{K_i} - F_K) - \sum_i \dot{\gamma}_i \alpha \frac{k_i}{k} + erb \quad (2.1.14)'$$

O primeiro termo da equação (2.1.14), que mede a diferença entre a contribuição da acumulação de capital setorial e a contribuição desta acumulação caso os setores tivessem idênticos valores de produtividade marginal do capital, corresponde à contribuição para eliminação do desequilíbrio no mercado de capital da maior acumulação em setores mais produtivos. O segundo termo, denominado por Syquin (1988) de *efeito realocação líquido*, representa o *erb* descontado do investimento em capital necessário para manter as relações K_i/L_i , e assim os produtos médios dos setores constantes (como é assumido quando se calcula apenas o *erb*).

De outra forma, quando se mensura o impacto da realocação do trabalho entre setores de diferentes produtos marginais sobre o crescimento do produto agregado por trabalhador através do *erb*, está-se assumindo explicitamente que os produtos médios dos setores permanecem constantes e assim, implicitamente, que há correspondente investimento que assegura que os trabalhadores migrantes estão nos setores sempre

¹¹ Na passagem da primeira para a segunda linha utilizou-se o fato de que $\alpha = \sum_i \rho_i \alpha_i$; já na passagem seguinte fez-

se uso da relação $g_k = \left[\sum_i k_i \dot{\gamma}_i + \sum_i \gamma_i \dot{k}_i \right] / k$.

¹² A correspondência não é, porém, termo a termo. Note-se que sob ajustamentos instantâneos dos fatores aos diferenciais de remunerações, isto é, sob equilíbrio permanente nestes mercados, o *ERT* é aqui também nulo. Que o

equipados com o mesmo montante de capital daqueles dos setores de destino. O termo $\sum_i \dot{\gamma}_i \alpha \frac{k_i}{k}$ da equação acima corresponde exatamente a este desconto, necessário para se mensurar o impacto efetivo isolado da realocação. Isto pode ser percebido mais facilmente a partir do crescimento do capital agregado por trabalhador:

$$k = \sum_i \frac{K_i}{K} \frac{L_i}{L} = \sum_i k_i \gamma_i \Rightarrow g_k = \sum_i \mu_i g_{k_i} + \sum_i \mu_i g_{\gamma_i} \quad (2.1.15)$$

O crescimento do capital por trabalhador é dado então por uma média ponderada da acumulação de capital por trabalhador dos setores, mais um efeito da realocação do trabalho entre os setores quando os valores dos k_i ficam inalterados. Isto é, o crescimento do capital agregado por trabalhador pode refletir tanto um crescimento de seus correspondentes setoriais, como uma realocação do fator trabalho numa situação em que os k_i dos setores não se alteram (ou seja, quando os trabalhadores dos setores antes e depois da realocação são equipados com o mesmo estoque de capital). Note-se que o impacto deste último termo da acumulação de capital agregado por trabalhador no crescimento do produto por trabalhador corresponde exatamente ao valor descontado do *erb* na equação (2.1.14). Isto é, como:

$$\sum_i \mu_i g_{\gamma_i} = \sum_i \dot{\gamma}_i k_i / k$$

substituindo este valor na equação (2.1.15) acima e a equação resultante na equação do crescimento do produto por trabalhador dada por (2.1.13), vem que:

$$g_y = \sum_i \alpha \mu_i g_{k_i} + \hat{A} + \sum_i \alpha \dot{\gamma}_i \frac{k_i}{k}. \quad (2.1.16)$$

primeiro termo se anula é imediato perceber. Que o segundo termo, o *efeito realocação líquido*, se anula, percebe-se notando que $\sum_i \dot{\gamma}_i \left(\frac{y_i}{y} - \alpha \frac{k_i}{k} \right) = \frac{1}{y} \sum_i \dot{\gamma}_i (y_i - F_{K_i} k_i) = \frac{1}{y} \sum_i \dot{\gamma}_i F_{L_i} = 0$, já que $\dot{\gamma} = 0$.

A última parcela do lado direito corresponde exatamente ao termo descontado do *erb* na equação (2.1.14), que é exatamente o impacto sobre o crescimento do produto por trabalhador do investimento assumido existir quando computado o *erb* (já que os produtos médios setoriais são tomados como inalterados). O *efeito realocação líquido* é uma medida assim que já desconta este presumido investimento¹³.

Frente à discussão acima, é possível então voltar à equação (2.1.6), dos determinantes do crescimento do produto agregado por trabalhador, e reconsiderar o significado dos componentes envolvidos:

$$g_y = \sum_i \rho_i \alpha_i g_{ki} + \sum_i \rho_i \hat{A}_i + \sum_i \rho_i g_{\gamma i} .$$

Sob ajustamento instantâneo e perfeito equilíbrio no mercado de fatores, a primeira e terceira parcelas do lado direito da equação representam a contribuição da acumulação do capital por trabalhador e a segunda parcela, a contribuição do progresso técnico que, nesta situação, reflete exclusivamente o progresso técnico setorial. Neste caso existem apenas fontes intra-setoriais de movimento do produto agregado por trabalhador.

Com retardos no ajustamento dos fatores aos diferenciais de remunerações, e assim existência de desequilíbrios em alguns mercados de fatores, o efeito realocação total (*ERT*) surge como um efeito adicional para o crescimento do produto por trabalhador. Neste caso, parte deste efeito, correspondente ao *efeito realocação bruta* (*erb*), é representada pela última parcela da equação acima. Os outros dois termos refletem simultaneamente a acumulação de capital e o progresso técnico setoriais e os demais componentes do *ERT* (veja-se a equação (2.1.14)). Nesta situação, fazem-se

¹³ Em equilíbrio, já foi visto que este efeito realocação líquido é nulo. Neste caso o $ERT = 0$, e assim $\hat{A} = \sum_i \rho_i \hat{A}_i$, o que permite obter a contribuição da acumulação de capital por trabalhador para o crescimento do produto por

presentes tanto fontes intra-setoriais (a acumulação de capital por trabalhador e o progresso técnico setoriais), como fontes inter-setoriais do movimento do produto agregado por trabalhador.

2.1.3 Produto por Trabalhador, Efeito Realocação e Convergência

Quando se procura um estudo completo das fontes de convergência, é precisamente nas fontes de crescimento do produto agregado por trabalhador acima identificadas que devem ser também identificadas as fontes de aproximação ou convergência de produtos por trabalhador de diferentes economias e regiões.

Neste sentido, em contexto de perfeito ajustamento dos fatores aos diferenciais de remunerações, movimentos de convergência entre produtos agregados por trabalhador de diferentes regiões devem estar associados à relativa maior operação das fontes intra-setoriais do movimento do produto agregado por trabalhador, o que significa produtos por trabalhador setoriais com maior crescimento nas economias mais pobres, seja em razão de maior acumulação relativa de capital por trabalhador, seja em virtude do relativamente mais elevado progresso técnico dos setores nestas economias, ou ambos.

Por outro lado, se as diferenças de remunerações de ao menos alguns fatores têm certa persistência devido a retardos de ajustamento destes, e se estas situações de desequilíbrios são predominantes nas regiões ou economias mais pobres, movimentos de convergência entre produtos agregados por trabalhador de diferentes regiões ou

trabalhador como $\alpha g_k = \sum_l \rho_l \alpha_l g_{kl} + \sum_l \rho_l g_{kl}$.

economias devem estar associados tanto à maior operação de fontes intra-setoriais acima referidas, como também à operação de fontes inter-setoriais de movimento do produto agregado por trabalhador destas economias. Isto é, movimentos de convergência do produto por trabalhador podem estar associados tanto a relativamente maiores acumulações de capitais e progresso técnico nos setores nas regiões mais pobres, como também a relativamente maiores contribuições das realocações dos fatores entre os setores para o crescimento do produto por trabalhador.

São bem raros os trabalhos que consideram a questão da convergência entre os produtos agregados por trabalhador de distintas economias destacando a influência dos dois efeitos discutidos acima. Em geral, quando o enfoque setorial é ressaltado, é analisada apenas a atuação das fontes intra-setoriais do crescimento desses produtos, ignorando-se as possíveis fontes inter-setoriais de convergência, ou seja, possíveis contribuições da realocação dos fatores entre os setores para o crescimento relativamente mais rápido do produto agregado por trabalhador das regiões mais pobres. Isto decorre, na verdade, do fato de o atual debate ser feito em referência principalmente ao Modelo Neoclássico de Crescimento que não permite qualquer papel para as alterações estruturais das economias no seus desempenhos econômicos.

Em grande parte, tal fato reflete o distanciamento entre o recente debate sobre convergência e a literatura de Desenvolvimento Econômico, que enfatiza as mudanças estruturais como condicionantes do desempenho econômico das economias¹⁴. Pelo que foi mostrado acima, e este é um ponto importante deste trabalho, as mudanças estruturais, especificamente as alterações do *mix* do emprego entre os setores, ao menos

¹⁴ Há uma longa lista de trabalhos sobre crescimento econômico e mudança estrutural. Destaquem-se, por exemplo, os trabalhos de Chenery, Robinson e Syrquin (1986), Syrquin, Taylor e Westphal (1984) e mais recentemente Baumol, Nelson e Wolff (1994). Este último trabalho de fato resgata a possível importância das mudanças estruturais para o atual debate de convergência. Todos os trabalhos destacam o papel da realocação do trabalho entre os setores para o crescimento do produto por trabalhador na experiência da maioria dos países estudados.

potencialmente, podem ter um papel importante no processo de convergência entre os produtos por trabalhador de diferentes regiões.

Não obstante o distanciamento apontado, alguns trabalhos empíricos recentes já incorporam o potencial papel da realocação dos fatores entre os setores para explicar o comportamento do produto por trabalhador.

Em trabalho recente, Bernard e Jones (1996b) de fato analisam, com metodologia similar à expressa acima, os distintos papéis do progresso técnico ou produtividade total dos fatores setoriais e das realocações do fator trabalho no comportamento do progresso técnico agregado (TFP). Isto é, restringe a análise da convergência à convergência da TFP agregada entre as economias. O trabalho considera 14 países¹⁵ da OCDE, no período 1970-87, e estuda então a influência tanto das alterações do *mix* setorial como das variações do progresso técnico dos diferentes setores (Agricultura, Mineração, Manufaturas, Serviços de Utilidade, Construção e Serviços). Em média, para os 14 países, as variações setoriais da produtividade total dos fatores explicam 96% da variação da produtividade total dos fatores agregada e as alterações do *mix* do emprego entre setores, apenas 4% desta variação. No que tange à convergência porém, tomando-se os EUA como economia líder, o “efeito produtividade” explicaria em média 82% do movimento da convergência das produtividades totais dos fatores agregadas, enquanto o “efeito participação” outros 17%. Observando-se estes efeitos setorialmente, o destaque positivo na convergência é para o setor de serviços, explicando 34% e 16% da convergência agregada, respectivamente, através dos “efeitos produtividade” e “participação”. O setor de manufaturas porém não tem contribuição importante através de qualquer destes efeitos.

¹⁵ São eles: EUA, Canadá, Japão, Alemanha, França, Itália, Reino Unido, Austrália, Holanda, Bélgica, Dinamarca, Noruega, Suécia e Finlândia.

Dollar e Wolf (1988), por sua vez, também consideram a atuação simultânea das fontes intra-setoriais e inter-setoriais, agora no estudo da convergência ou aproximação dos produtos por trabalhador (não das produtividades totais dos fatores ou níveis tecnológicos) do setor industrial como um todo de 13 países industrializados no período 1963-82, a partir de 28 sub-setores industriais¹⁶. O movimento do produto por trabalhador de todo setor industrial entre os países, acompanhado através do coeficiente de variação e da produtividade média de 12 países em relação aos EUA, líder, é de aproximação ou convergência. Tal movimento é também, quase todo ele, de responsabilidade das fontes intra-setoriais, com a aproximação entre os produtos por trabalhador de cada subsetor entre os países, e pouca influência das alterações do *mix* do emprego entre os subsetores (fonte inter-setorial). Esta última é captada, de forma simples, primeiro, comparando-se o resultado dos comportamentos dos produtos industriais agregados por trabalhador para os 12 países quando se usa o *mix* de emprego entre os sub-setores industriais da economia americana com o comportamento destes agregados quando são usadas as próprias composições dos países, e segundo, comparando-se os movimentos ao longo do tempo dos mesmos agregados para todos os países quando a distribuição do emprego entre subsetores é mantida constante ao longo do tempo com aqueles movimentos de fato observados. Em nenhum dos casos, as alterações do *mix* do emprego entre os setores é importante para os movimentos dos produtos industriais agregados por trabalhador dos países, e assim, para a convergência observada.

Uma experiência diferente parece ter sido o caso recente da convergência entre os produtos por trabalhador de diferentes regiões da Espanha, retratada por Cuadrado-

¹⁶ O conjunto de países é quase o mesmo daquele da nota anterior, inclui apenas Áustria e exclui a Bélgica e Holanda. Por sua vez, os 28 subsetores industriais estão classificados em 4 grupos: Indústria Pesada, Indústria Média, Indústria Leve e Outras Indústrias.

Roura, García-Greciano e Raymond (1999). Estes autores mostram, analisando 17 regiões da Espanha no período 1955-93, que até 1981 a convergência entre produtos por trabalhador destas regiões é explicada tanto por fontes intra-setoriais¹⁷, representadas sobretudo pela convergência dos produtos por trabalhador do setor industrial, e por fontes inter-setoriais, principalmente a realocação do trabalho da agricultura para demais setores. A partir de 1981, porém, a convergência do produto por trabalhador observada em termos agregados não reflete a convergência dos produtos por trabalhador setoriais, e sim apenas a realocação do fator trabalho entre os setores em cada região, refletida na forte tendência à homogeneização da estrutura do emprego entre as regiões.

A maioria dos demais trabalhos que realçam a importância do comportamento setorial tendem a focar a análise apenas na atuação, efetiva ou não, das fontes intra-setoriais da convergência agregada. Isso é feito, em geral, a partir da verificação empírica de que entre os mesmos setores nas distintas economias ou regiões, os de menor produto por trabalhador e ou nível tecnológico estariam com estas variáveis crescendo relativamente mais rápido. Tal comportamento é, na maioria dos casos, derivado de uma teoria ou modelo de crescimento econômico que, assim acredita-se, seria submetido a um teste empírico.

Nas seções seguintes deste capítulo e no próximo capítulo, são discutidas a adequação destas evidências para escolha entre teorias alternativas e o preciso significado dos testes empíricos das teorias de convergência. O que interessa aqui é localizar e situar as evidências segundo a decomposição proposta acima. Neste sentido, estes tipos de evidências implicariam nas fontes intra-setoriais com efeitos relativamente maiores para as economias mais atrasadas.

¹⁷ De fato é possível que os movimentos dentro de cada grande setor analisado, agricultura, indústria, construção e serviços, reflita por sua vez realocações dos fatores entre os subsetores de cada destes grande setores. Não há porém

Amos (1990), sob esta perspectiva, apresenta evidências sobre o comportamento do produto per capita de 10 setores e subsetores econômicos¹⁸ para os estados americanos no período 1963-86. Os resultados tendem a diferir de acordo com o setor, mas em geral, à exceção dos setores da construção, mineração e serviços, em média em cada setor os estados com menores produtos por trabalhador tendem a ter este produto crescendo mais rápido que estados mais avançados, isto é, tendem a ter o “efeito produtividade” favorecendo a aproximação dos produtos agregados por trabalhador dos estados.

Barro e Sala-I-Martin (1991), sob esta mesma orientação, consideram o comportamento dos produtos por trabalhador entre os estados americanos nos setores de serviços, manufaturas, transportes, mineração, construção, governo, comércio, também para o período 1963-86. Os resultados favorecem a convergência em nível setorial, isto é, em média em cada setor, os estados com menores produtos por trabalhador tendem a ter este produto crescendo mais rápido que estados mais avançados. O destaque positivo entre os setores é para manufaturas, onde esta tendência aparece de forma mais forte; por outro lado, no setor de serviços esta tendência é estatisticamente inexistente.

No provavelmente único trabalho deste tipo de pesquisa para os países em desenvolvimento, Mallick e Carayannis (1994) fornecem evidências sobre o comportamento do produto per capita setorial para os 32 estados mexicanos para os períodos 1970-80 e 1980-85. Foram considerados 4 grandes blocos: agricultura e mineração, manufaturas, hotéis e transportes, e outros setores (construção, finanças, serviços e utilidades). Para o primeiro período, os resultados favorecem a convergência em nível setorial (em média, em cada setor, os estados com menores produtos por

como fugir, ao menos empiricamente, deste problema relacionado com a agregação, já que, como bem apontou Massel (1961), um componente intra-setorial certamente “puro” exigiria informações desagregadas a nível de firmas.

trabalhador tendem a ter este produto crescendo mais rápido que estados mais avançados), exceto para o setor agrícola e mineração, onde tal tendência é estatisticamente insignificante. Para o segundo período, porém, apenas o setor de hotéis e transportes apresenta resultado favorável à convergência. Para todos os demais setores tal tendência é estatisticamente insignificante.

Bernard e Jones (1996a) estudam o comportamento setorial tanto do produto por trabalhador, como da produtividade total dos fatores¹⁹ para os mesmos 14 países da OCDE do trabalho destes autores anteriormente citado. São considerados 6 setores: agricultura, mineração, manufaturas, serviços, construção e utilidades públicas (eletricidade, gás e água). É acompanhada a evolução dos desvios-padrão para cada setor entre os países para o período 1970-87 e estimada a relação entre valor inicial da variável e sua taxa de crescimento no período, também para cada setor entre os países e para o mesmo período. As evidências, qualitativamente muitíssimo similares para o produto por trabalhador e para produtividade total dos fatores, favorecem a convergência para os setores de serviços e de utilidades públicas: tanto diminuem ao longo do tempo os desvios-padrão entre os países, como em média, nestes setores, os países com menores produtos por trabalhador e produtividade total dos fatores tendem a ter estas variáveis crescendo mais rápido que países mais avançados. As evidências para demais setores são menos conclusivas. O setor de manufaturas, em particular, não parece contribuir para a convergência dos produtos agregados por trabalhador sob qualquer das medidas. Já para a agricultura, a contribuição para a convergência provém apenas da relação estimada entre o nível inicial e a taxa de crescimento da produtividade total dos fatores, mas a contribuição deste setor para o "efeito produtividade" é nula, já

¹⁸ São estes: agricultura, pesca e produtos florestais; mineração; construção; manufaturas; transportes, comunicações e utilidade pública; comércio (varejo e atacado); finanças; serviços; governo.

que não há qualquer tendência favorável à convergência entre os produtos por trabalhador do setor entre os países²⁰.

No Brasil, os trabalhos de convergência têm ignorado sua dimensão setorial. Como ficará exposto com mais detalhes no quarto capítulo deste trabalho, as pesquisas consideram apenas o comportamento do produto agregado por trabalhador ou a produtividade total dos fatores entre os estados. Viu-se até aqui, porém, que tal dimensão é essencial para a compreensão das fontes e movimentos do produto agregado por trabalhador entre estes estados. Esta lacuna é, pois, preenchida no capítulo 5 deste trabalho, onde serão exploradas empiricamente as fontes setoriais de movimento dos produtos por trabalhador estaduais, com base na decomposição proposta acima.

Uma vez identificadas as possíveis fontes de convergência, mais imediata, e seqüencialmente adequada, é a necessidade de compreensão das regularidades ou explicações econômicas que possam justificar o movimento dos produtos por trabalhador de diferentes regiões no sentido de aproximação ou convergência. Esta é a preocupação das restantes seções deste capítulo.

2.2 Acumulação, Crescimento e Convergência

Nesta seção é considerada uma teoria que explica um dos componentes das fontes intra-setoriais do movimento do produto por trabalhador. Especificamente, a seção apresenta o Modelo Neoclássico de Crescimento, que enfatiza o papel da acumulação de capital por trabalhador na determinação da dinâmica do produto por

¹⁹ São fornecidas evidências assim, respectivamente e de acordo com a decomposição antes proposta, para o “efeito produtividade” e um de seus componentes.

²⁰ O que permite concluir que esta tendência favorável à convergência na agricultura para a produtividade total dos fatores é compensada por um movimento em sentido de divergência da acumulação de capital por trabalhador e ou uma alteração do *mix* do emprego entre os setores.

trabalhador em sua trajetória para o equilíbrio de longo prazo e, assim, possível aproximação ou convergência entre produtos por trabalhador de diferentes economias. Por outro lado, ao assumir uma taxa de progresso técnico exógena, tal modelo negligencia qualquer possível papel deste na determinação desta dinâmica. Também não há lugar no modelo, de apenas um setor e de ajuste imediato dos fatores aos diferenciais de retornos, para movimentos do produto agregado por trabalhador derivados de realocações de fatores entre setores.

Dado o caráter exógeno assumido para o crescimento da tecnologia, a dinâmica do produto por trabalhador, e assim, possíveis movimentos de convergência ou aproximação, é fundamentalmente determinada pelo tipo de relação assumida entre os fatores e o produto da economia. A relação entre o estágio de desenvolvimento ou nível do produto por trabalhador e o crescimento deste é determinada no Modelo Neoclássico de Crescimento por uma função de produção que exhibe rendimentos marginais decrescentes para cada fator utilizado. Isso possibilita, como se mostra a seguir, que na trajetória para o equilíbrio de longo prazo, a taxa de crescimento do produto por trabalhador de uma economia esteja negativamente relacionada com o nível deste.

Preferências

A versão do Modelo Neoclássico de Crescimento tratada aqui, devida a Ramsey (1928), Cass (1965) e Koopmans (1965), assume poupança endógena. As famílias, proprietárias dos fatores, escolhem os níveis de consumo durante toda a vida maximizando uma função utilidade sob uma restrição orçamentária determinada pelas rendas que obtêm com os serviços destes fatores empregados pelas firmas, sob a condição de endividamento não-explosivo e condições iniciais (níveis de consumo e

estoque de capital). Tal problema pode ser representado para uma família representativa como:

$$\text{Max. } U = \int_0^{\infty} u[c(t)].e^{-\rho t} .e^{nt} dt \quad (2.2.1)$$

$$\begin{aligned} \dot{a}(t) &= w(t) + r(t)a(t) - c(t) - na(t) \\ \text{suj. a } \lim_{t \rightarrow \infty} a(t).e^{-\int_0^t [r(\omega)-n]d\omega} &\geq 0 \\ a(0), c(0) &\geq 0 \end{aligned} \quad (2.2.2)$$

onde $c(t) \equiv C(t) / L(t)$ é o consumo per capita em t , ρ a taxa positiva de preferência intertemporal, n a taxa de crescimento de $L(t)$, tamanho da família (população), $a(t)$ a quantidade de ativos per capita, $w(t)$ a remuneração do trabalho e $r(t)$ a taxa de juros que remunera os ativos. Na equação (2.2.1), $u(c)$ é assumida crescente com c , côncava ($u(c)'' > 0$ e $u(c)''' < 0$) e obedecendo às condições de Inada representadas por $u(c)' \rightarrow 0$ se $c \rightarrow \infty$ e $u(c)' \rightarrow \infty$ se $c \rightarrow 0$. A primeira das equações em (2.2.2) expressa a acumulação de capital, a segunda, a condição de endividamento não-explosivo²¹ e a terceira, as condições iniciais.

A solução deste problema de otimização dinâmica permite obter a trajetória do consumo como:

$$\dot{c} / c = (-u'/u'' . c)[r - \rho]. \quad (2.2.3)$$

O termo entre parênteses, que representa a magnitude do inverso da elasticidade da utilidade marginal de substituição em relação ao consumo, é igual à elasticidade da taxa de substituição intertemporal instantânea do consumo entre dois períodos²². É assumida então a seguinte forma explícita para a função utilidade:

²¹ Ou que não existe consumo gratuito. Tal condição impede o endividamento conhecido como de jogo Ponzi.

²² Alta sensibilidade da utilidade marginal a alterações do consumo indica baixo valor desta elasticidade, isto é, menor desejo de substituir intertemporalmente consumo e assim, para dados r e ρ , menor crescimento deste. A

$$u(c) = (c^{1-\theta} - 1) / (1 - \theta),$$

o que permite obter:

$$\dot{c} / c = (1 / \theta)[r - \rho] \quad . \quad (2.2.4)$$

Onde $(1 / \theta)$ é a elasticidade de substituição intertemporal, σ .

A condição de transversalidade estabelece um limite à taxa de crescimento do estoque de ativos, dado por $r - n$, já que há ganho de utilidade na sua utilização para o consumo. Das condições de otimização é possível obter:

$$\lim_{t \rightarrow \infty} a(t) \cdot e^{-\int_0^t [r(\omega) - n] d\omega} = 0 \quad . \quad (2.2.5)$$

Produção

Para uma firma representativa, que atua em mercados competitivos de bens e de fatores, as condições de produção são representadas pela seguinte função:

$$Y(t) = F(K(t), A(t)L(t)) \quad (2.2.6)$$

onde $Y(t)$ é o produto, $K(t)$ representa o fator capital, $L(t)$ a quantidade de trabalho e $A(t)$ o nível tecnológico, suposto crescer à taxa exógena g , isto é, $A(t) = A(0)e^{gt}$. Os efeitos do progresso técnico afetam a produção através da elevação da eficiência do fator trabalho, isto é, tomam a forma *labor-augmenting*²³. $F(\cdot)$ apresenta as características ditas *neoclássicas*, isto é, retornos marginais positivos e decrescentes para os fatores, retornos constantes de escala e obedece às condições de Inada. Formal e respectivamente:

$$\partial Y(t) / \partial fat > 0, \quad \partial^2 Y(t) / \partial fat^2 < 0 \quad fat = K, L.$$

equação também indica que tal elasticidade deve ser constante se o crescimento do consumo e a taxa de juros são constantes no *steady state*.

$$F(\psi K, \psi L) = \psi F(K, L), \quad \psi > 0.$$

$$\lim_{K \rightarrow 0} F_K = \lim_{L \rightarrow 0} F_L = \infty \quad \text{e} \quad \lim_{K \rightarrow \infty} F_K = \lim_{L \rightarrow \infty} F_L = 0.$$

$$K \rightarrow 0 \quad L \rightarrow 0 \quad K \rightarrow \infty \quad L \rightarrow \infty$$

A segunda destas características permite escrever o produto na forma condensada, ou seja, por unidade de trabalho efetivo:

$$\hat{y} = f(\hat{k}) \tag{2.2.7}$$

onde, $\hat{y} \equiv Y / AL$ e $\hat{k} = K / AL$. Perceba-se que neste caso o produto e o capital por trabalhador da economia são dados respectivamente por $y = Y / L = \hat{y} \cdot A$ e $k = K / L = \hat{k} \cdot A$. A consideração das variáveis em termos de trabalho efetivo permite a caracterização da dinâmica da economia em relação a valores constantes destas no *steady state*. A dinâmica do produto por trabalhador corresponde àquela do produto por trabalho mais o efeito do progresso técnico.

A firma atua em mercados competitivos definindo as quantidades dos fatores para dadas remunerações destes pagas às famílias e dado o preço do produto final. Como não há custos de ajustamento, a solução do problema de maximizar o valor presente dos fluxos de lucro reduz-se à maximização do lucro em cada período, o que permite obter as condições:

$$f'(\hat{k}) = r + \delta \quad \text{e} \quad [f(\hat{k}) - \hat{k}f'(\hat{k})]e^{gt} = w \tag{2.2.8}$$

Equilíbrio e Steady State

A representação do equilíbrio desta economia decorre da observação de que o agente representativo deve ter dívida igual a zero, e assim, a quantidade de ativos per

²³ Isto permite obter um equilíbrio de *steady state* com a presença do progresso tecnológico a uma taxa constante. Veja-se a respeito Barro e Sala-I-Martin (1995, cap.1).

capita a deve ser exatamente igual, nesta economia fechada, ao estoque de capital per capita k . Isso permite escrever a dinâmica de acumulação dos ativos (equação(2.2.2)) e a condição de transversalidade (equação(2.2.6)') em termos do capital por trabalho efetivo. Substituindo-se os valores do salário e da taxa de juros de (2.2.8) em (2.2.2) e utilizando-se o valor desta última na condição de transversalidade, tem-se respectivamente:

$$\dot{\hat{k}} = f(\hat{k}) - \hat{c} - (g + n + \delta)\hat{k} \quad (2.2.9)$$

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \hat{k}(t) \cdot e^{-\int_0^t [f'(\hat{k}) - \delta - n - g] d\omega} = 0 \quad (2.2.10)$$

onde $\hat{c} \equiv C / AL = c \cdot e^{-gt}$. A primeira equação fornece a dinâmica do capital em função de parâmetros e do comportamento do consumo. A segunda estabelece a condição de transversalidade em termos dos parâmetros do modelo e do retorno de *steady state* do capital. Este, dado por $f'(\hat{k}^*) - \delta$, deve exceder a taxa de crescimento de longo prazo do capital, como se verá, igual a $g + n$.

Toda a dinâmica desta economia pode ser sintetizada, em termos de trabalho efetivo, considerando apenas adicionalmente a dinâmica do consumo dada pela equação (1.2.8) com a substituição do valor da taxa de juros dada por (1.2.11). Tem-se pois:

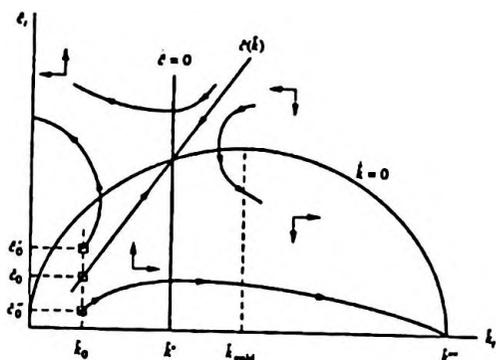
$$\dot{\hat{c}} / \hat{c} = (1/\theta) [f'(\hat{k}) - \delta - \rho - \theta g] \quad (2.2.11)$$

O sistema de equações diferenciais representado por (2.2.9) e (2.2.11) permite representar a dinâmica do consumo e da acumulação de capital e os valores de *steady state* destas variáveis, \hat{c}^* e \hat{k}^* , através de um diagrama de fase. Os *locus* dos pontos em que $\dot{\hat{c}} = 0$ e $\dot{\hat{k}} = 0$ são representados respectivamente pelas condições:

$$f'(\hat{k}) = \delta + \rho + \theta g, \quad (2.2.12)$$

$$\hat{c} = f(\hat{k}) - (g + n + \delta)\hat{k} \quad (2.2.13)$$

O que permite representar as possíveis trajetórias de acumulação e consumo de acordo com o já tradicional diagrama abaixo:



A equação (2.2.12) determina o valor de \hat{k}^* , e pela equação (2.2.13) e este valor pode-se obter o correspondente valor de \hat{c}^* . As dinâmicas representadas pelas setas derivam diretamente da observação das variações dadas pela equações (2.2.9), (2.2.10) e (2.2.11).

O sistema gera assim um equilíbrio de longo prazo com trajetória de sela²⁴. Perceba-se além disto que esta trajetória é inteiramente determinada pelas condições de equilíbrio e pela condição de transversalidade. Qualquer outro ponto inicial fora da trajetória estável implica a violação de uma destas condições²⁵.

A dinâmica de *steady state* pode então ser caracterizada da seguinte forma: todas as quantidades em termos de trabalho efetivo são constantes. Por outro lado, todas as quantidades medidas por trabalhador crescem à taxa constante dada por g , a taxa de progresso técnico. Assim, independentemente das condições iniciais de duas economias,

²⁴ Ou seja, as raízes características do sistema têm sinais contrários.

²⁵ Mais especificamente, um consumo inicial mais elevado implicaria um movimento em direção ao eixo vertical do consumo, com capital (e a produção) tomando-se nulos. O consumo assim cairia abruptamente para zero, o que viola a condição de equilíbrio (2.2.13). Por outro lado, um nível mais baixo de consumo implicaria um movimento em

se ambas têm a mesma taxa de progresso técnico, terão seus produtos por trabalhador crescendo à mesma taxa no longo prazo e, assim, qualquer aproximação possível entre estes dar-se-á na transição para este equilíbrio.

Dinâmica Transitória e Convergência

Viu-se que a partir de uma situação inicial em que $\hat{k}(0) < \hat{k}^*$, tanto o consumo por trabalho efetivo como o capital (e assim o produto) por trabalho efetivo crescem monotonicamente para os níveis de *steady state*. Já que o progresso técnico ocorre invariavelmente a uma taxa constante, o mesmo ocorre com tais variáveis medidas por trabalhador, isto é, tanto o consumo como o capital e o produto por trabalhador crescem monotonicamente na trajetória para o equilíbrio de *steady state*. O crescimento destas variáveis é, porém, sensível à própria evolução da economia, dados os retornos marginais decrescentes da acumulação do capital.

Para o caso do consumo, pode-se perceber a partir da equação (2.2.11) que a ocorrência de retornos marginais decrescentes do capital faz com que o crescimento do capital por trabalho efetivo (ou por trabalhador) diminua seu produto marginal, diminuindo desta forma o ímpeto da acumulação e assim a taxa de crescimento do consumo (por trabalho efetivo).

O comportamento das taxas de crescimento do capital por trabalho efetivo (ou do capital por trabalhador) e do produto por trabalho efetivo (ou produto por trabalhador) segue a mesma tendência observada acima para o crescimento do consumo: a operação dos rendimentos marginais decrescentes do capital à medida em que $\hat{k}(0)$ cresce em direção a \hat{k}^* faz a taxa de crescimento deste diminuir. Há assim

direção ao valor do capital no eixo horizontal em que $\dot{\hat{k}} = 0$ e assim num valor tal que $f'(\hat{k}) - \delta < g + n$, o que viola

uma relação negativa entre o nível do capital por trabalhador²⁶ (ou capital por trabalho efetivo) e sua taxa de crescimento. Tal relação é, além disso, repassada para o produto por trabalhador, dada a relação positiva e monotônica entre o capital e o produto. Isto é, o crescimento do produto por trabalhador é menor para um nível mais elevado deste produto.

A demonstração deste resultado é menos direta que a obtida para o caso do consumo porque envolve o comportamento da relação \hat{c} / \hat{k} ($= c / k$), cuja dinâmica reflete o comportamento da taxa de poupança. Não se faz aqui a inteira demonstração deste importante resultado²⁷, que pode em parte ser percebida a partir da equação (2.2.9), que permite escrever:

$$\dot{\hat{k}} / \hat{k} = f'(\hat{k}) / \hat{k} - \hat{c} / \hat{k} - (g + n + \delta) \quad (2.2.9)'$$

cujo comportamento ao longo do tempo depende das trajetórias do produto médio $f'(\hat{k}) / \hat{k}$ e da relação \hat{c} / \hat{k} . O primeiro termo diminui ao longo do tempo na medida em que $\hat{k}(0)$ cresce em direção a \hat{k}^* , devido à operação dos rendimentos marginais decrescentes²⁸. O segundo não tem necessariamente uma trajetória monotônica. É possível mostrar entretanto que a tendência dominante é ditada pela operação dos rendimentos marginais decrescentes do capital. Essa tendência é estendida ao produto. Isso pode ser percebido notando que,

$$\dot{\hat{y}} / \hat{y} = \left[\hat{k} \cdot f'(\hat{k}) / f(\hat{k}) \right] \left(\dot{\hat{k}} / \hat{k} \right) \quad (2.2.14)$$

a condição de transversalidade (equação(2.2.10)).

²⁶ Perceba-se que em todos os momentos as taxas de variações do capital por trabalhador e do produto por trabalhador correspondem respectiva e exatamente àquelas do capital por trabalho efetivo e do produto por trabalho efetivo, adicionadas do progresso técnico, apresentando assim qualitativamente mesmas tendências. Isto é,

$$\dot{k} / k = \dot{\hat{k}} / \hat{k} + g \quad \text{e} \quad \dot{y} / y = \dot{\hat{y}} / \hat{y} + g.$$

²⁷ Uma demonstração completa pode ser encontrada, por exemplo, em Barro e Sala-I-Martin (1995, c.1, apêndice).

Assim, o crescimento do capital por trabalho efetivo (ou por trabalhador) é multiplicado pela participação do capital no produto para obter o crescimento do produto por trabalho efetivo (ou por trabalhador). A menos que esta participação cresça rapidamente à medida em que $\hat{k}(0)$ cresce em direção a \hat{k}^* , o crescimento do produto por trabalhador apresentará também uma relação negativa com o nível deste²⁹.

O resultado indica que quanto mais distante do seu *steady state*, determinado pelas equações (2.2.9) e (1.2.11), maior a taxa de crescimento do produto por trabalhador de uma economia ou região, já que esta taxa decresce monotonicamente à medida em que $\hat{k}(0)$ cresce em direção a \hat{k}^* . Mas isto implica a possibilidade de um movimento de convergência ou aproximação entre os produtos por trabalhador de economias em graus diferentes de desenvolvimento ou nível do produto por trabalhador, caso estas tenham mesmos ou próximos valores de *steady state*. Neste caso, as economias mais atrasadas estariam crescendo mais rapidamente que as mais ricas em direção a um ponto comum ou pontos próximos devido à operação dos rendimentos marginais decrescentes. Pelas equações (2.2.9) e (2.2.11), este movimento para um equilíbrio comum, denominado por Sala-I-Martin (1990) de “convergência absoluta”, exige, porém, economias com as mesmas características em relação às preferências e condições de produção. Especificamente, devem obedecer às restrições dadas por (2.2.9) e (2.2.11) para um equilíbrio comum.

²⁸ Diferenciando o produto médio em relação a \hat{k} , obtém-se $[\hat{k}f'(\hat{k}) - f(\hat{k})] / \hat{k}^2 < 0$, já que

$$[f(\hat{k}) - \hat{k}f'(\hat{k})]e^{gt} = w > 0$$

²⁹ Este resultado é facilmente verificável para o caso da função de produção Cobb-Douglas, onde a participação do capital na renda é constante. A relação negativa entre o crescimento do produto por trabalhador e o nível deste, por sua vez, é muito mais facilmente verificável para o caso do modelo com taxa de poupança constante, que é o caso do Modelo de Solow. Neste caso, o crescimento do capital por trabalho efetivo é dado por $\dot{\hat{k}} / \hat{k} = s \cdot f(\hat{k}) / \hat{k} - (n + \delta + g) \rightarrow d(\hat{k} / \hat{k}) / d\hat{k} = s \cdot \hat{k}f'(\hat{k}) - s \cdot f(\hat{k}) / \hat{k} < 0$, onde s é a taxa constante de poupança, com a relação entre o crescimento do capital e do produto sendo também dada por (2.2.9).

Perceba-se que, mesmo que difiram quanto a algumas destas características, todas as economias apresentam uma relação negativa entre a taxa de crescimento de seu produto e o nível deste, isto é, apresentam o que Sala-I-Martin (1990) denominou “convergência condicional”, um resultado que decorre dos rendimentos marginais decrescentes para o capital da função de produção assumida.

Através de uma log-linearização e expansão em torno dos valores de *steady state* do sistema de equações de diferenciais representado por (2.2.9) e (2.2.11), é possível obter uma medida quantitativa para a velocidade à qual as economias se dirigem ao equilíbrio de *steady state*, que representa uma espécie de coeficiente de convergência.

A obtenção deste coeficiente requer uma forma explícita para a função de produção. Assumindo-se uma Cobb-Douglas do tipo $Y = K^\alpha (AL)^{1-\alpha}$, que em forma intensiva (em termos de trabalho eficiente) pode ser escrita como $\hat{y} = \hat{k}^\alpha$, o sistema de equações representado por (2.2.9) e (2.2.11) pode então ser escrito na forma:

$$\begin{aligned} d[\log(\hat{k})] / dt &= e^{-(1-\alpha)\log\hat{k}} - e^{\log\hat{c}/\hat{k}} - (g + n + \delta) \\ d[\log(\hat{c})] / dt &= (1/\theta) \left[\alpha e^{-(1-\alpha)\log\hat{k}} - (\rho + \delta + \theta g) \right] \end{aligned} \quad (2.2.15)$$

Uma expansão de Taylor em primeira ordem deste sistema em torno do *steady state* permite obter um sistema linear nos logaritmos, cuja solução gera:

$$\log(\hat{k}) = (1 - e^{-\beta\lambda}) \log(\hat{k}^*) + \log(\hat{k}(0)) e^{-\beta\lambda} \quad ,$$

ou, em termos do produto, já que $k = K/L = \hat{k} \cdot A$

$$\log(\hat{y}) = (1 - e^{-\beta\lambda}) \log(\hat{y}^*) + \log(\hat{y}(0)) e^{-\beta\lambda} \quad (2.2.16)$$

onde

$$\beta = \left\{ (\rho - n - (1 - \theta)g) + 4 \left(\frac{1 - \alpha}{\theta} \right) (\rho + \delta + \theta g) \left[\frac{\rho + \delta + \theta g}{\alpha} - (n + g + \delta) \right] \right\}^{1/2} / 2 \quad (2.2.17)$$

$$- (\rho - n - (1 - \theta)g) / 2$$

é o valor absoluto da raiz negativa do sistema³⁰. Tal coeficiente fornece uma medida da rapidez com que a economia caminha para o *steady state*, especificando quanto da distância para o *steady state* é percorrida em cada período³¹. Isto pode ser percebido notando que:

$$d[\log(\hat{k})] / dt \cong -\beta [\log(\hat{k}(0) / \hat{k}^*)].$$

A aparente complexidade do valor de β em (2.2.17) decorre do comportamento da variante da taxa de poupança, $s = (1 - (\hat{c} / \hat{y}))$, no modelo. Com uma taxa constante, caso do Modelo de Solow por exemplo, ter-se-ia $s = (1 / \theta)$ e um valor de β dado simplesmente por $\beta = (1 - \alpha)(n + g + \delta)$. Assim, a atuação de fortes rendimentos marginais decrescentes (menor valor de α), juntamente com mais rápido crescimento populacional e do progresso técnico, implicariam uma rápida velocidade de convergência (elevado valor para β).

A log-linearização permite evidenciar também as possibilidades de convergência do modelo. Neste sentido, a equação (2.2.16) pode ser colocada em termos da taxa de crescimento do produto por trabalhador como:

$$\log(y(t) / y(t - 1)) = (1 - e^{-\beta})gt + ge^{-\beta} - (1 - e^{-\beta}) \log(y(t - 1) / \hat{y}^*), \quad (2.2.18)$$

ou, em termos de taxa média para um período T :

³⁰ A linearização do sistema também permite perceber, através do valor negativo do determinante da matriz jacobiana do sistema, que as duas raízes têm sinais contrários. Tal valor é dado por: $(1 / \theta)(1 - \alpha)(\rho + \delta + \theta g)[(n + \delta + g) - (\rho + \delta + \theta g) / \alpha] < 0$, já que $(\rho + \theta g) > (n + g)$, pela condição de determinação do capital de *steady state* e pela condição de transversalidade.

$$\log(y(T) / y(0)) / T = g - \frac{(1 - e^{-\beta T})}{T} \log(y(0) / \hat{y}^*) \quad (2.2.18)'$$

A última representação confirma que o crescimento do produto por trabalhador tende assintoticamente para g . Também permite perceber a relação negativa entre o crescimento do produto por trabalhador durante um período e o nível inicial deste em uma economia. Quanto mais distante do seu *steady state* estiver a economia, maior sua taxa de crescimento. É a propriedade de convergência “condicional” própria do modelo, decorrente dos rendimentos marginais decrescentes para o capital. Por outro lado, desde que possuam mesmo equilíbrio de *steady state*, e só sob esta condição, o modelo também indica que as economias inicialmente mais pobres crescerão mais rápido que as inicialmente mais ricas. Esta é a possibilidade de convergência “absoluta” acima referida, sob a qual as economias mais pobres tendem a alcançar as mais ricas.

2.3 Progresso Técnico e Convergência

No Modelo Neoclássico de Crescimento discutido acima, o crescimento do produto agregado por trabalhador decorreria da acumulação de capital por trabalhador nas trajetórias em direção ao *steady state* das economias. A convergência poderia resultar então da acumulação mais rápida das economias mais pobres. Como já foi enfatizado, esta é, porém, apenas uma explicação parcial das possíveis fontes de convergência. Deixa de considerar, para ficar apenas nas fontes intra-setoriais de movimento do produto agregado por trabalhador, o papel do progresso técnico ou

³¹ O coeficiente permite também obter o tempo necessário à eliminação de metade da distância entre a posição inicial e o *steady state* (“meia-vida”). Nesta situação ter-se-ia o produto igual $\log y = (1/2)(\log y^* + \log y(0))$, que, usando (2.2.16), permite obter $t = \log 2 / \beta$.

produtividade total dos fatores neste movimento. Isso decorre fundamentalmente do caráter exógeno assumido para a taxa de crescimento tecnológico. Ao deixar sem explicação o crescimento da tecnologia, o modelo impede um tratamento mais completo das possíveis fontes de convergência ou aproximação entre os produtos agregados por trabalhador das economias.

Nesta seção é apresentada uma teoria que permite explicar movimentos de aproximação ou convergência entre tais agregados com base nos diferenciais de crescimento do progresso técnico entre economias. O foco da análise é pois centrado em outro componente das fontes intra-setoriais do movimento do produto agregado por trabalhador. A contribuição deste efeito para a aproximação entre os produtos das economias decorrerá do possível crescimento mais rápido do progresso técnico nas economias atrasadas, ao invés da mais rápida acumulação de capital por trabalhador. Isso exige uma mudança de tratamento do progresso técnico, que agora terá sua taxa de variação determinada pelos parâmetros do modelo assumido, isto é, endogenamente.

Note-se que, apesar de o modelo a seguir ser de 2 setores, também aqui não se faz presente qualquer possibilidade de movimento do produto agregado por trabalhador em virtude de realocações inter-setoriais dos fatores, isto é, o ajuste dos fatores aos diferenciais de retorno continua imediato. Explora-se, isto sim, outro componente das fontes intra-setoriais de movimento do produto agregado por trabalhador, no caso, o progresso técnico.

O modelo exposto abaixo pertence assim à família dos Modelos de Crescimento Endógeno, surgidos em grande parte devido à insatisfação teórica com o tratamento dispensado ao progresso técnico pelo Modelo Neoclássico, por um lado, e ao

controverso desempenho empírico deste modelo³². A diversidade de modelos encontrados nesta categoria reflete as várias dimensões do progresso técnico. Aqui é considerada apenas uma de suas dimensões, o progresso técnico resultado da introdução de novos bens intermediários que desempenham novas funções³³. A possibilidade de movimentos de convergência entre economias atrasadas e líderes decorre, neste contexto, da transmissão do progresso técnico de economias mais avançadas para mais atrasadas, possibilitada pela natureza não-rival e não-excludente do progresso técnico.

A versão de Modelo de Crescimento Endógeno apresentada abaixo é aquela presente em Barro e Sala-I-Martin (1995,c.6 e 8, 1997). Tal versão permite estudar explicitamente a dinâmica transitória das economias seguidoras, de forma similar ao estudo acima empreendido para o Modelo Neoclássico, o que facilita o entendimento das diferentes formas de contribuição, das duas perspectivas, para a convergência³⁴.

A transmissão de tecnologia presente no modelo, no contexto de menor custo de imitação que inovação, permite que as economias mais atrasadas, que copiam ou imitam as inovações, tenham, na trajetória de equilíbrio para o *steady state*, uma taxa de progresso técnico (e também de produto por trabalhador) mais elevada que as das economias líderes, responsáveis pela inovação. Ao contrário, porém, dos modelos mais conhecidos de crescimento endógeno, do tipo “AK”, por exemplo, onde a inexistência de retornos marginais decrescentes para os fatores implica em geral inexistência de dinâmica transitória e de movimento de convergência, o modelo aqui discutido permite obter movimentos de convergência muito semelhantes aos obtidos no Modelo

³² Romer (1986, 1990) é a principal referência desta linha de teorias.

³³ Basicamente, as inovações podem vir através de inovações de processos e por meio de novos produtos (incorporado). Estes últimos ainda podem ser produtos finais ou bens intermediários, e implicarem em maior variedade de utilização (caso do texto) ou melhoria de qualidade de funções já desempenhadas por produtos antigos. Romer (1990) apresenta uma discussão completa destas possibilidades.

³⁴ Krugman (1979) e Grossman e Helpman (1991), considerando progresso técnico por meios de novas variedades de bens finais, e Parente e Prescott (1994), detendo-se no progresso técnico decorrente de inovações de processos,

Neoclássico³⁵. Isto decorre fundamentalmente do fato de que, embora o progresso técnico na forma de maior variedades de produtos intermediários evite a tendência a rendimentos decrescentes, custos crescentes de imitação arrefecem o crescimento das economias atrasadas ao diminuir o retorno do investimento em imitação e adaptação, numa maneira análoga ao papel dos retornos decrescentes ao capital no Modelo neoclássico.

Estrutura Geral do Modelo

São consideradas duas economias: uma, líder e inovadora (I), e outra, seguidora e imitadora (S), e dois setores de produção, bens finais e bens intermediários. As condições de produção de bens finais, onde os mercados são competitivos nas duas economias, são representadas pela função de produção:

$$Y_i = A_i L_i^{1-\alpha} \sum_{j=1}^{N_i} (X_{ij})^\alpha, \quad (2.3.1)$$

onde $i = I, S$, $0 < \alpha < 1$, L_i é a quantidade de trabalho, X_{ij} é quantidade do bem intermediário j e N_i o número de variedades destes bens presentes em i . A_i representaria diferentes aspectos não considerados da tecnologia. A função apresenta retornos marginais decrescentes nos fatores L_i e X_{ij} e retornos constantes de escala para os fatores em conjunto. A forma aditiva para os X_{ij} traduz o fato de que tais bens não são nem complementares nem substitutos uns dos outros (os produtos marginais são independentes e tendem a infinito quando a quantidade do bem intermediário tende a

também estudam a difusão do progresso técnico entre economias de diferentes graus de desenvolvimento, mas apenas os efeitos nas condições de *steady state* são destacados.

³⁵ A associação de movimentos de convergência apenas com o Modelo de Crescimento Neoclássico é assim imprecisa. Isso provavelmente está ligado ao fato de que tal característica é muitas vezes usada como critério de teste empírico deste modelo e ao fato de que grande parte dos Modelos Endógenos não apresenta dinâmica transitória. Para mais exemplos onde a convergência (condicional) surge também caracterizando Modelos Endógenos, veja-se Mulligan e Sala-I-Martin (1993), Kocherlakota e Kei-Mu Yi (1995) e Leung e Quah (1996). Um exemplo

zero). Isso significa que as inovações, na forma de novos X_y , não tornam obsoletos bens já utilizados.

O progresso técnico, através de novas variedades de bens intermediários beneficia a produção, quando se considera com uma quantidade fixa total de bens intermediários, porque implica menor utilização de quantidades de cada bem que apresenta retornos marginais decrescentes. Isso pode ser percebido rapidamente assumindo que os X_y entram com mesma quantidade da produção (resultado de equilíbrio mostrado adiante):

$$Y_i = AL_i^{1-\alpha} N_i X_i^\alpha = AL_i^{1-\alpha} (N_i X_i)^\alpha N_i^{1-\alpha}. \quad (2.3.2)$$

A equação mostra em verdade a base para o crescimento endógeno do modelo: os rendimentos decrescentes para os bens intermediários não atuam quando a maior utilização destes decorre da elevação de sua variedade (N).

É assumido que o produto final Y_i , em cujas unidades os preços são cotados, pode ser usado indistintamente para consumo e produção de bens intermediários (ambos com preço unitário) ou atividades de pesquisa por novas variedades (P&D). Y_i é também o único produto de comércio entre as duas economias, estando tal comércio sempre equilibrado (produção doméstica é igual aos gastos domésticos). Já a invenção de uma nova variedade de X_y requer um investimento de Φ_i unidades de Y_i em pesquisa. A situação inicial tem a economia líder e inovadora (I) com maior número de variedades e única inovadora; a economia seguidora (S) copia e adapta as invenções (porque o custo da cópia é menor que o da invenção), isto é, $N_I(0) > N_S(0)$.

relativamente simples de convergência condicional, dentro do padrão "AK", é fornecido por Barro e Sala-I-Martin (1995, cap.1).

As condições de consumo são similares para as duas economias e são representadas pelas condições de maximização da satisfação (exceto pelo crescimento nulo da força de trabalho assumido aqui, as condições são as mesmas que as assumidas para o Modelo Neoclássico discutido antes), o que permite novamente obter:

$$\dot{c}_i / c_i = (1 / \theta) \cdot (r_i - \rho), \quad (2.3.3)$$

válida aqui para as duas economias (pois, assumidamente, têm mesmos valores para θ e ρ).

Inovação e Crescimento na Economia Líder

Há dois setores de produção nesta economia: um que produz bem final e outro que produz e investe na descoberta e produz os bens intermediários. No primeiro setor, as firmas trabalham sob competição perfeita, escolhendo pois quantidades ótimas dos fatores (contratados junto às famílias ou consumidores, que recebem as remunerações) para dados preços dos mesmos. Tais escolhas são representadas para uma firma f pela condição:

$$\max. Y_{jf} - w_{jf} L_{jf} - \sum_{j=1}^{N_I} P_j X_{jf} \quad ,$$

onde P_j é o preço da variedade j , o que permite obter, substituindo o valor de Y_i da equação (2.3.1), as demandas pelos fatores:

$$P_j = A_I \alpha \cdot L_{jf}^{1-\alpha} X_{jf}^{\alpha-1} \rightarrow X_{jf} = L_{jf} \left(A_I \alpha / P_j \right)^{1/(1-\alpha)} \quad (2.3.4)$$

$$w_I = (1 - \alpha) A_I L_{jf}^{-\alpha} \sum_{j=1}^{N_I} \left(X_{jf} \right)^\alpha \rightarrow w_I = (1 - \alpha) \left(Y_{jf} / L_{jf} \right) = (1 - \alpha) y_{jf} \quad (2.3.5)$$

A primeira equação representa a demanda de todos produtores pela variedade j ; a segunda, a demanda por trabalho, estabelece uma relação entre o salário e o produto por trabalhador.

Na produção de bens intermediários, a firma criadora de uma nova variedade tem monopólio perpétuo na produção e comercialização desta variedade. Qualquer variedade, uma vez inventada, requer para sua produção uma unidade de Y_t . O fluxo de lucro da firma inovadora que tem monopólio da variedade j é representado em cada período então por:

$$\pi_{jt} = P_j X_{jt} - X_{jt} \quad \text{ou} \quad \pi_{jt} = (P_j - 1) L_t (A_t \alpha / P_j)^{1/(1-\alpha)} \quad (2.3.6)$$

já que a quantidade agregada demandada da variedade j é dada por:

$$X_{jt} = \sum_f X_{jft} = (A_t \alpha / P_j)^{1/(1-\alpha)} \sum_f L_{jft} = L_t (A_t \alpha / P_j)^{1/(1-\alpha)} \quad (2.3.7)$$

A escolha do preço ótimo permite então obter:

$$\left[\left(\frac{\alpha}{1-\alpha} \right) (P_j)^{\frac{2\alpha-1}{1-\alpha}} + \left(\frac{1}{1-\alpha} \right) (P_j)^{\frac{\alpha-2}{1-\alpha}} \right] \cdot L_t (A_t \alpha)^{\frac{1}{1-\alpha}} = 0,$$

que, simplificando, e dada a simetria entre as variedades, gera:

$$P_j = P = 1 / \alpha > 1 . \quad (2.3.8)$$

Isto é, o preço, constante ao longo do tempo, é o mesmo para todas e variedades e é maior que o custo marginal de sua produção. A quantidade agregada produzida de cada variedade será então a mesma e é obtida substituindo este valor na equação (2.3.7):

$$X_{jt} = X_t = L_t A_t^{1/(1-\alpha)} \alpha^{2/(1-\alpha)} . \quad (2.3.9)$$

Note-se que este resultado permite escrever a produção da firma f , dada a partir da equação (2.3.1), e a produção agregada da economia, respectivamente, como³⁶:

$$\begin{aligned} Y_f &= A_f L_f^{1-\alpha} N_f X_f^\alpha \\ Y_I &= \sum_f A_f L_f^{1-\alpha} N_f X_f^\alpha = A_I L_I^{1-\alpha} X_I^\alpha \cdot N_I \end{aligned} \quad (2.3.10)$$

Substituindo ainda o valor de X_I da equação (2.3.9), tem-se o produto agregado e produto agregado per capita dados respectivamente por:

$$\begin{aligned} Y_I &= A_I^{1/(1-\alpha)} \alpha^{2\alpha/(1-\alpha)} L_I N_I \\ y_I &= A_I^{1/(1-\alpha)} \alpha^{2\alpha/(1-\alpha)} N_I \end{aligned} \quad (2.3.11)$$

Dada a constância dos demais termos, a dinâmica ou evolução do produto por trabalhador é dada pela dinâmica pela variação do número de variedades ou progresso tecnológico (N).

Para obter o comportamento ou evolução das inovações é necessário considerar o comportamento dos retornos e custos envolvidos no investimento em inovações ao longo do tempo. Já foi assumido que cada inovação tem um custo constante de Φ_I . Este, numa situação de livre entrada nos investimentos em P&D e assumindo uma quantidade positiva de investimento em pesquisa³⁷, deve igualar-se exatamente ao valor presente dos fluxos de lucro obtidos em todas as datas, ou seja:

$$\int_0^\infty \pi_{I,t} e^{-\int_t^v r_I(v) dv} dl = \Phi_I,$$

onde substituindo o valor do fluxo de lucro da equação (2.3.6) já com o preço de equilíbrio obtido (equação(2.3.8)), é possível escrever:

³⁶ Note-se que já que as firmas contratam as mesmas quantidades de cada fator, o produto $L_f X_f$ é igual para toda firma f , o que permite escrever $L_I^{1-\alpha} X_I^\alpha = \sum_f L_f^{1-\alpha} X_f^\alpha$.

³⁷ Com o valor presente dos lucros maior que o custo de inovação (e custo constante), infinitos recursos seriam destinados à pesquisa. O caso contrário implicaria investimento nulo em pesquisa e assim em um número constante de variedades. O primeiro caso não caracterizaria um equilíbrio. Apenas o caso da igualdade permite o equilíbrio com investimento positivo.

$$\left(\frac{1}{\alpha} - 1\right) L_I A_I^{1/(1-\alpha)} \alpha^{2/(1-\alpha)} \int_0^\infty e^{-\int_t^v r_I(v) dv} dl = \Phi_I .$$

A condição exige que o valor da integral não varie ao longo do tempo, o que só é possível se o valor da mesma for constante. Isso por sua vez resulta num valor para esta³⁸ igual a $1/r_I$. A substituição deste valor na equação acima permite escrever o valor constante da taxa de juros como $r_I = \pi_I / \Phi_I$. Ou, mais especificamente:

$$r_I = \left(\frac{1-\alpha}{\alpha}\right) L_I A_I^{1/(1-\alpha)} \alpha^{2/(1-\alpha)} / \Phi_I . \quad (2.3.12)$$

Substituindo este valor na equação (2.3.2) é possível obter a taxa de crescimento do consumo, do progresso tecnológico e da renda per capita:

$$g = \dot{c}_I / c_I = (1/\theta) \cdot \left[(L_I / \Phi_I) A_I^{1/(1-\alpha)} \left(\frac{1-\alpha}{\alpha}\right) \alpha^{\alpha/(1-\alpha)} - \rho \right] . \quad (2.3.13)$$

Não há assim neste equilíbrio dinâmica transitória para o consumo, nem para as demais variáveis. Já foi visto que o produto per capita tem sua taxa de variação igual à taxa de progresso tecnológico (equação(2.3.11)). Com base na restrição orçamentária agregada da economia, percebe-se que o progresso técnico cresce exatamente à taxa acima:

$$\begin{aligned} C_I = Y_I - \Phi_I \dot{N}_I - N_I X_I &\Rightarrow \frac{\dot{C}_I}{g} = \frac{\dot{Y}_I - (\Phi_I g_N + X_I) \dot{N}_I}{g_N} \\ \Rightarrow \frac{g_N}{g} = \frac{\dot{Y}_I - (\Phi_I g_N + X_I) \dot{N}_I}{\dot{C}_I} = 1 &\Rightarrow g = g_N = g_Y = g_y \end{aligned}$$

onde $\Phi_I \dot{N}_I$ são os recursos alocados para pesquisa, $N_I X_I$ os gastos com bens intermediários, g_N é a taxa de progresso técnico, o sinal “ $\dot{}$ ” indica variação no tempo,

³⁸ Tomando-se a variação no tempo do valor da integral obtém-se, $-1 + \int_0^\infty e^{-\int_t^v r_I(v) dv} dl \cdot r_I(t) = 0$, e assim um valor para a integral igual a $1/r_I$.

e foi usado o fato de que $\Phi_I g_{N_I} N_I = \Phi_I \dot{N}_I$ e assim $\dot{C}_I = \dot{Y}_I - (\Phi_I g_N + X_I) \dot{N}_I$. Este resultado também poder ser verificado considerando-se a restrição $C_I = Y_I - \Phi_I g N_I - N_I X_I$ e substituindo-se os valores de Y_I de (1.3.13), de g_N de (1.3.14) e de X_I de (1.3.10) para obter:

$$C_I = A_I^{1/(1-\alpha)} \alpha^{2\alpha/(1-\alpha)} L_I N_I - \Phi_I N_I \left[\left(\frac{1}{\theta} \right) \left(\frac{L_I}{\Phi_I} \right) A_I^{1/(1-\alpha)} \left(\frac{1-\alpha}{\alpha} \right) \alpha^{2/(1-\alpha)} - \left(\frac{1}{\theta} \right) \rho \right] - N_I L_I A_I^{1/(1-\alpha)} \alpha^{2/(1-\alpha)}$$

que, simplificando, gera:

$$C_I = (N_I / \theta) \left\{ L_I A_I^{1/(1-\alpha)} (1-\alpha) \alpha^{2\alpha/(1-\alpha)} [\theta - \alpha(1-\theta)] + \Phi_I \rho \right\}. \quad (2.3.14)$$

Para fixos L e A , C_I e N_I (e Y_I) crescem à mesma taxa.

Imitação e Crescimento na Economia Seguidora

Já foi assumido que $N_I(0) > N_S(0)$, isto é, o número de variedades na economia seguidora (S) é inicialmente menor que aquele da economia inovadora (I). Adicionalmente, a economia seguidora tem um custo de cópia ou imitação das variedades da economia líder, $v_S(t)$, inicialmente menor que o custo local de inovação, $v_S(0) < \Phi_S$, e relacionado da seguinte forma com o número de variedades de bens intermediários nas duas economias:

$$v_S = \Phi_S (N_S / N_I)^\sigma, \quad (2.3.15)$$

isto é, através de uma função com elasticidade constante ($\sigma > 0$). A relação expressa a idéia de que as inovações têm diferentes custos de imitação e a economia seguidora escolhe inicialmente as cópias mais acessíveis. Assim, o custo de imitação, diferentemente do custo constante de inovação, cresce com o número de variáveis copiadas. Note-se que o custo de imitação tende a ser menor que o custo de inovação

local, aproximando-se deste apenas quando N_S se aproxima de N_I . Dada a situação inicial, a economia seguidora estará aumentando sua variedade de bens intermediários, apenas através da imitação das variedades descobertas na economia líder.

Estruturalmente, as diferenças entre as duas economias dizem respeito apenas à forma de variação do número de variedades de bens intermediários e os valores de A e L . Analogamente à situação da firma ou agente inovador na economia líder, a firma ou agente que procede à imitação de uma variedade, arcando com um custo $v_S(t)$, tem poder de monopólio perpétuo na produção e comercialização deste bem. Com as mesmas estruturas de preferências e restrições, condições de produção de bens finais e análoga situação de monopólio na produção de variedades de bens intermediários, a trajetória do consumo, a quantidade agregada de cada variedade j , o produto agregado da economia e o lucro de monopólio da variedade j são exatamente os análogos aos obtidos nas equações (2.4.3), (2.3.9), (2.3.11) e (2.3.12):

$$\dot{c}_i / c_i = (1 / \theta) \cdot (r_i - \rho) \quad (2.3.16)$$

$$X_{Sj} = X_S = L_S A_S^{1/(1-\alpha)} \alpha^{2/(1-\alpha)}, \quad (2.3.17)$$

$$Y_S = A_S^{1/(1-\alpha)} \alpha^{2\alpha/(1-\alpha)} L_S N_S, \quad (2.3.18)$$

$$\pi_{Sj} = \left(\frac{1-\alpha}{\alpha} \right) L_I A_I^{1/(1-\alpha)} \alpha^{2/(1-\alpha)}. \quad (2.3.19)$$

Estes resultados mostram que também a dinâmica do produto agregado por trabalhador na economia seguidora é dada pela dinâmica do número de variedades de bens intermediários ($\frac{P}{Y} \alpha$, neste caso imitadas. Mais, as diferenças entre os produtos por trabalhador são explicadas pelos valores relativos dos parâmetros A e dos números de variedades de bens intermediários em cada economia:

$$y_S / y_I = (A_S / A_I)^{1/(1-\alpha)} \cdot (N_S / N_I) \quad (2.3.20)$$

Com livre entrada nos investimentos em imitação (análogos aos investimentos em P&D na economia líder), tem-se agora que:

$$V_S(t) = \int_0^{\infty} \pi_{Sj} e^{-\int_0^t r_S(v) dv} d\ell = v_S (N_S / N_I).$$

Diferentemente da situação na economia inovadora, aqui, o crescimento dos custos de imitação com a elevação do número equivale a um ganho de capital, pois eleva o valor de mercado das firmas imitadoras (dado por v_S). A taxa de juros deve considerar então, além dos lucros, este ganho de capital. Isto pode ser percebido diferenciando-se a equação acima em relação ao tempo, o que permite obter:

$$-\pi_{Sj} + v_S \cdot r_{S(t)} = \dot{v}_S (N_S / N_I) \Rightarrow r_S = \frac{\dot{v}_S}{v_S} + \frac{\pi_{Sj}}{v_S} \quad (2.3.21)$$

Note-se que agora a taxa de juros diminui com a elevação dos custos de imitação, ou seja, com a elevação do número de cópias.

O equilíbrio de *steady state* nesta economia pode então ser caracterizado. A taxa de crescimento do número de cópias, N_S , e assim a taxa de crescimento do produto por trabalhador, é no longo prazo igual à taxa de crescimento das inovações da economia líder, N_I , e do produto por trabalhador nesta economia. Isto é N_S, N_I, y_S e y_I crescem à mesma taxa g_{N_I} . Um crescimento maior de N_S seria limitado pelo número de variedades disponíveis para cópias na economia líder; um crescimento menor diminuiria os custos de imitação, elevando o retorno e os investimentos da imitação e assim elevando este crescimento.

Com as mesmas estruturas de preferências para as duas economias, isto implica equalização das taxas de juros neste equilíbrio³⁹ (equação(2.3.2)) e na seguinte relação entre lucros e custos de imitação e inovação, obtida das equações (2.3.11) e (2.3.16) :

$$r_S^* = r_I \Rightarrow \pi_S / v_S^* = \pi_I / \Phi_I,$$

onde o sobrescrito “*xs*” indica valor de *steady state* das variáveis. Tal relação permite obter o custo de imitação deste equilíbrio em função apenas de parâmetros, o que é feito através da substituição das equações(2.3.12) e (2.3.19) para os lucros na relação acima:

$$v_S^* = \Phi_I (L_S / L_I) (A_S / A_I)^{1/(1-\alpha)} \quad (2.3.22)$$

O equilíbrio de longo prazo assumido aqui é aquele em que apenas a economia líder inova, o que implica um valor de equilíbrio para a relação entre número de cópias e inovações dado por $0 < (N_S / N_I)^* < 1$. Isto requer para a economia seguidora custos de imitação sempre maiores que de inovação, isto é, $v_S(t) < \Phi_S$. Dado o crescimento monotônico de $v_S(t)$ com N_S / N_I , tal condição pode ser colocada, a partir da equação(2.3.22), como:

$$(\Phi_I / \Phi_S) (L_S / L_I) (A_S / A_I)^{1/(1-\alpha)} < 1. \quad (2.3.23)$$

Em termos de convergência de produtos por trabalhador, tal condição indica que a economia inovadora sempre estará com produto mais elevado se $A_S \leq A_I$, o que pode ser facilmente percebido a partir da equação(2.3.21):

$$(y_S / y_I)^* = (A_S / A_I)^{1/(1-\alpha)} \cdot (N_S / N_I)^*. \quad (2.3.20)'$$

Note-se que, a menos que os diferenciais de progresso relacionados com outras dimensões do mesmo sejam suficientemente favoráveis à economia imitadora, esta

³⁹ Neste Resultado obtido mesmo na ausência de um mercado de capital comum. A equalização das taxas é produto

última economia não alcançará a economia inovadora, ou nos termos empregados para o Modelo Neoclássico de Crescimento, não existirá a “convergência absoluta”. O modelo indica, porém, a existência de um movimento de convergência ou aproximação entre as economias, resultado dos diferenciais de crescimento na dinâmica transitória.

A dinâmica transitória desta economia é inteiramente apreendida considerando-se as trajetórias de duas relações, constantes no *steady state*, que sintetizam o comportamento desta economia: a relação entre o consumo e número de variedades imitadas (investimento), isto é $\chi_S \equiv C_S / N_S$, e a trajetória da relação entre número de cópias e número de variedades criadas na economia líder, $\hat{N} \equiv N_S / N_I$. A primeira relação reflete a dinâmica da alocação dos recursos na economia, a segunda, as possibilidades de acumulação e crescimento da economia (condicionadas pelas inovações na economia líder).

A trajetória do consumo é obtida substituindo-se a taxa de juros da equação (2.3.21) na equação (2.3.16) e utilizando a função custo de imitação, equação (2.3.15):

$$\dot{C}_S / C_S = (1/\theta) \left[\frac{\pi_S}{\nu_S} + \frac{\dot{\nu}_S}{\nu_S} - \rho \right] = (1/\theta) \left[\frac{\pi_S}{\nu_S} + \frac{\sigma \hat{N}}{\hat{N}} - \rho \right] \quad (2.3.24)$$

Por sua vez, a trajetória de N_S é determinada pela quantidade de recursos devotada à imitação em relação ao custo desta. Da restrição orçamentária agregada é possível obter:

$$\begin{aligned} \nu_S \dot{N}_S &= Y_S - C_S - N_S X_S \Rightarrow \dot{N}_S / N_S = \frac{Y_S}{\nu_S N_S} - \frac{C_S}{\nu_S N_S} - \frac{X_S}{\nu_S} \\ \Rightarrow \dot{N}_S / N_S &= (1/\nu_S) [\pi_S (1 + \alpha) / \alpha - \chi_S] \end{aligned} \quad (2.3.25)$$

Assim, a trajetória de \hat{N} (dada pela taxa de crescimento de N_S menos a taxa de crescimento de N_I) é expressa na forma simplificada:

$$\dot{\hat{N}} / \hat{N} = (1 / \nu_S) [\pi_S(1 + \alpha) / \alpha - \chi_S] - g_N \quad (2.3.26)$$

Vê-se que tal crescimento diminui com a elevação de \hat{N} , isto é, com o custo de imitação, e com a elevação da relação consumo/número de cópias. A trajetória do consumo pode então ser feita apenas função das relações χ_S e \hat{N} (e parâmetros), através da substituição da equação acima na equação(2.3.24):

$$\dot{C}_S / C_S = (1 / \theta) \left\{ (1 / \nu_S) \cdot \left[\pi_S \left[1 + \frac{\sigma(1 + \alpha)}{\alpha} \right] - \sigma \chi_S \right] - \rho - \sigma g_N \right\}. \quad (2.3.27)$$

Finalmente, a trajetória de χ_S , refletindo alocações de equilíbrio dos recursos disponíveis para consumo e investimento, é obtida subtraindo a equação (2.3.25) da equação acima:

$$\dot{\chi}_S / \chi_S = (1 / \theta \nu_S) \left\{ \pi_S + (\theta - \sigma) [\chi_S - \pi_S(1 + \alpha) / \alpha] \right\} - (1 / \theta) (\sigma g_N + \rho) \quad (2.3.28)$$

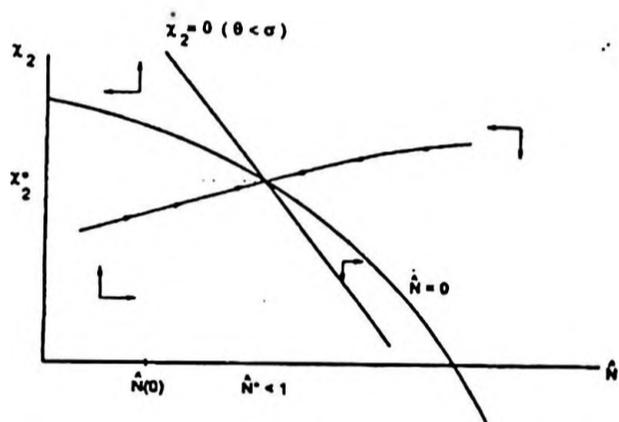
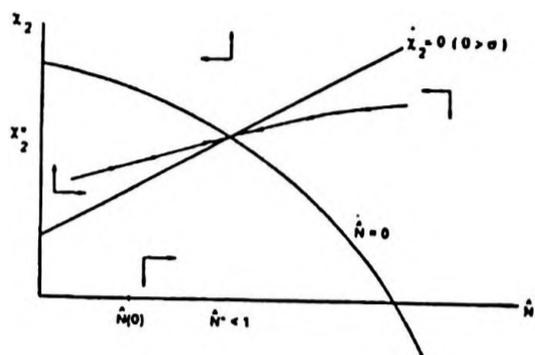
As equações (2.3.26) e (1.3.28) formam então um sistema de equações diferenciais nas relações χ_S e \hat{N} que permite apreender toda a dinâmica transitória desta economia seguidora através de um diagrama de fase. De (2.3.26), o *locus* $\dot{\hat{N}} = 0$ e $\dot{\chi}_S = 0$ são dados por:

$$\chi_S = \pi_S(1 + \alpha) / \alpha - \Phi_S(\hat{N})^\sigma g_N \quad (2.3.29)$$

$$\chi_S = \frac{\Phi_S}{(\theta - \sigma)} (\hat{N})^\sigma (\sigma g_N + \rho) + \frac{\pi_S}{\alpha(\theta - \sigma)} \quad (2.3.30)$$

No espaço (\hat{N}, χ_S) , esta última relação terá uma representação positivamente inclinada e instável (elevação de χ_S torna $\dot{\chi}_S > 0$, por (2.3.28)) se $\theta > \sigma$, negativamente inclinada⁴⁰ e estável (elevação de χ_S torna $\dot{\chi}_S < 0$, por (2.3.28)) se $\theta < \sigma$, e vertical e independente do valor de χ_S para $\theta = \sigma$. Em qualquer dos casos,

porém, os dois *locus* implicam uma única trajetória estável para \hat{N} e χ_S , como é mostrado abaixo pelas duas figuras:



Adicionalmente, tanto o crescimento monotônico de \hat{N} como a diminuição monotônica de sua taxa de crescimento fazem diminuir a taxa de juros (equação (2.3.22)), que assim caminha para seu valor de equilíbrio de longo prazo, r_l , o que diminui a taxa de crescimento do consumo, dada pela equação (2.3.24).

Há, assim, durante a transição, um movimento de aproximação ou convergência entre os produtos por trabalhador das duas economias, na medida em que y_I cresce mais rápido que y_S . As equações (2.3.16), (2.3.22) e (2.3.20)' permitem obter:

$$(y_S / y_I)^* = (A_S / A_I)^{(1+\sigma)/\sigma(1-\alpha)} \cdot (L_S / L_I)^{1/\sigma} (\Phi_I / \Phi_S)^{1/\sigma} \quad (2.3.20)''$$

⁴⁰ Neste caso sua inclinação é maior que a inclinação do *locus* $\dot{N} = 0$.

A relação entre os produtos depende da relação entre os custos de inovação, da relação entre as quantidades de trabalho e da relação entre as demais dimensões do progresso técnico das duas economias.

Como o diferencial de crescimento diminui ao longo do tempo, desaparecendo no *steady state*, o modelo fornece o resultado da convergência “condicional” (aqui devido ao diferencial de progresso técnico e não ao diferencial de acumulação de capital por trabalhador) encontrado no Modelo Neoclássico de Crescimento, exposto anteriormente: quanto mais distante do *steady state*, maior a taxa de crescimento do produto por trabalhador da economia seguidora.

A analogia entre os resultados torna-se ainda mais evidente considerando-se uma expansão log-linear da taxa de crescimento do produto por trabalhador em torno do *steady state*. Neste sentido, a equação (2.3.25) pode ser expressa como:

$$\dot{y}_s / y_s = \dot{\hat{N}} / \hat{N} = \left(\frac{1}{\Phi_s e^{\sigma \log(N_s / N_l)^*}} \right) [\pi_s (1 + \alpha) / \alpha - \chi_s]$$

que expandida log-linearmente em torno do *steady state* gera:

$$\dot{y}_s / y_s = \dot{\hat{N}} / \hat{N} \cong g_N - \mu \left[\log \left(\frac{N_s / N_l}{(N_s / N_l)^*} \right) \right],$$

onde $\mu \equiv (\sigma / \Phi_s) e^{-\sigma \log(N_s / N_l)^*} > 0$. A partir da equação (2.3.20)', esta relação pode ser colocada em termos da relação entre os produtos por trabalhador como:

$$\dot{y}_s / y_s \cong g_N - \mu \left[\log \left(\frac{y_s / y_l}{(y_s / y_l)^*} \right) \right], \quad (2.3.31)$$

Percebe-se então que o crescimento do produto por trabalhador na economia seguidora diminui, para dado valor de $(y_s / y_l)^*$, com a elevação de y_s / y_l . Tal relação é condicionada pela razão entre os produtos por trabalhador de *steady state*, que

depende das relações A_S / A_I , L_S / L_I e Φ_S / Φ_I (veja-se a equação (2.3.20)). Assim, a menos que os valores destas relações fossem tais que implicassem $(y_S / y_I)^*$ iguais para diferentes economias seguidoras, para um conjunto destas economias (seguidoras), o modelo não garante necessariamente que a economia mais pobres cresce mais rápido que economias mais ricas. De outra forma, não existiria necessariamente a convergência “absoluta” no modelo. Por outro lado, controlando ou condicionando pela influência daquelas relações, o modelo gera a mesma relação negativa entre crescimento e nível inicial de produto por trabalhador observada no Modelo Neoclássico de Crescimento.

2.4 Considerações Finais

As duas teorias apresentadas nas duas últimas seções acima enfatizam diferentes explicações para as fontes intra-setoriais de movimento do produto agregado por trabalhador, e assim, possível movimento no sentido de convergência deste agregado entre diferentes economias. Ao assumirem implicitamente ajuste imediato dos fatores aos diferenciais de remunerações entre os setores, ambos os modelos não deixam pois espaço para movimentos dos produtos passíveis de serem explicados por realocações destes fatores entre os setores da economia.

Deve estar claro, todavia, que, ao menos parte da dinâmica do produto por trabalhador, pode ser de responsabilidade destas realocações, como foi visto na primeira seção deste capítulo. Em verdade, dado o caráter pouco conclusivo dos resultados

analíticos dos modelos de crescimento e desequilíbrio⁴¹, a questão da importância destes movimentos inter-setoriais dos fatores é sobretudo empírica.

Antes de analisar a contribuição dos diferentes efeitos discutidos neste capítulo para a experiência de convergência/divergência dos produtos agregados por trabalhador dos estados brasileiros no período 1981-97, discutem-se primeiramente porém no capítulo a seguir os critérios e testes de convergência a serem utilizados nesta tarefa.

⁴¹ O que em grande parte justifica a não apresentação aqui de qualquer destes modelos. Para alguns tratamentos de modelos de crescimento e desequilíbrio, veja-se, por exemplo, Feder (1986), Kelley, Williamson e Cheethman (1972) e Robinson (1971).

O principal objetivo deste capítulo é apresentar e discutir os principais testes e métodos que serão utilizados neste trabalho, para aferir o comportamento dinâmico convergente/divergente do produto por trabalhador, ou per capita, de diferentes conjuntos de economias. Adicionalmente, são discutidos testes mais recentes utilizados na literatura empírica de convergência, embora menos consensualmente estabelecidos. Além de permitir apreender o significado preciso dos testes e critérios utilizados neste trabalho, o capítulo justifica-se pelo recente debate na literatura empírica mais recente de convergência sobre a eficácia dos critérios tradicionais utilizados.

Na primeira parte do capítulo são discutidos em detalhes dois conjuntos de critérios e testes de convergência já tradicionalmente empregados na literatura empírica de crescimento e convergência. O primeiro destes grupos é constituído por uma série de medidas estatísticas que procuram aferir a tendência à diminuição da dispersão da distribuição da amostra dos produtos por trabalhador, ou per capita, em estudo. A noção de convergência é entendida aqui como tendência a produtos por trabalhador mais próximos ao longo do tempo entre as economias consideradas e corresponde exatamente ao que Baumol, Nelson e Wolff (1994) denominam tendência à *homogeneização* das economias. Provavelmente, o mais conhecido critério utilizado neste tipo de verificação nos estudos recentes sobre convergência é o teste de convergência- σ , cujo significado já foi em parte discutido no capítulo anterior.

O segundo grupo de testes de convergência explora a dimensão *catch up* da convergência, isto é, procura fornecer evidências de possíveis movimentos de ultrapassagem ou alcance das economias mais ricas pelas mais pobres (menores

produtos por trabalhador, ou per capita). O mais conhecido destes critérios é o já referido teste de convergência- β que, como visto no capítulo anterior, procura evidências empíricas sobre a relação entre o crescimento do produto por trabalhador e o valor inicial deste para o conjunto de economias em estudo.

São, pois, tornados precisos os significados e as limitações de ambos os grupos de testes, recentemente sujeitos a uma série de críticas.

Na segunda parte do capítulo, mais breve, são apresentados e discutidos em linhas gerais testes de convergência de emprego mais recente na literatura empírica. Tais testes procuram evidências de convergência através da exploração das propriedades das séries de tempo dos produtos por trabalhador das economias fazendo uso de modelos paramétricos¹.

3.1 Testes Tradicionais de Convergência

Abaixo são discutidas as duas noções de convergência e testes associados empregados pelos principais trabalhos empíricos sobre convergência e também considerados neste trabalho. O objetivo é tornar precisos os conceitos e apontar principais críticas e limitações.

¹ Uma terceira linha de pesquisa empírica é aquela identificada com os trabalhos de Danny Quah (1993a, 1993b, 1996, 1997), que enfatiza a insuficiência dos testes tradicionais no sentido de captar a dinâmica intradistribuição e possíveis tendências à formação de clubes de convergência. Tal linha de pesquisa propõe estimações de matrizes de transição, vinculadas a cadeias de markov, e funções de densidade univariadas e bivariadas, em conjunto com testes de modalidades, para observar simultaneamente a tendência à convergência e a possível formação de grupos de convergência. Além dos trabalhos de Quah, veja-se a respeito também Bianchi (1997) e Fingleton (1997,1999). Tanto o estudo de possíveis movimentos no sentido de formação de clubes de convergência como a exploração das dinâmicas intradistribuição não são enfocados neste trabalho, que explora a dimensão setorial e estrutural da convergência e enfatiza a suficiência dos critérios e testes tradicionais para este objetivo.

3.1.1 Homogeneização e Convergência

O primeiro grupo de testes de convergência comumente empregado procura aferir a evolução da dispersão da distribuição do produto por trabalhador ao longo do tempo. A tendência à convergência dos produtos por trabalhador das economias é identificada como diminuição desta dispersão ao longo do tempo. Isto é, como uma tendência à homogeneização dos produtos por trabalhador das economias. Medidas estatísticas de dispersão da distribuição dos produtos por trabalhador das economias, como por exemplo, o desvio-padrão e o coeficiente de variação, e medidas de tendência central, como a mediana e média da distribuição do produto por trabalhador das economias em relação ao produto por trabalhador de toda a amostra, são então empregadas para este fim.

Dentro deste grupo, o critério mais utilizado é o teste de convergência- σ , que avalia a evolução do desvio-padrão do logaritmo do produto por trabalhador ao longo do tempo. Precisamente, para um dado intervalo de tempo $t+T$, as economias estariam seguindo uma trajetória de convergência se:

$$\sigma_{t+T} < \sigma_t \quad (3.1.1)$$

onde σ corresponde ao desvio-padrão do logaritmo do produto por trabalhador, ou per capita, para amostra de economias. O critério é igualmente aplicado quando se utilizam outras medidas de dispersão ou desigualdade, como o coeficiente de variação, por exemplo. A preferência pela utilização específica do desvio-padrão do logaritmo do produto por trabalhador justifica-se pela relação com as equações de regressão obtidas dos modelos de crescimento econômico.

Note-se que, não obstante a simplicidade, como apontou Friedman (1992), tal critério fornece, ao menos para determinado intervalo de tempo, um indicador

inequívoco de convergência. Isto é, o critério é condição necessária e suficiente para aferir, ao menos no intervalo de tempo considerado, se o conjunto de economias considerado tem valores mais próximos do (logaritmo) produto por trabalhador. Observe-se, porém, que tais medidas pouco informam sobre as dinâmicas intradistribuição, isto é, sobre a mobilidade dos produtos das economias dentro da amostra considerada². É, na verdade, a esta fraqueza que se dirige grande parte das críticas de Quah (1992) à utilização deste critério para aferir a convergência, como se discute adiante.

3.1.2 A Dimensão *Catch-up* da Convergência

O segundo grupo de testes tradicionais de convergência procura oferecer evidências sobre os movimentos de aproximação dos produtos por trabalhador das economias ou regiões através de desempenhos comparativos. Isto é, avaliando o crescimento deste agregado em relação a seus níveis iniciais ou dada situação anterior tomada como referência, o que permite aferir, ao menos em média, possíveis tendências de alcance ou ultrapassagem de economias mais ricas pelas mais pobres.

A forma mais utilizada de operacionalização deste tipo de evidência é através das regressões *cross-sections* das taxas de crescimento dos produtos por trabalhador das economias sobre seus valores iniciais destes produtos. A obtenção de uma relação negativa entre estas taxas e este valor inicial do produto por trabalhador indica, em média³, que as economias mais pobres estariam crescendo mais rapidamente que as

² Isto é, há uma grande riqueza de movimentos ou comportamentos dos produtos por trabalhador das economias perfeitamente consistentes com a indicação de convergência sob este critério. É possível, por exemplo, que a estagnação das economias mais pobres e o crescimento negativo das economias mais ricas esteja levando à convergência, de acordo com este critério.

³ O efetivo significado deste termo aqui é explorado mais adiante.

economias mais ricas (elevados valores dos produtos por trabalhador ou per capita).

Formalmente:

$$g_{i,t,t+T} = a + b \log(y_{i,t}) + \varepsilon_{it} \quad (3.1.2)$$

onde $g_{i,t,t+T} \equiv \log(y_{i,t+T} / y_{i,t}) / T$ é a taxa anual média de crescimento do produto per capita da economia i entre t e $t+T$, $\log(y_{i,t})$ é o logaritmo do produto per capita da economia i em t e a e b os coeficientes a serem estimados.

Alternativamente, como defendem Baumol, Nelson e Wolff (1994) e ainda dentro desta noção de convergência como *catch-up*, é possível aferir o comportamento dos produtos por trabalhador das economias de uma dada amostra em relação àquele da economia líder (valor mais elevado deste produto) através de um índice de produto por trabalhador de cada economia estudada, relativo a este produto da economia líder, calculado para diversos pontos no tempo.

A utilização das regressões de crescimento é porém largamente majoritária. Tal tipo de regressão aparece de forma pioneira no contexto de convergência entre produtos por trabalhador de diferentes economias nos trabalhos de Baumol (1986) e Abramovitz (1986). Foram, no entanto, os trabalhos de Barro (1991, 1992) e Barro e Sala-I-Martin (1991, 1995) que popularizaram este tipo de procedimento como teste de convergência dos produtos por trabalhador entre diferentes economias. A virtude advém sobretudo da derivação de tal regressão diretamente do Modelo Neoclássico de Crescimento. Relembre-se, do capítulo anterior, a versão da equação acima, diretamente derivada do Modelo Neoclássico de Crescimento era dada por:

$$g_{i,t,t+T} = \alpha - \beta \log(y_{i,t}) + \varepsilon_{it} \quad (3.1.2)'$$

De fato, a denominação de teste de convergência- β , devida a Sala-I-Martin (1990), passou a ser referência para todas as regressões representadas de forma geral

pela equação (3.1.2). Como visto no capítulo anterior, duas variantes do conceito de convergência- β inicialmente e diretamente derivadas do Modelo Neoclássico de Crescimento são apresentadas.

Diz-se que há *convergência- β absoluta* ou simplesmente convergência absoluta, como equivocadamente tal noção passou a ser conhecida⁴, entre determinado conjunto de economias, se as economias mais pobres (com menor valor do produto por trabalhador ou per capita) tendem a crescer em termos deste produto mais rapidamente que as economias mais ricas (com mais elevado valor do produto por trabalhador ou per capita)⁵. Da estimação da equação (3.1.2)', um valor de $\beta > 0$ indicaria a evidência de *convergência- β absoluta*. Note-se que tal noção de convergência pressupõe a existência de dinâmica de transição e ao menos a possibilidade de uma trajetória comum a ser seguida pelas economias. Do contrário, a convergência não seria observada.

Uma reespecificação da equação (2.1.1) permite introduzir o conceito de *convergência- β condicional*. Tal conceito considera que a relação negativa entre os estados iniciais das economias e suas taxas de crescimento deve ser individualizada. Isto é, devido a características individuais que definiriam *steady states* diferentes, as economias teriam transições e dinâmicas próprias. Assim, haveria *convergência- β condicional* quando as características que definem e caracterizam dinâmicas específicas fossem incluídas na equação e o valor estimado β fosse positivo. A equação a ser estimada passa a ser representada então por:

$$g_{i,t+T} = \alpha - \beta \log(y_{i,t}) + X_{i,t} \theta + \varepsilon_{it} \quad (2.1.3)$$

⁴ Faz-se desde já aqui uma diferenciação, que ficará clara adiante quando da discussão do significado do teste, entre a *convergência- β absoluta* e convergência ou convergência absoluta, dois conceitos que serão usados ao longo do capítulo. Tal discussão tornará evidente a insuficiência do teste para verificação da convergência das economias para um único equilíbrio, característica da convergência absoluta.

⁵ Para uma apresentação e discussão dos dois conceitos veja-se, por exemplo, Barro e Sala-I-Martin (1995) e Sala-I-Martin (1996a, 1996b).

onde $X_{i,t}$ representaria um vetor de variáveis que mantém inalteradas as condições de longo prazo e θ seu vetor de coeficientes associados. A nova formulação traduz a noção de que as economias crescem tanto mais rápido quanto mais distantes estiverem de seus respectivos equilíbrios de longo prazo, o que não implica necessariamente economias mais pobres crescendo mais rapidamente que as economias mais ricas. Note-se, além disto, que o conceito não é inconsistente com a idéia de que as economias, ao contrário de estarem convergindo, estejam divergindo.

Os critérios e testes de convergência- σ e de convergência- β resumem de forma precisa as duas noções de convergência (homogeneização e *catch-up*) apresentadas acima, além de serem os mais utilizados na literatura empírica de convergência e crescimento. O que justifica a análise crítica destas duas noções de convergência levada a efeito a seguir, centrada especificamente nestes dois testes.

3.1.3 Significados e Críticas aos Testes

Apesar da associação do teste de *convergência- β* com o Modelo de Crescimento Neoclássico em geral encontrada nos trabalhos empíricos, esta é imprecisa em duplo sentido: primeiro, não consegue ser uma contrapartida empírica exata da dinâmica descrita por este modelo; além disso, não serve com o critério de avaliação empírica entre tal modelo e todas as classes de modelos endógenos. As razões para tal e o preciso significado e limitações dos dois testes são consideradas abaixo. O tópico seguinte discute os principais problemas econométricos envolvidos .

Que não é possível uma avaliação empírica comparativa entre o Modelo Neoclássico de Crescimento e ao menos parte dos Modelos de Crescimento Endógeno

através do teste de *convergência- β* , pode ser percebido diretamente pelas equações (2.2.18), para o Modelo Neoclássico, e (2.3.31), para o modelo de crescimento endógeno, do primeiro capítulo. Ambas são reproduzidas abaixo:

$$\log(\hat{y}_i) \cong (1 - e^{-\beta}) \log(\hat{y}_i^*) + \log(\hat{y}_i(0)) e^{-\beta} \quad (2.2.18)$$

ou

$$\gamma_i \cong g - \beta \cdot \log(y_i(0)) + \beta \log(\hat{y}_i^*) + \beta g t \quad (2.2.18)''$$

onde γ_i é a taxa de crescimento do produto per capita, g é a taxa de progresso técnico e $\beta > 0$ é a velocidade de convergência. Note-se que para uma amostra *cross section* de economias i , g e $\beta g t$ são constantes. Para o modelo endógeno:

$$\dot{y}_s / y_s \cong g_N - \mu \left[\log \left(\frac{y_s / y_I}{(y_s / y_I)^*} \right) \right] \quad (2.3.31)$$

ou

$$\gamma_i \cong g_N - \mu \log(y_i) + \mu \log(y_i) + \mu \log(y_i / y_I)^* \quad (2.3.31)'$$

onde $s = i$. Para uma amostra *cross section* de economias seguidoras, g_N e $\mu \log(y_i)$ são constantes para um dado período de tempo. Como reconheceram os próprios Barro e Sala-I-Martin (1995), seja para equilíbrios de longo prazo comuns para as economias nos dois modelos, isto é, para mesmos valores de $\log(\hat{y}_i^*)$ e $\log(y_i / y_I)^*$, seja para diferentes *steady states*, onde *proxies* para variações de $\log(\hat{y}_i^*)$ e $\log(y_i / y_I)^*$ são as mesmas entre as economias, as regressões *cross section* das equações (2.2.19)' e (2.3.32)' fornecem estimativas coincidentes e não é possível distinguir entre os modelos. De fato, a distinção entre os modelos só poderia ser feita caso fossem utilizados dados de painel, já que conteriam variações de $\log(y_i)$ presentes na segunda equação, mas não na primeira. Mesmo neste caso, haveria a dificuldade de se

diferenciar o efeito deste termo, que reflete o nível tecnológico na economia líder, do termo βgt da primeira equação.

Parece, então, que qualquer tentativa de discriminar entre os modelos acima deve abandonar o terreno destes testes de convergência, concentrando-se nos demais aspectos distintivos dos modelos, como por exemplo, nos determinantes do progresso técnico na economia líder e em seus poderes preditivos⁶.

É importante ressaltar então que a obtenção de evidência em favor da *convergência- β* pode ser associada a dois fenômenos econômicos diferentes. Como já foi discutido no capítulo inicial através do “efeito-produtividade”, e agora tornado mais evidente, a convergência entre os produtos por trabalhador de diferentes economias pode decorrer tanto devido a uma acumulação mais rápida de capital (argumento neoclássico), como devido a uma taxa de progresso técnico mais elevada⁷. Há, além disso, o fator mudança estrutural da economia, que também pode operar no sentido da convergência se as economias mais pobres sofrerem mudanças estruturais mais rápidas em favor de maior participação de setores de produtividade mais elevada.

Que o teste em sua grande maioria das vezes tenha sido interpretado nos termos neoclássicos mostra o prestígio da teoria, principalmente se é reconhecido o fato de que as primeiras aplicações recentes dos testes para amostra de países, feitas por Abramovitz (1986) e Baumol (1986), não tiveram inspiração nos modelos tradicionais de crescimento e sim na idéia de *gap* e possíveis saltos tecnológicos. Idéia esta que corresponde à possibilidade de convergência representada pela dinâmica do modelo endógeno e formalizada pelo segundo conjunto de equações acima mostrado.

⁶ Uma defesa nestes termos do Modelo Neoclássico de Crescimento é feita por Mankiw (1995). Mankiw (1995) mostra que tal modelo, quando considerada uma maior participação do capital através da contribuição do capital humano, consegue explicar os diferenciais mundiais de renda observados, permite compatibilizar o modelo com as velocidades de convergência relatadas nos trabalhos empíricos e explica os diferenciais de retorno do capital observados entre os países.

Os resultados empíricos feitos sob inspiração neoclássica tendem a ser desfavoráveis à *convergência- β absoluta* e favorecer a *convergência- β condicional*, quando os grupos de economias têm características marcadamente distintas, relacionadas a diferentes *steady states*. Para grupos de países em estágios de desenvolvimento semelhantes e regiões de um mesmo país, os resultados indicam a presença de *convergência- β absoluta*. Uma aparente regularidade no valor da taxa de convergência em torno de 2% nestes trabalhos é sempre citada como uma evidência adicional favorável ao modelo⁸.

De maneira informal, não é difícil perceber que a *convergência- σ* na medida em que exige economias com produtos per capita mais próximos, exige que haja convergência no sentido β . A ocorrência desta última, porém, não é suficiente para uma diminuição da dispersão destes produtos. Barro e Sala-I-Martin (1995) e Sala-I-Martin (1996b) tornaram este ponto mais formal. Da equação (3.1.1) é possível a seguinte reformulação:

$$\log(y_{i,t}) = \alpha + (1 - \beta)\log(y_{i,t-1}) + \varepsilon_{it} \quad (3.1.4)$$

onde ε_{it} é assumido com média zero e variância σ_u^2 , constante e igual para todas as economias. Tome-se a variância amostral para os logaritmos dos produtos per capita como:

$$\sigma_t^2 = (1/N) \sum_{i=1}^N [\log(y_{it}) - \mu_t]^2 \quad (3.1.5)$$

⁷ A introdução da versão de modelo de crescimento endógeno no primeiro capítulo serve simultaneamente para ilustrar dois pontos importantes. Nem a propriedade de convergência é monopólio dos modelos de crescimento exógeno, nem os diferenciais de acumulação de capital são o único motor desta convergência.

⁸ É ocioso citar aqui a imensa quantidade de trabalhos empíricos sob inspiração neoclássica. Barro e Sala-I-Martin (1991, 1992, 1995) e Mankiw, Romer e Weil (1992) podem ser taxados de trabalhos clássicos nesta literatura. Os primeiros foram os pioneiros nos trabalhos sob a ótica neoclássica; o artigo dos últimos, onde se tenta compatibilizar o valor da velocidade de convergência comumente obtido com a participação do capital através da adição do capital humano, é provavelmente o artigo mais representativo desta linha de pesquisa. Sob a perspectiva dos diferenciais de progresso técnico, além dos já citados e pioneiros trabalhos de Abramovitz (1986) e Baumol (1986), De Long (1988), Dollar e Wolf (1988), Bernard e Jones (1996) representam contribuições importantes.

onde N é o número de economias da amostra e μ_t a média amostral dos $\log(y_{it})$. Com N elevado e substituindo (3.1.4) em (3.1.5), é possível aproximar a evolução da variância populacional pela seguinte equação diferencial (estável se $-1 < \beta < 0$):

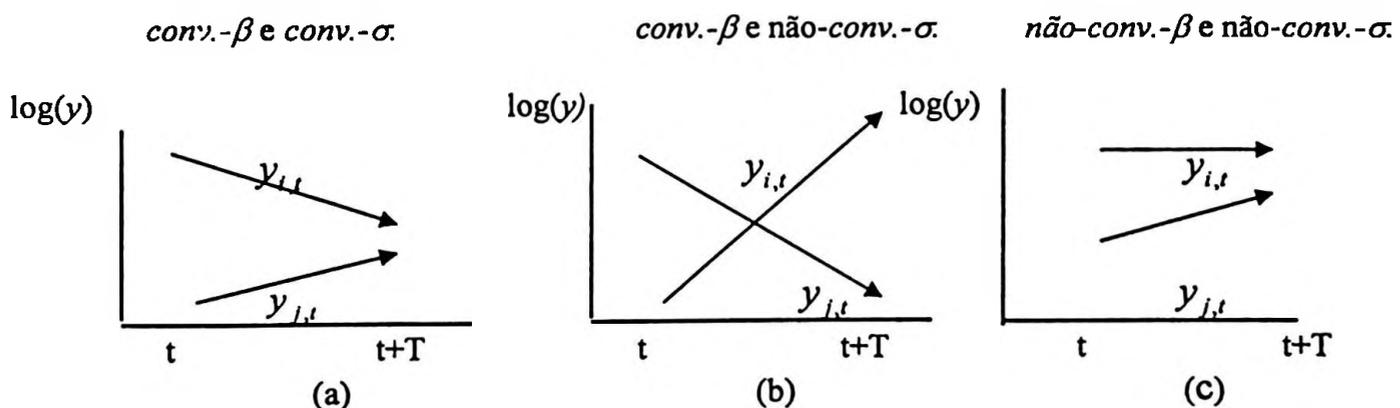
$$\sigma_t^2 \cong (1 + \beta)^2 \cdot \sigma_t^2 + \sigma_\mu^2 \quad (3.1.6)$$

Note-se então que $\beta > 0$ é condição necessária para σ_t^2 diminuir ao longo do tempo, e assim para *convergência- σ* . Que não é condição suficiente, percebe-se resolvendo a equação acima para obter:

$$\sigma_t^2 = (\sigma_t^2)^* + (1 - \beta)^{2t} \cdot [\sigma_0^2 - (\sigma_t^2)^*] \quad (3.1.6)'$$

onde $(\sigma_t^2)^* = \sigma_u^2 / [1 - (1 - \beta)^2]$ é o valor da variância de *steady state*, e σ_0^2 seu valor inicial. σ_t^2 aproxima-se monotonicamente de $(\sigma_t^2)^*$ se há *convergência- β* ($\beta > 0$), mas mesmo assim pode elevar-se (se $\sigma_0^2 < (\sigma_t^2)^*$) ou diminuir (se $\sigma_0^2 > (\sigma_t^2)^*$). Em suma, a *convergência- β* é condição necessária mas não suficiente para a *convergência- σ* .

As figuras abaixo ilustram possibilidades de convergência/divergência segundo os dois critérios:



Deve estar claro, então, que o que a *convergência- β* fornece de fato é uma evidência de mobilidade no sentido da convergência entre os produtos per capita das

economias, como tal uma condição necessária, mas insuficiente para aferir a convergência entre economias para um equilíbrio comum de longo prazo. Além disso, esta medida de mobilidade é representativa de um comportamento médio das economias da amostra considerada e não pode ser individualizada.

Esta última limitação, própria da estimação *cross section* envolvida no teste, foi realçada por Bernard e Durlauf (1996a) e pode ser percebida a partir da equação (2.2.19) acima, tomada para um intervalo de tempo T e na sua versão padrão estimável :

$$\gamma_{i,T} = \alpha + \beta \cdot \log(y_{i,0}) + \varepsilon_{i,T} \quad (2.2.19)''$$

onde $\gamma_{i,T} = T^{-1}(\log y_{i,T} - \log y_{i,0})$. Nesta representação, a convergência exige $\beta < 0$. O primeiro fato interessante a notar é que, sob a perspectiva de comparação de pares de economias, i e j , o teste de *convergência- β* de fato examina se a taxa média de crescimento do produto per capita da economia mais pobre em dado período excede a taxa média da economia mais rica. Isto pode ser mostrado observando que

$$\gamma_{i,T} = T^{-1} \sum_{t=1}^T \Delta(\log y_{i,t}),$$

onde $\Delta(\log y_{i,t}) = \log(y_{i,t}) - \log(y_{i,t-1})$. Assim, da equação (2.2.19)'', é possível fazer:

$$T^{-1} \sum_{t=1}^T \Delta(\log y_{i,t}) - T^{-1} \sum_{t=1}^T \Delta(\log y_{j,t}) = \beta(\log y_{i,0} - \log y_{j,0}) + \varepsilon_{i,T} - \varepsilon_{j,T}. \quad (3.1.7)$$

Com a economia j mais pobre, a necessidade de $\beta < 0$ requer a subtração do lado direito menor que zero, ou seja, um crescimento mais elevado desta economia mais pobre.

Para um conjunto de economias, uma restrição equivalente pode ser obtida a partir dos valores médios $\mu_{i,0} = N^{-1} \sum_{i=1}^N \log(y_{i,0})$ e $\bar{g}_{i,T} = N^{-1} \sum_{i=1}^N g_{i,T}$ e a partir do estimador OLS $\hat{\beta}$ escrito como:

$$\hat{\beta} = \sum_{i=1}^N \phi_i \psi_i,$$

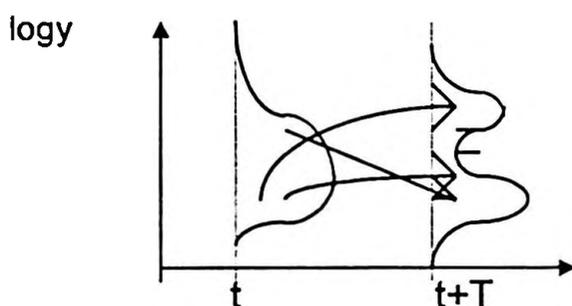
$$\text{onde } \phi_i = \frac{(\log(y_{i,0}) - \mu_{i,0})^2}{\sum_{i=1}^N (\log(y_{i,0}) - \mu_{i,0})^2} \quad \text{e} \quad \psi_i = \frac{(g_{i,T}) - (\bar{g}_{i,T})}{(\log(y_{i,0}) - \mu_{i,0})}.$$

Assim, $\hat{\beta}$ é dado por uma média ponderada da razão entre a diferença das taxas de crescimento das economias em relação à taxa amostral média e a diferença entre os níveis iniciais do produto per capita em relação ao nível médio inicial deste produto. Desde que $\phi > 0$, o teste de *convergência- β* requer então que uma média ponderada de economias com produto inicial acima da média cresça a uma taxa inferior à taxa média de crescimento amostral. Note-se que isso exige apenas que a distância entre os produtos per capita de alguns pares de economias diminua. Além disto, também não consegue identificar que grupos de países estariam no movimento de convergência. Como colocam Bernard e Durlauf (1996a), o Modelo Neoclássico prevê, para países com mesmas características, uma noção de convergência muito mais forte que aquela captada pela *convergência- β* ; esta seria, além disso, insuficiente para situações em que apenas parte da amostra apresenta movimento de convergência.

De fato, Friedman (1992) e Quah (1993) foram os primeiros a apontar a insuficiência deste tipo de evidência para decisão quanto à convergência das economias para um único equilíbrio de longo prazo. O critério estaria sujeito à Falácia de Galton⁹, ao pretender obter evidências sobre um fenômeno eminentemente dinâmico através de uma relação estática com a utilização de apenas dois conjuntos de dados no tempo. Friedman (1992) propõe então a utilização do critério de *convergência- σ* . Quah (1992), mostra que um valor negativo do coeficiente da regressão *cross section* acima é

compatível com diferentes dinâmicas da distribuição do produto per capita, defendendo a inutilidade deste teste para o estudo da convergência. O critério de *convergência- σ* , na sua visão, tampouco seria muito útil, dado que deixaria de revelar importantes dinâmicas intradistribuição.

Numa série de artigos, Quah (1992, 1993, 1996a, 1996b) defende a inutilidade destes testes para apreender tanto os movimentos da distribuição dos produtos per capita como os movimentos intradistribuição. Seu argumento central pode ser ilustrado através da figura abaixo, para uma distribuição em dois momentos do tempo:



Sob os critérios de *convergência- β* e *convergência- σ* as economias poderiam estar convergindo, mas parece evidente a insuficiência dos mesmos para descrever tanto a dinâmica da própria distribuição, com a formação de modas ou clubes de países que convergiriam para pontos distintos, como a riqueza de possibilidades da dinâmica intradistribuição. Em seus artigos, Quah propõe a utilização de matrizes de transição markovianas e a utilização de kernel estocástico como forma de apreender estas dinâmicas.

Deve ficar clara porém a importância dos dois tipos de convergência. O critério de *convergência- σ* , apesar de não apreender os movimentos intradistribuição, retrata uma condição necessária e suficiente para a convergência entre todas as economias para

⁹ Galton, examinando alturas de pais e filhos, obteve através de regressão o resultado de que os filhos de pais altos tenderiam a ser mais baixos que seus pais e teve dificuldades de conciliar este fato com a tendência observada de elevação da dispersão das alturas das pessoas ao longo do tempo. Ver a respeito Friedman (1992)

um único ponto. O critério de *convergência- β* , condição necessária para a *convergência- σ* , fornece informação sobre a mobilidade média das economias em direção à convergência. Taxá-lo de inútil, como quer Quah, seria considerar em tal categoria todas as condições necessárias. Ou, através de um exemplo extremo, seria considerar, para o caso brasileiro, desprezível o fato de o estado do Piauí alcançar ou ultrapassar o estado de São Paulo, a despeito da distribuição do produto per capita permanecer inalterada. O critério de *convergência- β* tem assim uma importância por si mesmo.

3.1.4 Problemas Econométricos

Parte significativa das críticas ao teste de *convergência- β* dirige-se aos problemas econométricos envolvidos na estimação consistente e não-viesada do coeficiente do produto per capita inicial. Temple (1998) faz um bom apanhado destes problemas e suas conseqüências. Pretende-se, aqui, então apenas discutir dois grupos de problemas principais intrínsecos às regressões das equações de crescimento¹⁰, cujas soluções implicam um afastamento da utilização dos dados apenas na dimensão *cross sections*. São estes os problemas de heterogeneidade dos parâmetros e de variável omitida, por um lado, e da endogeneidade dos regressores, por outro.

É importante antes de tudo especificar a formulação típica das regressões *cross section* utilizadas nos trabalhos empíricos de crescimento. Como a maioria dos trabalhos tem inspiração no Modelo Neoclássico, e como a versão de Solow gera resultados qualitativamente iguais em termos de dinâmica de convergência do produto por trabalhador, as críticas sempre se dirigem à especificação da regressão derivada

desta versão. Note-se que muitas das observações e dificuldades na estimação comentadas a seguir aplicam-se imediatamente à equação (2.3.31)', que descreve a dinâmica transitória para o modelo endógeno. A referência é entretanto o modelo neoclássico na sua versão de taxa de poupança constante.

A partir de uma função Cobb-Douglas para o produto de cada economia (Y), trajetórias para o fator trabalho (L) e tecnologia (A) e trajetórias de acumulação do capital físico (K) e humano (H), dadas respectivamente por:

$$Y_t = K_t^\alpha H_t^\beta (A_t L_t)^{1-\alpha-\beta}, \quad L_t = L_0 e^{nt}, \quad A_t = A_0 e^{gt},$$

$$\left(\frac{dK_t}{dt} \right) = s_k Y_t - \delta K_t \quad \text{e} \quad \left(\frac{dH_t}{dt} \right) = s_h Y_t - \delta H_t,$$

onde $\alpha + \beta < 1$, s_k e s_h as respectivas taxas de investimento, n e g respectivamente as taxas de crescimento do fator trabalho e da tecnologia, é possível obter uma equação descrevendo a dinâmica transitória do produto por trabalhador em torno do *steady state* correspondente à equação(2.2.19)'. Esta é dada por¹¹:

$$\log y_{t_2} - \log y_{t_1} = (1 - e^{-\lambda\tau}) \frac{\alpha}{1-\alpha} \left[\log s_k - \log(n+g+\delta) \right] (1 - e^{-\lambda\tau}) \frac{\beta}{1-\alpha} \log h^* \quad (3.1.8)$$

$$- (1 - e^{-\lambda\tau}) \log y_{t_1} + (1 - e^{-\lambda\tau}) \log A_{t_1} + g(t_2 - e^{-\lambda\tau} t_1)$$

onde $\tau = t_2 - t_1$ é o intervalo de tempo, $\lambda = (1 - \alpha - \beta)(n + g + \delta)$, a velocidade de convergência, e $h^* = (s_k^\alpha s_h^{1-\alpha} / (n + g + \delta))^{1/(1-\alpha-\beta)}$, o valor de *steady state* do capital humano por trabalho efetivo. Tal equação é em geral estimada na forma:

$$\log y_{i,t_2} - \log y_{i,t_1} = a + \rho \log y_{i,t_1} + X_{i,t_1} \theta + \varepsilon_{i,t_2} \quad (3.1.9)$$

¹⁰ Heterogeneidade de parâmetros, endogeneidade de regressores, erros de medidas, problemas de variáveis omitidas e *outliers* são alguns dos problemas apontados por Temple (1998). A preferência é dada acima para aqueles diretamente envolvidos com questões teóricas diretamente relacionadas com a formulação da equação de regressão.

¹¹ A derivação segue os mesmos passos daqueles do primeiro capítulo, quando foi obtida a equação (1.2.19)'. Para referências sobre a demonstração, veja-se, Mankiw, Romer e Weil (1992) e Islam (1995), por exemplo.

onde a é uma constante, $\rho = -(1 - e^{-\lambda r})$ é o coeficiente de convergência a ser estimado, $X_{i,t}$ é um vetor linha de determinantes do crescimento¹² (nulo se o teste é da *convergência- β absoluta*), θ seu vetor de coeficientes associados e $\varepsilon_{i,t}$ um termo de erro. As principais críticas econométricas voltam-se para o questionamento da capacidade de estimação não-viesada e consistente do coeficiente de convergência.

Heterogeneidade e variável omitida

Existe, como percebido por Islam (1998), uma tensão entre a dimensão individual de cada economia (*within*), para a qual o modelo foi inicialmente pensado por Solow (1956), e a dimensão *cross section*, relacionada com a perspectiva de convergência e na qual o teste é efetivado, que coloca diretamente a questão do nível de heterogeneidade a ser considerado nas estimações. De outra forma, a questão é em que medida os parâmetros da regressão devem ser considerados comuns a todas as economias para se obter estimativas consistentes do coeficiente de convergência e conservar de alguma forma tal noção.

Note-se que evidências de que a heterogeneidade poderia ter papel importante já haviam sido fornecidas pelo trabalho pioneiro de Baumol (1986), ao constatar a possível existência de “clubes de convergência”, para o fato de países semelhantes apresentarem mais rápidas velocidades de convergência. Durlauf e Johnson (1991) também mostraram, através de um processo endógeno de seleção de economias similares (*tree regression method*), que a convergência era muito mais rápida para tais grupos.

¹² Levine e Renelt (1992) fornecem provavelmente o melhor estudo sobre a robustez, entendida aqui como significância da variável e acordo com sinal teoricamente predito pela teoria sob diversos cenários, das diferentes variáveis utilizadas como regressores.

Não é ocioso salientar que a própria extensão da *convergência- β* para *convergência- β condicional*, que traz em si uma alteração fundamental da noção de convergência, foi uma primeira iniciativa neste sentido, como lembram Lee, Pesaran e Smith (1998). O problema, e isto é fundamental, é que tal reconhecimento de heterogeneidade em variáveis de níveis, trazido pelo novo conceito, é incompleto, como notou Islam (1995), na medida em que só consegue incluir na reespecificação da equação variáveis capazes de serem adequadamente mensuradas e contabilizadas na regressão.

Este, claramente, não é o caso dos condicionamentos iniciais para produção, representadas pelo termo A na equação(3.1.8), que não se faz presente entre variáveis do vetor X . Tal termo em verdade é interpretado como representando não apenas as condições tecnológicas iniciais, mas todo o conjunto de fatores que condicionam a capacidade produtiva da economia, o que inclui instituições, clima, dotações de recursos, grau de abertura ao comércio externo, etc¹³. Tal termo deve muito naturalmente ser diferenciado para cada economia, caracterizando-se como um efeito específico fixo, e assim, já que não incluído no vetor X , omitido da regressão. Tal situação, necessariamente, impede, contudo, a obtenção de estimadores consistentes do coeficiente de convergência ρ da equação(3.1.9) e, por decorrência, da velocidade de convergência a ele associado.

Como mostraram Caselli, Esquivel e Lefort (1997), isso decorre da correlação deste termo omitido com o nível inicial do produto e pode ser mostrado rapidamente a partir da equação (3.1.9), com termos rearranjados e consideração do termo específico fixo (η_i):

¹³ Esta é a perspectiva presente no insuspeito trabalho de Mankiw, Romer e Weil (1992), onde são oferecidas evidências a favor do Modelo Neoclássico. Knight, Loayza e Villanueva (1993), por exemplo, obtêm a equação (2.1.8) acima considerando explicitamente o grau de abertura externo e o investimento público como parte do termo

$$\log y_{i,t2} = \alpha + \rho' \log y_{i,t1} + X_{i,t1} \theta + \eta_i + \varepsilon_{i,t2} \quad (3.1.10)$$

onde $\rho' = 1 + \rho$. É possível então perceber que:

$$E[\eta_i y_{i,t1}] = E[\eta_i (a + \rho' \log y_{i,t0} + X_{i,t0} \theta + \eta_i + \varepsilon_{i,t1})] \neq 0,$$

ao menos porque $E[\eta_i^2] \neq 0$. O que tornaria o estimador do coeficiente de convergência nas regressões *cross section* viesado e inconsistente. O valor de $E[\eta_i (\log y_{i,t0})]$ é provavelmente positivo, já que η_i pode ser considerado uma *proxy* do valor do produto de longo prazo. Assim, o estimador OLS para *cross section* de ρ' é viesado para cima (ρ , para baixo), o que significa que a velocidade de convergência é viesada para baixo ($\rho' = e^{-\lambda r}$).

O que se passa é que economias com efeito-fixo elevado tendem a também ter níveis mais elevados de produto de *steady state*. Assim, economias mais ricas não necessariamente crescem a taxas menores. E se não são controladas inteiramente as diferenças de *steady states*, a correlação negativa entre nível inicial do produto por trabalhador e taxa de crescimento deste é menos forte, o que tende a ser atribuído a uma velocidade de convergência (viesada) mais baixa.

Knight, Loayza e Villanueva (1993), Loayza (1994), Islam (1995) e Caselli, Esquivel e Lefort (1997), com base no argumento acima, propõem a utilização conjunta da dimensão temporal dos dados como forma de lidar com este problema do efeito fixo¹⁴. Ou seja, propõem a estimação da regressão com base em dados de painel e a utilização de seus estimadores. A idéia é que a utilização da dimensão temporal permite,

A. Precisamente, estes autores tomam $A_{t2} = A_{t1} e^{g r} F^{\theta} P^{\rho}$, onde F é uma medida do grau de abertura e P uma medida do nível de investimento fixo público (os expoentes são suas elasticidades).

¹⁴ Haveria ainda mais duas vantagens trazidas pela utilização de dados de painel, que seriam a possibilidade de maior número de informações sobre cada economia, aumentando a eficiência das estimativas, e a possibilidade da utilização de *lags* das variáveis como instrumentos, opção (discutida a seguir) que parece importante dado o grau de endogeneidade dos regressores nas regressões de crescimento.

através, por exemplo, de algum tipo de diferenças¹⁵, eliminar a presença não mensurada deste efeito. Os dois primeiros trabalhos acima utilizam o Estimador de Distância Mínima (MD). Já Islam (1995) utiliza também o estimador OLS com variáveis *dummies* (LSDV) para os efeitos-fixos. Caselli, Esquivel e Lefort (1997) propõem a utilização do estimador GMM. Em todas estas situações, o valor da velocidade de convergência obtido é consideravelmente maior¹⁶, confirmando a direção do viés acima referido.

Lee, Pesaram e Smith (1997,1998), porém, propõem uma distensão ainda maior do grau de heterogeneidade dos parâmetros permitida nos trabalhos acima. Além da heterogeneidade nos níveis, caso do efeito-fixo acima, argumentam pela heterogeneidade das taxas de progresso técnico (g) e de convergência (λ) para o equilíbrio de *steady state*. A idéia dos autores é que o progresso técnico provavelmente ocorreria a taxas distintas entre os países e que a velocidade de convergência, ao depender da taxa de crescimento populacional e do progresso técnico, deveria também diferir entre os países. Desta maneira, a equação (2.1.10) tomaria agora a forma:

$$\log y_{i,t2} = \rho' \log y_{i,t1} + X_{i,t1} \theta + \eta_i + g_i t + \mu_t + \varepsilon_{i,t2} \quad (3.1.11)$$

onde $i = 1, 2, \dots, N$ e $t = 1, 2, \dots, T$ e $X_{i,t1}$ incluiria $\log(n_{it} + g_i + \delta)$, onde n_{it} e g_i agora diferem entre as economias i , e μ_t captura qualquer efeito específico de tempo, o que caracterizaria um painel heterogêneo dinâmico.

Sob este grau de heterogeneidade, Lee, Pesaram e Smith (1997) mostram em verdade que os estimadores do coeficiente de convergência utilizados para os dados de painel são inconsistentes. A estimação da equação acima, tomando $g_i = g$, igual para todas as economias, seria equivalente a considerar o efeito específico temporal μ_t adicionado do valor gt , e redefinir o termo de erro como $\varepsilon_{i,t2} + (g_i - g)t$. Neste caso,

¹⁵ Por exemplo, desvios em relação à média são empregados no *estimador de efeito-fixo (within)*; no *estimador GMM (general methods of moments)*, por outro lado, primeiras diferenças são em geral empregadas.

esta última parcela do erro seria serialmente correlacionada, o que tornaria o estimador de efeito-fixo inconsistente na presença do valor defasado da variável dependente.

Estes autores, a partir de um Modelo de Solow estocástico, onde choques nas trajetórias da tecnologia e no fator trabalho são explicitamente permitidos, utilizam então estimações individuais para as economias a partir das séries de tempo e estudam o comportamento a partir das estimativas das médias de diferentes grupos de países. Suas evidências indicam que as hipóteses de mesmas taxa de progresso técnico e velocidade de convergência para diferentes grupos são rejeitadas.

Há, porém, várias questões e problemas relacionadas com esta nova extensão da heterogeneidade dos parâmetros. A primeira e imediata questão é que a noção de convergência para comparações entre desempenhos de economias, já enfraquecida com a hipótese de heterogeneidade em nível, perde aqui qualquer sentido, já que as economias não só convergiriam para *steady states* diferentes, como não apresentariam as mesmas taxas de progresso técnico neste equilíbrio, isto é, também não haveria convergência em taxas.

Dois pontos levantados por Islam (1998) a este respeito parecem fundamentais. O primeiro é a falta de consenso a respeito da homogeneidade ou não da taxa de crescimento de longo prazo das economias. O recente debate entre Mankiw (1995) e Romer (1995) é um bom retrato desta controvérsia. Em segundo lugar, são inquestionáveis as dificuldades envolvidas com os testes da hipótese de que as taxas de crescimento de *steady state* são iguais entre economias. Os dados mostram taxas efetivas e, na medida em que parte das economias estão fora de seus *steady states*, as comparações são feitas em relação a um conjunto formado por taxas transitórias e de *steady states*. A heterogeneidade observada nas taxas não indicaria assim diferentes valores de longo prazo.

¹⁶ Do valor regularmente obtido em torno de 2%, as estimativas passam a oscilar entre 4 e 10%.

Como será discutido na próxima seção, há, além disso, uma inconsistência na utilização de modelos de séries de tempo e testes de raiz unitária para obter informações sobre dados que refletem situações de dinâmicas transitórias, já que os momentos amostrais não correspondem àqueles das distribuições limites populacionais dos dados.

Existe, em adição, uma questão fundamental que é a possibilidade de se utilizar a dimensão *cross section* para avaliar regularidades do modelo teórico em que se acredita. Para usar o exemplo de Islam (1998), tome-se o valor da velocidade de convergência $\lambda = (1 - \alpha - \beta)(n + g + \delta)$. É evidente que, com estimativas de valores específicos para cada um destes parâmetros para as economias, o valor desta velocidade deve diferir entre as economias, ao contrário das estimações com *cross section* de economias. Mas, neste caso, é difícil justificar uma preferência pela utilização de séries de tempo individuais, sujeitas à presença de dinâmicas transitórias e efeitos cíclicos, frente, por exemplo, às estimativas obtidas através do *growth account*, ou seja, a partir da contribuição dos fatores e de suas participações.

Dada a tensão inerente entre a noção de convergência e o grau de flexibilidade na heterogeneidade dos parâmetros considerados, e se o interesse é obter evidências sobre a convergência entre economias com base em um modelo teórico, parece então que a homogeneidade da taxa de crescimento de longo prazo é uma generalização útil e empiricamente não longe da realidade, sobretudo quando se trata de economias de um único país ou continente.

Endogeneidade dos Regressores

Um outro problema importante, típico das regressões de crescimento, é a possibilidade de ao menos parte dos regressores presentes no vetor de variáveis

X serem conjuntamente determinados com a taxa de crescimento, isto é, serem endógenos, o que poderia viesar e tornar inconsistentes os estimadores das regressões, já que os regressores seriam correlacionados com o termo de erro.

Isso parece ser extremamente importante no contexto destas regressões, já que neste conjunto de variáveis, geralmente se incluem “variáveis fluxos”, conceitualmente endógenas, como a taxa de investimento em capital fixo ou capital humano. Mesmo a taxa de crescimento populacional comumente utilizada como uma constante do lado direito da equação não estaria imune a certo grau de endogeneidade.

A utilização de médias e valores iniciais dos regressores na equação parece ter sido a primeira maneira de atacar o problema. Não é claro, porém, que a taxa de crescimento, por exemplo, não esteja antecipadamente afetando o valor destas variáveis. Adicionalmente, tem-se considerado também a utilização de variáveis instrumentais¹⁷.

Há porém a dificuldade da obtenção de instrumentos apropriados. Como lembra Temple (1998), são tantos os regressores que podem ser usados para explicar o crescimento do produto per capita que é difícil achar variáveis que, apesar de estarem altamente correlacionadas com os regressores, podem ser excluídas da regressão. Tem-se utilizado então *lags* de variáveis endógenas como instrumentos destas¹⁸. Note-se que a solução não é satisfatória quando existem efeitos retardados do crescimento sobre estas variáveis, ou quando os *lags* também são correlacionados com efeito-fixo representado pelas condições tecnológicas iniciais, como visto acima, o que é provável.

O melhor tratamento desta difícil questão parece ser aquele utilizado por Casseli, Esquivel e Lefort (1997). Estes autores utilizaram dados de painel e aplicaram o estimador GMM, utilizando como instrumentos os *lags* das variáveis em todos os

¹⁷ Veja-se, por exemplo, Barro (1991), Barro e Sala-I-Martin (1995) e Mankiw, Romer e Weil (1992) para ambos os tratamentos.

¹⁸ Este é um tratamento utilizado, por exemplo, por Putman (1994).

períodos possíveis. Assim, conseguem eliminar o efeito-fixo e ao mesmo tempo obtêm maior quantidade de instrumentos. O processo é rapidamente ilustrado abaixo.

O primeiro passo é eliminar o feito fixo da equação(2.1.10) através de uma transformação por primeira diferença:

$$\log y_{i,t} - \log y_{i,t-\tau} = \rho'(\log y_{i,t-\tau} - \log y_{i,t-2\tau}) \log y_{i,t} + (X_{i,t-\tau} - X_{i,t-2\tau})\theta + (\varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t-\tau}) \quad (3.1.11)$$

onde agora τ foi usado como intervalo de tempo. Note-se que o estimador OLS não pode ser empregado aqui, tanto pela endogeneidade dos X , como pela correlação dos erros com a variável dependente defasada.

No vetor de variáveis X são consideradas tanto variáveis de “fluxo” (tomadas como médias do período $(t - \tau, t - 1)$) e de “estoques” (tomadas em seus valores iniciais no período $(t - \tau, t)$) e são assumidas as seguintes hipóteses que permitem a instrumentalização. Não existe correlação serial de ordem τ , ou seja, $E(\varepsilon_{i,t} \varepsilon_{i,t-\tau}) = 0$, as variáveis de “estoques” $X_{i,t-\tau}$ são predeterminadas e as de “fluxo” $X_{i,t}$ não são predeterminadas para $\varepsilon_{i,t}$, mas o são para $\varepsilon_{i,t+\tau}$.

Tais considerações permitem então utilizar a seguinte estrutura de instrumentos para estimar a equação (3.1.11). A variável $\log y_{i,0}$ e as variáveis de “estoques” $X_{i,0}$ serão válidos instrumentos na equação quando $\log y_{i,2\tau} - \log y_{i,\tau}$ é regredido sobre $\log y_{i,t} - \log y_{i,0}$ e $X_{i,\tau} - X_{i,0}$. Por sua vez, um período à frente, $\log y_{i,0}$, $\log y_{i,\tau}$, as variáveis de “estoques” e “fluxos” $X_{i,0}$ e as variáveis de “estoques” $X_{i,\tau}$ serão válidos instrumentos na regressão de $\log y_{i,3\tau} - \log y_{i,2\tau}$ sobre $\log y_{i,2\tau} - \log y_{i,\tau}$ e $X_{i,2\tau} - X_{i,\tau}$. E assim por diante. O estimador GMM explora então otimamente estas condições¹⁹.

3.2 Testes com Modelos Paramétricos de Séries de Tempo

Esta seção apresenta e discute os principais testes de convergências que exploram as propriedades das séries de tempo dos produtos por trabalhador ou per capita das economias através de modelos paramétricos de séries de tempo. Diferentemente dos testes vistos na seção anterior, coloca-se assim explicitamente a hipótese de convergência sob um ambiente dinâmico e estocástico. Embora tais testes não sejam empregados neste trabalho, que se restringe aos testes tradicionais acima discutidos, é informativo entender como a hipótese de convergência é considerada num ambiente dinâmico e estocástico, o que em parte permite entender a razão de sua não utilização neste trabalho.

Estudos de convergência a partir de testes mais tradicionais de raiz unitária e cointegração foram feitos por Bernard e Durlauf (1991, 1996), para diferentes conjuntos de países, Carlino e Mills (1993) e Magura (1999), para os estados americanos. Convergência neste contexto implica, em geral, desvios apenas transitórios dos produtos das economias em relação a uma tendência idêntica, determinística ou estocástica, de longo prazo para as economias, o que equivale a desvios apenas transitórios entre as trajetórias dos logaritmos dos produtos per capita das economias.

De maneira mais formal, como propõem Bernard e Durlauf (1996), as séries de tempo são utilizadas para checar se os diferentes pares de produtos per capita das economias podem ser expressos pela representação de Wold dada por:

$$y_{i,t} - y_{j,t} = c_{ij} + \sum_{s=0}^{\infty} \pi_{i,j,s} \varepsilon_{i,j,t-s}, \quad (3.2.1)$$

¹⁹ Duas referências obrigatórias aqui são Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988) e Arellano e Bond (1991).

onde i e j são duas economias, $c_{ij} = 0$ e $\pi_{i,j,s}$ é quadrado somável²⁰. Note-se que os valores médios dos logaritmos dos produtos per capita das economias seguiriam não apenas trajetórias paralelas mas idênticas.

Baseados nesta idéia, Bernard e Durlauf (1995, 1996) propõem a seguinte definição de convergência, verificável através de testes de cointegração:

Convergência:

i) *Duas economias, i e j , convergem se as previsões de longo prazo para seus logaritmos dos seus produtos per capita são iguais em dado t fixo :*

$$\lim_{k \rightarrow \infty} E\left(y_{i,t+k} - y_{j,t+k} / I_t\right) = 0; \quad (3.2.2)$$

ii) *Um conjunto de economias $p=1,2,\dots,n$, converge se as previsões de longo prazo para os logaritmos dos seus produtos per capita são iguais em dado t fixo:*

$$\lim_{k \rightarrow \infty} E\left(y_{1,t+k} - y_{p,t+k} / I_t\right) = 0 \quad \forall p \neq 0.$$

Note-se que caso $y_{1,t+k} - y_{p,t+k}$ seguisse um processo estacionário com média zero, as definições seriam satisfeitas e teriam uma representação da forma de Wold acima. Além disto, no contexto de testes de raiz unitária e integração, a satisfação da definição exige vetor de cointegração $[1,-1]$ para o primeiro caso e de vetores de cointegração $p \times 1$ mas também apenas com os valores 1 e -1 e demais valores nulos para o segundo caso. Se, por outro lado, as séries dos logaritmos dos produtos forem tendência-estacionária, a definição exige que as tendências sejam idênticas para todas as economias.

²⁰ O que garante a estacionariedade do processo. Para uma prova deste fato e uma discussão da decomposição de Wold, veja-se Hamilton (1993, cs.3 e 4).

Caso exista uma relação de longo prazo estacionária entre as séries (ou seja, elas cointegrem) mas os vetores de cointegração indicarem não-convergência, as séries de logaritmos dos produtos respondem às mesmas tendências de longo prazo mas com respostas ou pesos diferentes.

Bernard e Durlauf (1991, 1996), para três diferentes grupos de países (um de países com características distintas e dois grupos com países europeus) e Magura (1999), para um conjunto de estados americanos, utilizaram o teste de cointegração de Johansen para obter evidências sobre convergência de acordo com a definição acima. Em nenhum dos casos foi rejeitada a hipótese de não-convergência, embora em todos os trabalhos tenham sido encontradas evidências de tendências comuns de longo prazo, isto é, a presença de vetores de cointegração sem os valores exigidos para a convergência²¹. Carlino e Mills (1993), trabalhando individualmente com as séries de regiões dos EUA, também não encontram evidências de convergência nos termos acima definidos.

Tais resultados contrastam com as evidências sobre convergência conhecidas com aplicação dos testes tradicionais discutidos na primeira seção. É fundamental, porém, perceber as diferenças entre a definição acima utilizada que, à parte pequenas modificações (comentadas adiante), de forma geral aplicam-se aos testes com séries de tempo e os conceitos tradicionais de *convergência- β* e *convergência- σ* vistos na seção anterior. Também já foram vistas acima as limitações do teste de *convergência- β* e sua incapacidade de fornecer evidências decisivas (na medida em que fornece apenas uma medida da mobilidade entre as economias) quanto à convergência das economias para um único valor de produto per capita. De fato, foi visto que o teste de *convergência- β* não é “robusto” a diferentes equilíbrios de longo prazo destes produtos. O teste acima

proposto, por outro lado, exigiria a convergência para um único valor esperado de equilíbrio de longo prazo.

Quanto à noção de *convergência- σ* , o teste acima exige para convergência não apenas diminuição do desvio padrão, mas um valor esperado nulo para este, quando o período de tempo tende a infinito, o que corresponderia a um valor de *steady state* nulo para σ na equação (3.1.7).

Não parece haver dúvidas então de que o teste proposto corresponde a uma noção muito mais estrita de convergência, sendo assim um teste mais decisivo quanto à convergência para um único valor de equilíbrio de longo prazo, ou seja, quanto à convergência absoluta, prevista por exemplo no Modelo Neoclássico de Crescimento para economias com idênticas preferências, características demográficas e institucionais e condições de produção. De fato, a definição acima pode ser feita menos estrita. Bernard e Durlauf (1996) propõem a seguinte versão da definição de convergência no contexto de séries de tempo:

Convergência como “catch up” : as economias i e j convergem entre as datas t e $t+T$ se a diferença entre os logaritmos de seus produtos per capita em t é esperada diminuir de valor. Assim, se $y_{i,t} > y_{j,t}$,

$$E\left(y_{i,t+T} - y_{j,t+T} \mid I_t\right) < y_{i,t} - y_{j,t}.$$

Novamente, tal tipo de convergência será exibida pelos modelos de crescimento vistos no primeiro capítulo para economias com mesmas características. Há, neste caso, uma certa correspondência em relação à noção de *convergência- β* ; na medida em que esta, como foi visto, implica declínio da diferença dos logaritmos dos produtos per capita de alguns pares de economias. Tais pares estariam convergindo de acordo com a

²¹ Bernard e Durlauf (1996) também empregam o procedimento de Phillips e Ouliaris (1988), obtendo resultados semelhantes.

condição acima. Como lembram Bernard e Durlauf (1995), o teste de *convergência- β* é incapaz porém de identificar quais os grupos que estariam convergindo.

Cabe, finalmente, uma importante distinção em relação às propriedades dos dados assumidas nos testes de convergência tradicionais e os testes propostos nesta e demais subseções que seguem, com base nas séries de tempo. Como lembram Bernard e Durlauf (1995, 1996), dentro de um contexto estocástico, os testes *cross-section* tradicionais assumem dados sobre economias em processo de transição para uma distribuição limite. A convergência é interpretada então como diminuição das diferenças iniciais entre as economias ao longo dado período de tempo. Nos testes de séries de tempo, por outro lado, os dados são interpretados como gerados por economias estando nas proximidades de suas distribuições limites. Convergência é pois interpretada como as condições iniciais não afetando as previsões sobre as diferenças entre os produtos per capita das economias. Neste sentido, a aplicação destes diferentes testes a um mesmo conjunto de dados não é consistente.

Tal inconsistência é facilmente percebida, como sugerem Bernard e Durlauf (1995), considerando duas economias com mesmo nível de renda per capita de equilíbrio de longo prazo, mas em estágios diferentes de desenvolvimento, isto é, uma já neste equilíbrio e a outra distante deste. Para esta última, os momentos amostrais obtidos dos dados tendem a não refletir os momentos da distribuição limite da população, como acontece com a outra economia, já no *steady state*. Neste caso, embora o equilíbrio de longo prazo implique convergência absoluta, o valor esperado da diferença entre os logaritmos dos produtos per capita das economias será diferente de zero, violando a condição de convergência dada por (2.2.13), quando médias amostrais são usadas como aproximações das médias assintóticas. Através dos testes com séries, pode-se, equivocadamente, aceitar a hipótese de não-convergência.

Uma formalização desta diferença é obtida primeiro notando que, se o processo representado pela equação(2.2.12) é estacionário com média zero, também o é o processo dado por: $T^{-1} \sum_{t=1}^T \Delta y_{i,t} - T^{-1} \sum_{t=1}^T \Delta y_{j,t}$, independente da diferença inicial entre os logaritmos dos produtos. Depois, lembrando que pela equação(2.1.7) da seção anterior, foi visto, porém, que a convergência de acordo com o teste β exigia um valor esperado para $T^{-1} \sum_{t=1}^T \Delta y_{i,t} - T^{-1} \sum_{t=1}^T \Delta y_{j,t}$ negativo, se $y_{i,0} - y_{j,0}$ fosse negativo, o que gera resultados incompatíveis sobre a convergência.

Assim, os testes *cross section* tradicionais parecem mais adequados quando se trata de dados que digam respeito a estágios transitórios das economias para um equilíbrio de longo prazo. Evidências de instabilidade das taxas médias de crescimento para amostras de mesmas economias em intervalos de tempo diferentes, por exemplo, poderiam indicar tal transitoriedade²². Já os testes de séries de tempo devem reservar-se a amostras de dados cujos momentos reflitam a distribuição limite das economias²³.

À luz da discussão acima, passa-se nos próximos dois capítulos a analisar a experiência sobre a dinâmica convergente/divergente dos produtos agregados por trabalhador de 19 estados brasileiros no período 1981-97.

²² Como se verá nos próximos capítulos, este parece ser o caso para amostra de estados e período analisados.

²³ Tais diferenças também se aplicam aos testes de raiz unitária com dados de painel utilizados recentemente por Evans (1996,1998), Evans e Karras (1995, 1996a, 1996b) e Bernard e Jones (1996). Para uma aplicação destes testes para o caso brasileiro, veja-se Cunha (1999)

Produto por Trabalhador, Produto per Capita e Convergência

Este capítulo objetiva oferecer evidências sobre o padrão de evolução comparada dos produtos por trabalhador (PPT) de 19 estados considerados no período 1981-97, destacando possíveis movimentos de convergência deste agregado entre estes estados. Da atual divisão política-administrativa do país, a amostra de 19 estados exclui os estados da região Norte, por ausência de dados, e o Distrito Federal e considera conjuntamente os estados de Goiás e Tocantins. O período escolhido para análise justifica-se pela não disponibilidade de dados anuais, seja de produto, seja de pessoal ocupado, para anos anteriores, necessários para a constituição de um painel ou conjunto de dados longitudinais.

São enfatizadas possíveis diferenças quando, ao invés do produto por trabalhador, é utilizado o produto per capita como *proxy* daquele na análise da tendência convergente/divergente destas economias. Na primeira seção são revistas, rapidamente, as evidências dos principais trabalhos sobre convergência dos produtos ou rendas per capita de estados brasileiros para o mesmo período considerado e subperíodos dentro deste. Na seção seguinte, mais longa, são fornecidas evidências sobre a evolução comparada das trajetórias dos produtos por trabalhador dos estados considerados neste trabalho para o período 1981-97, avaliando-se a tendência convergente/divergente destes, entre os estados.

Diferenciando-se de trabalhos anteriores, o foco aqui no produto por trabalhador, além de uma aproximação maior com as teorias de crescimento vistas no capítulo dois, permite avaliar a importância das diferentes taxas de emprego da força de trabalho (definidas anteriormente neste trabalho, relembre-se, como a razão do pessoal ocupado

e a população, po/pop) nos resultados até então conhecidos. Tal investigação sobre as trajetórias dos produtos por trabalhador dos estados é levada a efeito tendo em vista a discussão do capítulo três sobre testes e critérios de convergência, basicamente de duas formas principais.

Primeiro, são investigadas as diferenças nas evoluções dos produtos por trabalhador dos estados através de medidas de dispersão e desigualdade. Apesar de tais medidas não fornecerem informações sobre os movimentos específicos de estados dentro da distribuição dos produtos na amostra, fornecem evidências decisivas sobre a tendência convergente/divergente.

Em seguida, é explorada a dimensão *catch-up* do movimento de convergência, isso é, os desempenhos comparados dos estados são considerados em relação a seus níveis iniciais de produto por trabalhador e produto per capita, buscando-se evidências sobre possíveis movimentos ou tendências de alcance e ultrapassagem dos estados mais ricos e produtivos pelos mais pobres e menos produtivos. O que é feito com estimações de regressões de crescimento utilizando-se tanto dados em *cross-section* tradicionais como explorando dados de painel (longitudinais). As evidências obtidas, em vista das limitações destes tipos de regressões discutidas no capítulo anterior, são em seguida complementadas com um exame mais específico comparado dos desempenhos individuais dos estados em relação ao estado líder (mais elevado produto por trabalhador) e à média dos estados em toda a amostra.

Como já adiantado, os dados estaduais de produto interno bruto (pib) e população (pop) a partir de 1985 utilizados neste capítulo provêm das Contas Regionais da FIBGE (1999). Os dados de pessoal ocupado (po) utilizados foram obtidos utilizando-se os micro-dados das PNAD's de 1981 a 1997. Os valores dos produtos estaduais para o período 1981-84 foram estimados a partir de séries de participação do

estado na renda nacional das PNAD's e série de produto interno bruto para o país da FIBGE (1994) para este período¹.

4.1 Resultados Anteriores

O presente trabalho detém-se na análise comparativa dos desempenhos econômicos de 19 Estados brasileiros com base no comportamento dos produtos por trabalhador no período 1981-97, analisando a tendência à convergência ou divergência e enfatizando as contribuições para esta evolução das dinâmicas dos produtos por trabalhador setoriais. A totalidade dos estudos sobre convergência entre os desempenhos econômicos dos Estados brasileiros até hoje, porém, concentra-se na comparação de desempenhos das rendas ou produtos per capita dos mesmos. Além disso, em sua maior parte, analisam o período aqui tratado (1981-1997) em conjunto com períodos anteriores e consideram um número distinto de Estados na amostra analisada². É informativo porém explicitar os principais resultados obtidos por estes trabalhos, o que permite uma comparação, ainda que imprecisa, de resultados.

Já foi visto que a totalidade dos trabalhos sobre o desempenho comparativo dos Estados brasileiros apontava para uma tendência de convergência de produtos ou rendas per capita para o período 1950-80. Do início dos anos 80 para o final dos anos 90, as evidências são, porém, conflitantes. Parte dos trabalhos aponta para a preservação da tendência de convergência anterior. Por outro lado, parte importante já aponta uma reversão desta tendência, com indícios empíricos de estagnação daquele movimento ou

¹ Relembre-se, o apêndice de dados apresenta uma descrição detalhada desta estimação.

² As exceções, comentadas a seguir, são os trabalhos de Azzoni, Menezes, Menezes e Silveira Neto (1999) e Menezes (1999).

mesmo elevação das disparidades entre os estados. Abaixo são considerados tais resultados.

Ferreira (1995), embora analise um período total maior (70-85), obtém, para a amostra de 25 estados mais o Distrito Federal³ e com dados da renda per capita dos estados do IBGE no período 80-85, uma tendência de homogeneização ou diminuição da dispersão entre tais rendas, medida pelo comportamento declinante do Índice de Theil e do coeficiente de variação. Zini e Sachs (1996), com estimativas próprias para os PIBs nos anos não cobertos pelo IBGE (entre 80-85, entre 85-90 e entre 90-94) e uma amostra de 20 estados (inclui os 19 estados deste trabalho, mas com Mato Grosso e Mato Grosso do Sul analisados conjuntamente, e os estados de AM e PA), também encontra para o período 1980-94 uma diminuição da dispersão entre os PIBs per capita dos Estados, medida pela diminuição do coeficiente de variação, embora para o período 90-94 já encontre evidências de elevação desta dispersão. Os autores também exploram a dimensão *catch-up* da convergência, obtendo evidências de convergência- β absoluta para o período 80-94.

Azzoni (1996, 1997), com estimativas próprias para a renda dos 27 Estados brasileiros com base nas estimativas para alguns anos do IBGE, fornece evidências para o período 80-95. Para todo o período, há evidência de leve tendência de diminuição da dispersão de rendas per capita de acordo com o comportamento do coeficiente de variação e de estabilização desta de acordo com o Índice de Theil. Schwartzman (1996), utilizando uma amostra de 23 Estados (TO é incorporado a GO e MS a MT) e dados dos PIBs estaduais do IBGE, e também explorando o teste de convergência- β , não encontra evidência de convergência- β absoluta para o período 80-85. No mesmo sentido caminham as evidências fornecidas por Azzoni, Menezes, Menezes e Silveira

³ Apenas não inclui o estado do Acre.

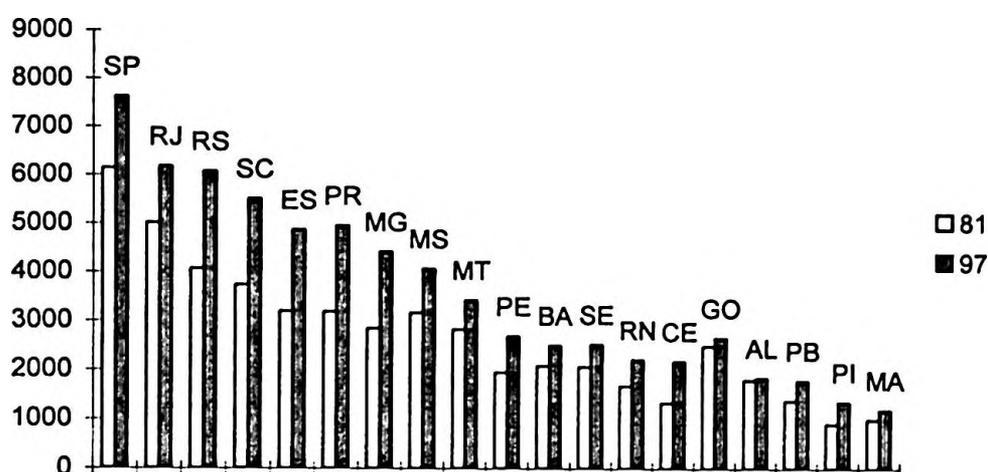
Neto (1999) e Menezes (1999), que exploram a dimensão *catch-up* da convergência em regressões de crescimento. No primeiro destes trabalhos, os autores trabalham com dados de renda per capita das PNADs do IBGE para o período 82-96 para 19 Estados (mesma amostra de Estados do presente trabalho), não encontrando evidências de convergência- β absoluta, mas convergência- β condicional. Menezes (1999) trabalha com mesmo período e mesma fonte de dados mas apenas considera as 9 regiões metropolitanas oficiais do país, o que permite porém utilizar, de forma pioneira, índices de preços regionais. Seus resultados também não apontam para a existência da convergência- β absoluta, mas condicional.

Em outro trabalho pioneiro, Cunha (1999) emprega técnicas de estimações não-paramétricas de funções densidade de distribuição dos PIBs per capita dos estados e testes de modalidades para identificar a possível tendência de formação de clubes de convergência. O autor utiliza dados de PIB per capita obtidos diretamente dos Estados e uma amostra de 20 Estados (da região Norte, inclui apenas AM e PA e considera conjuntamente MT e MS e também GO e TO) para o período 1970-97. Embora a análise enfatize a convergência apenas dentro de dois grupos de estados, é encontrada para o período 81-97 tendência à diminuição da dispersão da distribuição da renda relativa para amostra como um todo, de acordo com o comportamento do coeficiente de variação e do desvio-padrão desta distribuição.

O que se pretende na próxima seção é fornecer novas evidências sobre a dinâmica de evolução das economias estaduais mas agora utilizando principalmente o próprio produto por trabalhador e não apenas o produto per capita, como feito nestes trabalhos, na maioria das vezes como *proxy* daquele agregado. De maneira preliminar, porém, o figura abaixo permite uma primeira observação da evolução dos produtos per

capita (PPC) com base nos anos de 1981 e 1997 utilizando o conjunto de dados deste trabalho.

Fig.4.1 - Pib per capita dos Estados



Apesar de o figura ser mais adequado para perceber os desempenhos absolutos dos Estados e menos para comparações relativas de desempenho, não parece haver indicações de desempenho superior dos Estados de baixo produto per capita em relação aos de PIB per capita elevado. A seguir é considerada de forma mais precisa tal comparação de desempenhos.

4.2 Produto por Trabalhador e Produto per Capita dos Estados Brasileiros: Evidências sobre Possível Convergência no Período 1981-97

Todos os trabalhos empíricos sobre convergência de produto ou renda per capita entre diferentes Estados brasileiros, seja sob inspiração dos Modelos de Crescimento Neoclássicos ou com base em relações de convergência derivadas de Modelos de Crescimento Endógenos, têm-se utilizado destes agregados como uma aproximação ou *proxy* do produto por trabalhador. Isso em grande parte decorre da ausência de dados

sobre a taxa de emprego da população dos Estados para períodos mais longos. Tais utilizações, porém, podem revelar-se inadequadas se a taxa de emprego tem grande variância entre os Estados e se sua dispersão altera-se fortemente ao longo do tempo. Além disso, a utilização destas *proxies* impede a exploração das fontes setoriais da convergência/divergência dos produtos agregados por trabalhador dos Estados.

Isso pode rapidamente ser percebido a partir da própria definição destes agregados. Definindo Y = produto real de um Estado ou economia, N = população e L = população ocupada, é imediato perceber que:

$$\frac{Y}{N} = \frac{L}{N} \frac{Y}{L} \Rightarrow \ln(Y/N) = \ln(L/N) + \ln(Y/L) \quad . \quad (4.1)$$

o que permite obter a seguinte relação entre as dispersões destes agregados em dado momento t :

$$\sigma_{Y/N}^2 = \sigma_{L/N}^2 + \sigma_{Y/L}^2 + 2.Cov(\ln L, \ln Y) \Rightarrow \sigma_{Y/N} = \sqrt{\sigma_{L/N}^2 + \sigma_{Y/L}^2 + 2.r.\sigma_{L/N}.\sigma_{Y/L}} \quad , \quad (4.2)$$

onde r é o coeficiente de correlação entre os logaritmos do emprego per capita e do produto por trabalhador, $\sigma_{Y/N}^2$ é a variância do logaritmo do produto per capita, $\sigma_{L/N}^2$ é a variância do logaritmo do emprego per capita e $\sigma_{Y/L}^2$ a variância do produto por trabalhador. Da relação, percebe-se que as alterações na dispersão do PIB por trabalhador podem ser potencializadas, caso este agregado apresente uma correlação positiva com o logaritmo do emprego per capita.

Como já foi discutido no capítulo 2, as alterações do produto agregado por trabalhador, por sua vez, refletem o comportamento de seus componentes setoriais e possíveis efeitos de realocação dos fatores. Isso é, repetindo a equa.(2.1.4):

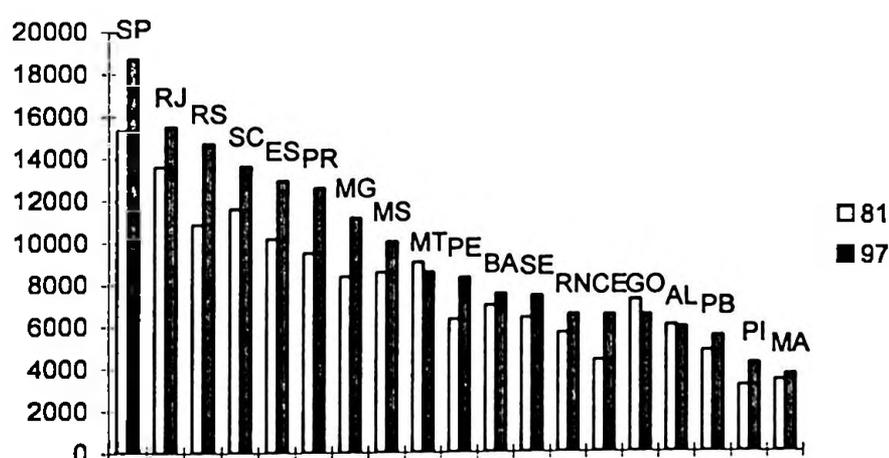
$$g_{Y/L} = \sum_{i=1}^n (Y_i/Y) g_{Y_i/L} + \sum_l (Y_l/Y) g_{L_l/L} \quad .$$

As subseções que seguem exploram as diferenças entre as dinâmicas e evoluções do produto agregado por trabalhador dos estados, ressaltando possíveis diferenças em relação ao comportamento do produto agregado per capita, até então utilizado nos estudos de convergência dos estados brasileiros. No próximo capítulo são exploradas suas fontes setoriais da convergência/divergência.

4.2.1 Produto per Capita, Produto por Trabalhador e Convergência

Nesta subseção são exploradas as possíveis diferenças empíricas entre as dinâmicas do produto per capita e por trabalhador dos estados. Diferentemente dos trabalhos anteriores, a ênfase para a análise do padrão de convergência/divergência recai sobre o comportamento do produto por trabalhador. O comportamento deste para os dois anos polares da análise é ilustrado pelo figura abaixo.

Fig. 4.2 - Produto por trabalhador dos Estados



Apesar da aparente semelhança com o figura 4.1, as diferenças entre os estados mais ricos e mais pobres, dada a correlação positiva entre a taxa de emprego a população (pessoal ocupado/população ou po/pop) e o nível do produto por trabalhador,

tendem a ser relativamente menores neste caso⁴. De fato, tal correlação se mostrou sempre positiva, assumindo valores no intervalo 0,530 (mínimo, em vigor em 91) e 0,897 (máximo, em vigor em 96).

Abaixo é apresentada a evolução no tempo do desvio-padrão do logaritmo do produto per capita com desagregação por regiões, que corresponde precisamente ao teste de convergência- σ e explora, como as demais medidas de dispersão, a dimensão da homogeneização da convergência.

Fig. 4.3 - desvio padrão do log(PPC)

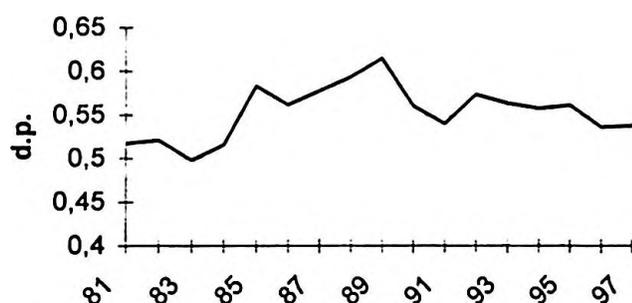
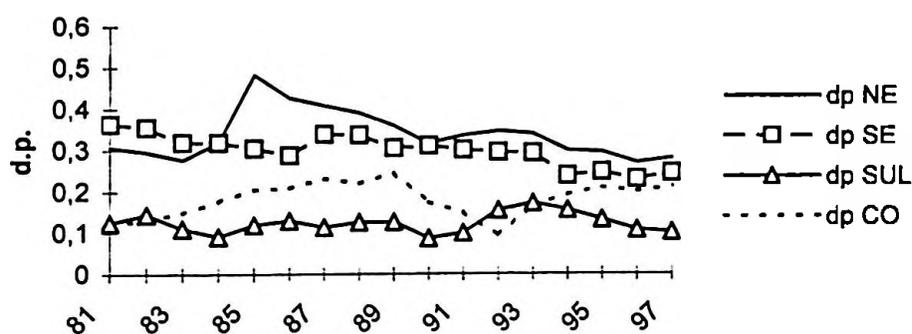


Fig. 4.4 - desvio padrão do log(PPC)



A primeira evidência imediatamente percebida é a pequena variação da dispersão ocorrida no período. Percebe-se, num exame mais minucioso, uma leve tendência de elevação da dispersão para todo o período, com mais clara elevação desta

⁴ Apesar disso, como se discutirá mais adiante, os Estados apresentam em todo o período taxas de crescimento da

nos anos 80 e, menos pronunciada, diminuição da mesma nos anos da década de 90 considerados. O segundo figura apresenta o comportamento por região e percebe-se para algumas regiões evidências mais decisivas. Primeiro, a desigualdade nas regiões Nordeste e Sudeste são bem superiores às das demais regiões. As disparidades entre os estados da região Sudeste e, menos decisivamente, entre os da região Nordeste, têm tendência claramente declinante. A região Centro-Oeste tem comportamento oposto e a região Sul apresenta certa estabilidade das disparidades entre os estados. As figuras abaixo mostram este comportamento para o produto por trabalhador (PPT).

Fig. 4.5 - desvio-padrão do log(PPT)

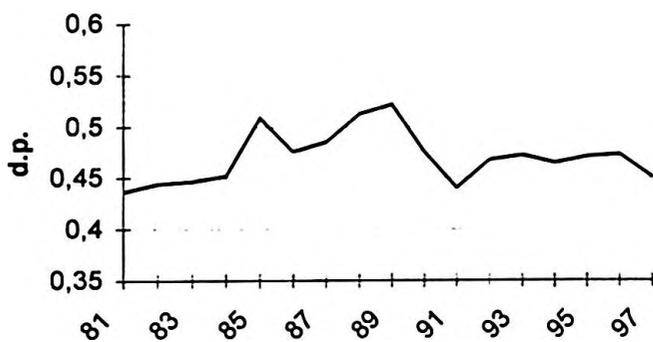
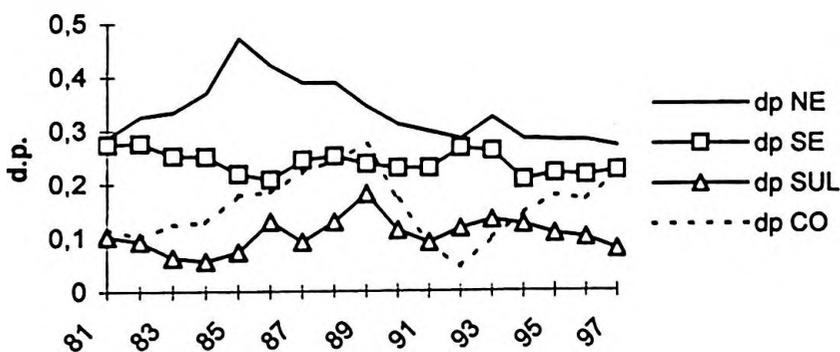


Fig. 4.6 - desvio-padrão do log(PPT)

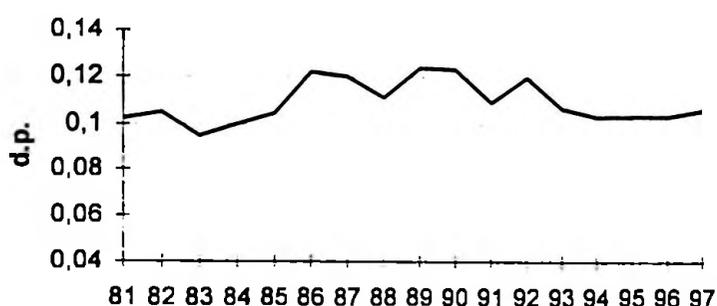


O comportamento agregado e as tendências regionais do produto per capita parecem refletir razoavelmente bem o comportamento do produto agregado por trabalhador para toda a amostra e as tendências regionais dos mesmos. Isto é

taxa de emprego superiores a São Paulo, o que tende a diminuir as diferenças relativas entre os dois gráficos.

confirmado considerando-se abaixo o comportamento da dispersão do logaritmo do emprego per capita.

Fig. 4.7 - desvio-padrão do log. do emprego per capita - $\log(\text{po}/\text{pop})$



Nota-se um crescimento desta dispersão nos anos 80 e um menos marcado declínio da mesma nos anos 90. Em todo o período, a correlação entre o logaritmo do produto por trabalhador e o logaritmo do emprego per capita é positiva (com valor mínimo de 0,54 em 96 e máximo de 0,88 em 91). Ou seja, as alterações da dispersão do produto por trabalhador tendem a ser potencializadas quando transferidas para o produto per capita. Assim, as evidências indicam que a aparente elevação da dispersão do logaritmo do produto per capita nos anos 80 deve-se conjuntamente a tendências de elevações tanto da dispersão do logaritmo do produto por trabalhador como da dispersão do logaritmo do emprego per capita. Por outro lado, a muito menos acentuada tendência declinante da dispersão do logaritmo do produto per capita nos anos 90 parece refletir mais a diminuição da dispersão do logaritmo do emprego per capita que o movimento da dispersão do produto por trabalhador.

As evidências acima podem ser melhor exploradas considerando indicadores tradicionais de tendência central, dispersão e desigualdade. Isto é feito primeiro explorando o comportamento as medidas de tendência central da distribuição dos produtos por trabalhador (PPT) relativos e a evolução de seus valores máximos e

mínimos. Neste caso cada produto por trabalhador é tomado em relação ao produto por trabalhador de toda a amostra. As figuras abaixo mostram as evidências sobre a evolução destas medidas.

Fig. 4.8 - Evolução de medidas de tendência central da distribuição do PPT relativo dos Estados

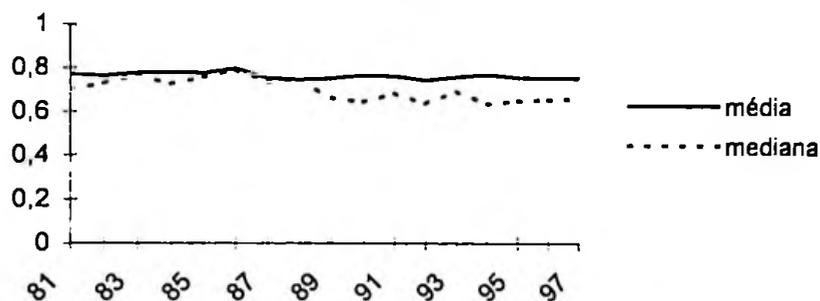
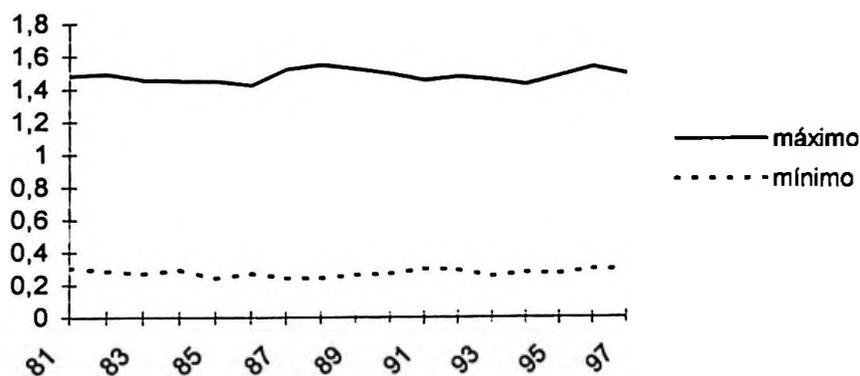


Fig. 4.9 - Evolução dos valores máximo e mínimo dos PPT relativos dos Estados



As duas medidas de tendência central mostram uma clara estabilidade no período, não indicando qualquer aproximação da média ou mediana da distribuição dos produtos por trabalhador relativos em direção à unidade (situação em que todos os pontos amostrais tornam-se iguais à média global e entre si). Os valores em 1981 para média e mediana eram, respectivamente, 0,771 e 0,700, passando em 1997 para 0,758 e 0,665. Por sua vez, o figura 4.9, que toma os valores máximo e mínimo desta

distribuição entre os estados ao longo do tempo, não revela qualquer tendência à compressão da distribuição dos produtos por trabalhador relativos, o que também poderia indicar uma tendência à convergência destes produtos. De fato, as linhas mantêm-se quase que paralelas⁵.

Tal resultado claramente contrasta com o obtido por Cunha (1999) para o mesmo período. Este autor obtém nos dois figuras acima indicações de tendência à convergência para a distribuição amostral das rendas per capita relativas, isto é, uma elevação tanto da média como da mediana em direção ao valor unitário e uma tendência à diminuição entre as distâncias entre os valores de máximo e mínimo. Uma consistência entre os dois resultados exigiria que o comportamento convergente fosse explicado pelos Estados da região Norte (AM e PA) presentes na sua amostra e ausente na evidências acima. Esta hipótese é pouco provável dada a contundência das diferenças. Parece então que às diferentes bases de dados devem ser atribuídas as discordâncias.

A seguir são consideradas as evidências sobre o comportamento dos índices tradicionais de dispersão e desigualdade. O coeficiente de variação a ser utilizado a seguir já foi definido e utilizado no primeiro capítulo. Já o coeficiente ou índice de variação de Williansom (I_w), introduzido aqui, considera o peso da população de cada estado:

$$I_w = (1 / y) \left[\sum n_i (y_i - y)^2 \right]^{1/2},$$

onde n_i = participação da população ou pessoal ocupado do estado i na população ou pessoal ocupado do total de conjunto de estados país e y é o produto per capita ou por trabalhador deste total. Finalmente, também é utilizado o índice “L de Theil”, cujo definição também foi vista no primeiro capítulo (equação (1.1.2)). Relembre-se apenas

⁵ O comportamento para a distribuição amostral do produto per capita é muitíssimo semelhante. Em 1981, os valores do máximo, do mínimo, da média e da mediana correspondiam, respectivamente, a 1,742, 0,259, 0,760 e 0,708.

aqui que uma vantagem importante deste último indicador é que permite decompor a desigualdade observada em cada momento em duas dimensões: inter-regional (desigualdade entre regiões) e intra-regional (desigualdade entre estados de uma mesma região), como mostrado na equação (1.1.3) do capítulo inicial.

As tabelas 4.1 e 4.2 abaixo mostram os valores destes indicadores para o produto per capita e o produto por trabalhador em intervalos de quatro anos compreendidos no intervalo de tempo total considerado.

Tabela 4.1 - Evolução da Distribuição interestadual do pib per capita

Ano	Theil	CV	lw
1981	0,1382	0,5104	0,4930
1985	0,1435	0,5321	0,4769
1989	0,1651	0,5940	0,5147
1993	0,1399	0,5385	0,4704
1997	0,1288	0,5184	0,4542

Tabela 4.2 - Evolução da Distribuição interestadual do pib por trabalhador

Ano	Theil	CV	lw
1981	0,0851	0,4161	0,3781
1985	0,0930	0,4455	0,3728
1989	0,1055	0,4989	0,4107
1993	0,0928	0,4492	0,3837
1997	0,0894	0,4415	0,3842

As evidências confirmam o resultado anteriormente obtido no teste de convergência- σ e conformam bem com os obtidos por Azzoni (1996, 1997) para o período 1985-95. Em geral, há muito pouca variação dos indicadores no período em foco. Para o produto por trabalhador, todos os indicadores apontam para uma pequena elevação da desigualdade quando se consideram os anos iniciais e finais da amostra. Já para o produto per capita, a comparação entre estes anos polares é menos decisiva; os coeficientes de Theil e Williamsom apresentam leves diminuições e apenas o

Já em 1997 os mesmos, sempre nesta ordem, correspondiam a 1,607 0,252 , 0,756 e 0,567.

coeficiente de variação apresenta um leve aumento, o que é explicado pela diminuição da dispersão da taxa de ocupação.

Para ambos os agregados nota-se porém um comportamento bem distinto dos índices entre as duas décadas: a desigualdade eleva-se nos anos 80 para diminuir nos anos considerados da década de 90, o que conforma com as evidências vistas acima no teste de convergência- σ . Além disso, os anos considerados das duas décadas também apresentam um padrão distinto quanto às influências das desigualdades intra e inter-regional. A decomposição permitida pelo coeficiente de Theil mostrada abaixo possibilita perceber a contribuição das desigualdades intra e inter-regional para a evolução da desigualdade⁶.

TABELA 4.3 - COEFICIENTE DE THEIL DO PIB POR TRABALHADOR PARA OS ESTADOS

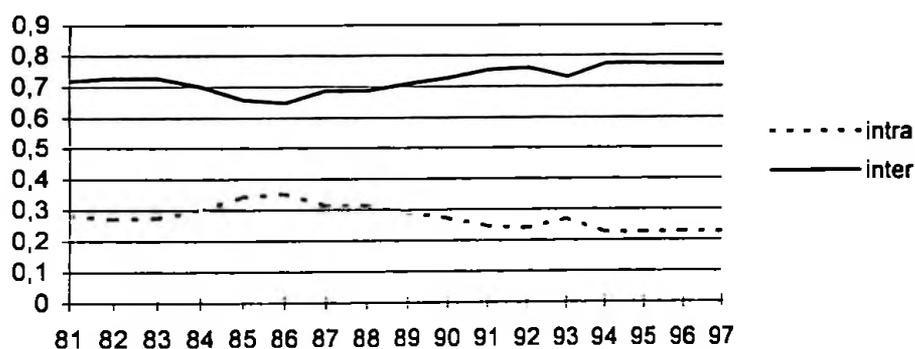
Ano	Total T	% inter-regional Tr	% intra-regional					
			todas regiões	NE	SE	SUL	CO	
81	0,0851	100%	71,85%	28,15%	10,69%	16,55%	0,60%	0,30%
82	0,0905	100%	72,83%	27,17%	10,56%	15,78%	0,60%	0,23%
83	0,0843	100%	72,65%	27,35%	12,40%	14,30%	0,26%	0,37%
84	0,0838	100%	70,09%	29,91%	14,60%	14,71%	0,19%	0,38%
85	0,0930	100%	65,72%	34,28%	22,13%	11,06%	0,36%	0,69%
86	0,0810	100%	64,77%	35,23%	20,34%	12,71%	1,26%	0,87%
87	0,0972	100%	68,80%	31,20%	16,20%	13,32%	0,55%	1,06%
88	0,1050	100%	68,69%	31,31%	14,77%	14,30%	0,96%	1,16%
89	0,1055	100%	70,97%	29,03%	11,83%	14,04%	1,54%	1,48%
90	0,0936	100%	72,85%	27,15%	11,37%	14,31%	0,77%	0,64%
91	0,0813	100%	75,34%	24,66%	10,95%	12,91%	0,60%	0,18%
92	0,0897	100%	76,00%	24,00%	9,01%	14,05%	0,91%	0,03%
93	0,0928	100%	73,09%	26,91%	12,07%	13,30%	1,30%	0,21%
94	0,0858	100%	77,50%	22,50%	10,39%	10,35%	1,21%	0,46%
95	0,0931	100%	77,43%	22,57%	9,56%	11,45%	0,82%	0,62%
96	0,0951	100%	77,23%	22,77%	9,53%	11,91%	0,66%	0,53%
97	0,0894	100%	77,32%	22,68%	8,95%	11,96%	0,46%	1,02%

De forma geral, para todo o período, há clara diminuição da contribuição da desigualdade intra-regional e elevação da contribuição da desigualdade inter-regional, um resultado que coincide com aquele obtido por Azzoni (1997) para o período 1980-

⁶ A decomposição para o produto per capita, mostrada no apêndice, reflete os mesmos movimentos para as duas décadas.

95. As regiões estariam proporcionalmente mais desiguais entre si e mais homogêneas internamente. Há, porém, uma diferença importante em relação a estas contribuições entre os anos das duas décadas consideradas. Percebe-se que nos anos 80, apesar da elevação da desigualdade, a parcela das contribuições da desigualdade inter-regional e intra-regional mantém-se aproximadamente estável (embora haja elevação da contribuição da desigualdade intra-regional no Nordeste e diminuição desta contribuição nas demais regiões). A pequena diminuição da desigualdade verificada nos anos 90 passa-se, porém, sob dinâmica distinta. Há um marcado aumento da contribuição da desigualdade inter-regional e uma diminuição da contribuição da desigualdade intra-regional, um movimento que tem contribuição de todas as regiões e que em verdade já começa em 1986. O gráfico abaixo ilustra os números acima:

Fig. 4.10 - parcelas inter e intra-regional da desigualdade regional



Não obstante a diminuição da desigualdade verificada nos anos considerados da década de 90, esta ocorre em contexto de regiões proporcionalmente mais desiguais entre si e maior homogeneidade interna às mesmas. Como se viu no início da seção, através dos resultados do teste de convergência- σ para cada região, a diminuição das desigualdades intra-regionais é muito mais acentuada para as regiões NE e SE.

4.2.2 A Dimensão Catch-up da Convergência

Os critérios de avaliação da evolução da desigualdade entre os estados e possível tendência de convergência entre os mesmos vistos acima enfatizam a tendência geral à homogeneização ou não destes estados, sem considerar os possíveis desempenhos individuais ou de grupos de estados da amostra. Nesta seção, são considerados testes e critérios tradicionais para avaliar as evidências sobre o processo de alcance (catch-up) dos estados mais ricos pelos mais pobres. Primeiro é considerado, não obstante as suas já discutidas limitações, o já tradicional teste de convergência- β . A seguir é feito um exame mais minucioso dos desempenhos individuais dos estados.

Como visto no capítulo 3, o teste mais conhecido neste caso é o teste de convergência- β , associado em geral ao Modelo Neoclássico de Crescimento. Já foi vista, também naquele capítulo, a impropriedade da exclusividade desta associação e as limitações do teste. Precisamente, taxas mais elevadas de crescimento de estados mais pobres podem estar associadas tanto a taxas mais elevadas de acumulação de capital por trabalhador por estes estados, como a taxas de progresso técnico mais elevadas e realocações de recursos para setores mais produtivos nestes mesmos estados.

Não obstante tais observações, será considerado para o teste de convergência- β uma especificação baseada na versão ampliada do Modelo de Solow de Crescimento⁷, considerando também a presença de capital humano, o que permitirá uma comparação com outros trabalhos. Por outro lado, pode-se afirmar que o surgimento dos Modelos de Crescimento Endógenos não alterou de forma decisiva a hegemonia do Modelo de Crescimento Neoclássico⁸. De início são apresentadas as já tradicionais estimações em

⁷ A versão ampliada considerada corresponde àquela utilizada por Mankiw, Romer e Weil (1992), no provavelmente mais representativo trabalho empírico nesta linha.

⁸ O fato de não existirem evidências sobre convergência para diferentes amostras de economias, é como visto no capítulo 3, perfeitamente consistente como o Modelo Neoclássico, que permite economias com características

cross section. A seguir, são feitas estimações com base em um painel de dados para os estados.

4.2.2.1 Convergência- β : estimações em *cross-section*

Foi visto no capítulo 3 que, segundo o Modelo de Solow de Crescimento, na sua versão tradicional (que não inclui o capital humano), a dinâmica transitória do produto por trabalhador de uma economia em direção ao seu equilíbrio de steady state é dada por:

$$\log y_{t_2} - \log y_{t_1} = (1 - e^{-\lambda\tau}) \frac{\alpha}{1 - \alpha} [\log s_k - \log(n + g + \delta)] - (1 - e^{-\lambda\tau}) \log y_{t_1} + (1 - e^{-\lambda\tau}) \log A_{t_1} + g(t_2 - e^{-\lambda\tau} t_1)$$

Já a versão ampliada do modelo permite a presença do capital humano, o que gera:

$$\log y_{t_2} - \log y_{t_1} = (1 - e^{-\lambda\tau}) \frac{\alpha}{1 - \alpha - \beta} \log s_k - (1 - e^{-\lambda\tau}) \frac{\alpha + \beta}{1 - \alpha - \beta} \log(n + g + \delta) + (1 - e^{-\lambda\tau}) \frac{\beta}{1 - \alpha - \beta} \log s_h - (1 - e^{-\lambda\tau}) \log y_{t_1} + (1 - e^{-\lambda\tau}) \log A_{t_1} + g(t_2 - e^{-\lambda\tau} t_1)$$

onde, como visto, y é o produto por trabalhador, $\tau = t_2 - t_1$ é o intervalo de tempo, s_k e s_h são respectivamente a taxa de poupança do capital físico e do capital humano e $\lambda = (1 - \alpha - \beta)(n + g + \delta)$ é, como visto, a velocidade de convergência.

Ambas as versões do modelo são estimadas inicialmente a seguir, de acordo, respectivamente, com as especificações:

$$\log y_{t_2} - \log y_{t_1} = a_1 + b_1 \log y_{t_1} + e_{t_2} \quad (4.2.2.1)$$

e

distintas em relação à tecnologia, preferências e instituições terem distintos níveis de equilíbrios de *steady states*. Para uma boa discussão a este respeito ver a controvérsia entre Mankiw (1995) e Romer (1995).

$$\log y_{t2} - \log y_{t1} = a_2 + b_2 \log y_{t1} + c \log s_h + e_{t2} \quad (4.2.2.2)$$

$$\text{onde } a_1 = (1 - e^{-\lambda\tau}) \frac{\alpha}{1 - \alpha} (\log(s) - \log(n + g + \delta) + \log(A_{t1})) + g(t_2 - e^{-\lambda\tau} t_1)$$

$$b_1 = b_2 = -(1 - e^{-\lambda\tau})$$

$$a_2 =$$

$$(1 - e^{-\lambda\tau}) \frac{\alpha}{1 - \alpha - \beta} (\log(s_k)) - (1 - e^{-\lambda\tau}) \frac{\alpha + \beta}{1 - \alpha - \beta} \log(n + g + \delta) + (1 - e^{-\lambda\tau}) \log(A_{t1}) + g(t_2 - e^{-\lambda\tau} t_1)$$

$$c = (1 - e^{-\lambda\tau}) \frac{\beta}{1 - \alpha - \beta}$$

As hipóteses subjacentes são conhecidas. No primeiro caso assumem-se preferências e características tecnológicas comuns a todos os estados (o que implica valores comuns da taxa de poupança, da taxa de progresso técnico e de depreciação, da taxa de crescimento populacional e mesmos parâmetros tecnológicos). Isso significa trajetórias transitórias para um *steady state* comum, razão de o teste ser conhecido como de convergência- β absoluta. Já no segundo caso, são permitidas taxas diferentes de poupança para o capital humano, o que implica movimentos em direção a diferentes equilíbrios de longo prazo⁹. Neste caso, testa-se a convergência- β condicional.

As estimações também são feitas para todo o período 1981-97 (assim $t_1 = 1981$ e $t_2 = 1997$) e consideram, seguindo Barro e Sala-I-Martin (1995), variantes da eq.(4.2.2.2) que permitem um conceito mais abrangente de capital humano, que inclui, além da educação formal (anos médios de educação no período inicial $\equiv Ed$, também

utilizado por estes autores como proxy da taxa de investimento em capital humano) indicadores de expectativa de vida (logaritmo expect. de vida = Ev) e mortalidade infantil (mortos em cada 1000 nascidos = Mi). Todas estas variáveis foram utilizadas com seus valores iniciais nas equações¹⁰. Os resultados para o produto por trabalhador e para o produto per capita utilizando o estimador de mínimos quadrados ordinários (OLS) estão nas duas tabelas abaixo.

Tabela 4.4 - Produto por trabalhador
Variável dependente é $\Delta \ln(\text{PPT})$ - 1981-97

	I	II	III	IV
OLS				
Cte	0,256 (0,551)	1,907 (1,140)	5,068 (4,024)	-1,592 (11,141)
$\ln(\text{PPT})_0$	-0,010 (0,060)	-0,275 (0,161)	-0,306 (0,164)	-0,238 (0,208)
Ed	-	0,165 (0,078)	0,225 (1,989)	0,189 (0,128)
Ev	-	-	-0,778 (0,957)	0,720 (2,508)
Mi	-	-	-	0,002 (0,002)
λ	-	-	-	-
n. obs.	19	19	19	19
Dw	1,388	1,425	1,473	1,485
R ²	0,0012	0,1885	0,2161	0,3049

Obs.: Desvio-padrão entre parênteses. Amostra para período 1981-97. Todas as regressões são robustas à heterocedasticidade. Valores marcados indicam significância ao nível de 5%. Também foi utilizado como valor inicial do produto por trabalhador na regressão a média do PPT no período 1981-83 com resultados qualitativamente inalterados.

Tabela 4.5 - Produto per capita (PPC)
Variável dependente é $\Delta \ln(\text{PPC})$ - 1981-97

	I	II	III	IV
OLS				
Cte	0,205 (0,423)	1,508 (0,588)	1,388 (3,667)	-1,269 (9,999)
$\ln(\text{PPC})_0$	0,010 (0,053)	-0,272 (0,103)	-0,272 (0,102)	-0,247 (0,138)
Ed	-	0,209 (0,064)	0,207 (0,082)	0,192 (0,104)
Ev	-	-	0,031 (0,972)	0,640 (2,360)
Mi	-	-	-	0,001 (0,003)
λ	-	0,0198	0,0198	-
n. obs.	19	19	19	19
Dw	1,387	1,728	1,742	1,763
R ²	0,0015	0,2974	0,2975	0,3031

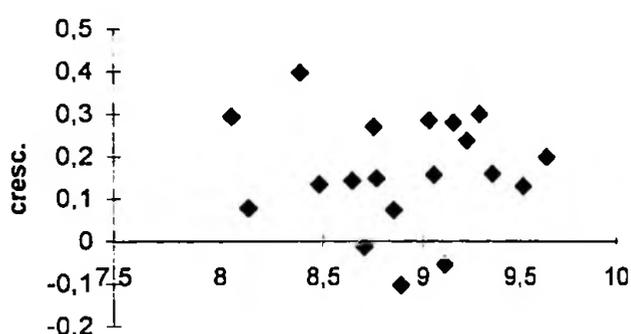
Obs.: Desvio-padrão entre parênteses. Amostra para período 1981-97. Todas as regressões são robustas à heterocedasticidade. Valores marcados indicam significância ao nível de 5%. Também foi utilizado como valor inicial do produto per capita na regressão a média do PPC no período 1981-83 com resultados qualitativamente inalterados.

⁹ No primeiro caso, o nível de equilíbrio de *steady state* do produto por trabalho efetivo é dado por

$$\hat{y}^* = \left(s / (n + g + \delta) \right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} . \text{ No segundo caso } \hat{y}^* = \left(s_k^{1-\beta} s_h^\beta / (n + g + \delta) \right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha-\beta}} \cdot \left(s_k^\alpha s_h^{1-\alpha} / (n + g + \delta) \right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha-\beta}} .$$

Os resultados indicam ausência de convergência- β absoluta tanto para o produto por trabalhador como para o produto per capita. Este resultado coincide com aqueles obtidos para a renda per capita obtido por Azzoni, Menezes, Menezes e Silveira Neto (1999) e Menezes (1999) para o mesmo período, apesar das diferentes fontes de dados, e reflete na verdade a fraca correlação entre o valor inicial do logaritmo do produto por trabalhador ou per capita e o crescimento do mesmo no período, ilustrada na figura abaixo:

Fig. 4.11 - cresc. e valor inicial do log(PPT)



Por outro lado, quando se permitem diferenças no que diz respeito ao capital humano, é encontrada convergência- β condicional para o produto per capita (colunas II e III na tabela 4.5), mas não para o produto por trabalhador, embora apenas o nível educacional mostre-se significativo (coluna II da tabela 4.4). O resultado mostrou-se robusto à utilização de outras *proxies* para o investimento em capital humano, como o índice de educação calculado pelo IPEA, que considera a taxa de alfabetização e a taxa de matrícula, e taxa combinada de matrícula também calculada pelo IPEA¹¹. A velocidade de convergência encontrada para o produto per capita, em torno de 2%,

¹⁰ Também foram utilizados valores médios de cada período para estas variáveis; os resultados contudo pouco se modificaram.

¹¹ A taxa de alfabetização corresponde ao número de pessoas com 15 anos ou mais de idade que são capazes de ler e escrever um bilhete em sua língua nativa dividido pelo número total de pessoas com 15 anos ou mais no ano de referência. A taxa combinada de matrícula consiste no número de pessoas matriculadas nos níveis fundamental, médio e superior de ensino, dividido pelo número de pessoas com idade entre 7 e 22 anos. Veja-se IPEA (1998).

corresponde aos padrões encontrados por Mankiw, Romer, e Weil (1992) e Barro e Sala-I-Martin (1995) para os países da OCDE e para os estados americanos, quando também são permitidas variações do capital humano entre estas economias.

Note-se porém que nos modelos de crescimento em geral o produto per capita é apenas uma *proxy* do produto por trabalhador.

Em vista das evidências encontradas anteriormente apontando para diferentes padrões de comportamento para os anos das duas décadas consideradas, foram estimadas as equações de crescimento para os dois períodos separadamente, isto é, para o período 1981-90 e para o período 1990-97. Os resultados são apresentados nas tabelas a seguir.

Tabela 4.6 - Pib/p.ocupado - Variável dependente é Δ logaritmo(PPT)

OLS	1981-1990				1990-1997			
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII
cte	-0,546 (0,620)	0,243 (0,973)	-0,555 (3,997)	-12,250 (11,921)	0,859 (0,362)	1,758 (0,527)	1,178 (4,990)	-2,338 (7,062)
logaritmo(P PT) ₀	0,054 (0,071)	-0,072 (0,139)	-0,064 (0,134)	0,054 (0,147)	-0,071* (0,041)	-0,224 (0,077)	-0,220 (0,093)	-0,239 (0,100)
Ed	-	0,079 (0,077)	0,064 (0,104)	0,001 (0,124)	-	0,092 (0,042)	0,084 (0,091)	0,119 (0,094)
Ev	-	-	0,196 (1,068)	2,827 (2,912)	-	-	0,142 (1,185)	0,967 (1,668)
Mi	-	-	-	0,003 (0,003)	-	-	-	0,002 (0,002)
λ	-	-	-	-	0,008	0,036	0,036	0,039
n. obs.	19	19	19	19	19	19	19	19
R ²	0,0368	0,0843	0,0862	0,2050	0,1235	0,2394	0,2402	0,2929

Obs.: Desvio-padrão entre parênteses. Todas as regressões são robustas à heterocedasticidade. Valores marcados indicam significância ao nível de 5%. * indica significância ao nível de 10%.

Tabela 4.7 - Produto per capita (PPC) - Variável dependente é Δ logaritmo(PPC)

OLS	1981-1990				1990-1997			
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII
cte	-0,416 (0,347)	0,579 (0,560)	0,400 (3,420)	-10,137 (9,253)	0,621 (0,210)	1,272 (0,327)	-0,691 (2,661)	0,625 (4,820)
logaritmo(PP C) ₀	0,059 (0,046)	-0,156 (0,107)	-0,155 (0,110)	-0,056 (0,111)	-0,049* (0,026)	-0,196 (0,063)	-0,190 (0,067)	-0,184 (0,068)
Ed	-	0,159 (0,074)	0,156 (0,100)	0,097 (0,106)	-	0,102 (0,042)	0,077 (0,054)	0,064 (0,054)
Ev	-	-	0,045 (0,887)	2,461 (2,257)	-	-	0,494 (0,680)	0,187 (1,172)
Mi	-	-	-	0,003 (0,002)	-	-	-	-0,001 (0,001)
λ	-	-	-	-	0,007	0,031	0,030	0,0290
n. obs.	19	19	19	19	19	19	19	19
R ²	0,0613	0,2567	0,2568	0,3565	0,1172	0,2693	0,2840	0,2940

Obs.: Desvio-padrão entre parênteses. Todas as regressões são robustas à heterocedasticidade. Valores marcados indicam significância ao nível de 5%. * indica significância ao nível de 7,5%.

Os resultados confirmam as evidências encontradas na seção anterior¹². Não há para os anos 80, qualquer evidência de convergência- β absoluta ou condicional, quer seja para o produto por trabalhador, quer seja para o produto per capita. Por outro lado, para o período 1990-97 há evidências de convergência- β condicional e mesmo absoluta¹³, quando se permite certa expansão no grau de significância.

Nestes anos considerados da década de 90, os resultados para os dois agregados são qualitativamente coincidentes. A velocidade de convergência encontrada para produto per capita revela-se porém mais elevada que aquela obtida para a regressão com base no produto por trabalhador. O inverso acontece com os valores do coeficiente da variável educacional, que novamente se revela mais importante que as demais relacionadas com o capital humano. De forma geral, todavia, estas evidências parecem indicar que o produto per capita, sobretudo neste período, revela-se neste teste uma boa *proxy* para o produto por trabalhador.

4.2.2.2 Convergência- β : estimações com dados de painel

No capítulo 3 foram discutidas as limitações do teste de convergência- β para apreender os movimentos do sentido de alcance (catch-up) das economias mais ricas pelas mais pobres. Adicionalmente, ficou caracterizado o problema da provável inconsistência dos estimadores OLS nestas regressões de crescimento, relacionada com a omissão do parâmetro tecnológico inicial (A). Como foi visto, a omissão deste termo, correlacionado com o produto por trabalhador inicial, muito provavelmente levaria a

¹² Em vista das relações entre o teste de convergência- σ e o teste de convergência- β vistas no capítulo 3, o resultado não é surpreendente.

¹³ Para a regressão I, II e IV do período as velocidades de convergência implicam, de acordo com o Modelo Neoclássico, metade das distâncias que separa as economias de seus *steady states* percorridas em, respectivamente, 99, 19,25 e 17,77 anos.

uma subestimação do coeficiente de convergência (e assim da velocidade de convergência).

Nesta subseção pretende-se, através da utilização de dados de painel, fornecer evidências sobre este viés e obter estimativas consistentes do coeficiente e da velocidade de convergência. Para isto é utilizado o estimador LSDV (Least Squares Dummy Variables)¹⁴.

A passagem da dimensão *cross section* para uma estrutura de painel ou longitudinal é feita dividindo o período 1981-97 em quatro períodos de tempo menores e obtendo os valores das variáveis utilizadas na regressão para estes períodos. Precisamente, foram definidos 4 intervalos de quatro anos: 1981-85, 1985-89, 1989-1993 e 1993-97, o que permitiu obter 4 pontos no tempo para cada estado¹⁵. Adicionalmente, também foram exploradas todas as possibilidades de intervalos de quatro anos dentro do intervalo maior 1981-1997. Para todos os intervalos, as variáveis relacionadas com o capital humano foram tomadas em seus valores iniciais¹⁶.

Da equação (4.2.2.2) acima, é possível obter uma representação na forma de dados de painel tradicional, explicitando o componente fixo específico de cada estado, aqui relacionado com o parâmetro tecnológico. Assim tem-se:

$$\Delta \log y_{it} = a + b \log y_{it-1} + c \log s_{ih} + \eta_t + \mu_i + e_{it} \quad (4.2.2.3)$$

onde: $\Delta \log y_{it} = \log y_{it} - \log y_{it-1}$

$$a = (1 - e^{-\lambda r}) \frac{\alpha}{1 - \alpha - \beta} (\log(s_k)) - (1 - e^{-\lambda r}) \frac{\alpha + \beta}{1 - \alpha - \beta} \log(n + g + \delta)$$

¹⁴ Tal estimador, utilizado também por Islam (1995) no trabalho provavelmente mais importante com dados de painel em regressões de crescimento, tem propriedades assintóticas semelhantes ao Estimador de Mínima Distância (MD), indicado para situações em que os efeitos fixos individuais são claramente correlacionados com as variáveis exógenas incluídas, e gera estimativas exatamente iguais àquelas obtidas com o Estimador de Efeito-Fixo. Islam (1995, 1998) fornece uma boa discussão de alguns destes pontos. Outra opção que se tentou levar a efeito foi a utilização do estimador GMM (*General Methods of Moments*), mas a dificuldade de obtenção de bons instrumentos inviabilizou sua utilização.

¹⁵ O tamanho dos intervalos, 4 anos, coincide com aquela utilizada por Menezes (1999) e difere por um ano daquela utilizada por Islam (1995).

$$b = -(1 - e^{-\lambda r})$$

$$c = (1 - e^{-\lambda r}) \frac{\beta}{1 - \alpha - \beta}$$

$$\eta_i = g(t_2 - e^{-\lambda r} t_1) \quad e$$

$$\mu_i = (1 - e^{-\lambda r}) \log A_{i1} \quad .$$

com o penúltimo termo representando uma constante específica de cada período e o último termo representando o efeito específico de cada estado. A utilização de dados de painel permite exatamente controlar a presença deste efeito, em geral correlacionado com o nível inicial de renda e antes omitido (viesando as estimativas).

São feitos dois conjuntos de estimativas, tanto para o produto por trabalhador como para o produto per capita. O primeiro conjunto, *Pooled Regressions*, simplesmente aplica o estimador OLS para todo o conjunto de dados, agora espaçados no tempo em quatro anos, e permite perceber as influências cíclicas nos resultados OLS, quando comparado com o resultado obtido para as estimativas *cross-sections* anteriores. O segundo resulta da aplicação do estimador LSDV aos dados de painel. Os resultados para o produto por trabalhador são mostrados nas tabelas abaixo.

Tabela 4.8 - Produto por trabalhador
Variável dependente é $\Delta \ln(\text{PPT})$ - 1981-97

Pooled Regression	I	II	III	IV
cte	0,268 (0,175)	1,481 (0,223)	-0,661 (1,116)	-2,061 (1,605)
$\ln(\text{PPT})_0$	-0,027 (0,019)	-0,237 (0,034)	-0,211 (0,038)	-0,200 (0,039)
Ed	-	0,140 (0,021)	0,100 (0,031)	0,104 (0,032)
Ev	-	-	0,513 (0,259)	0,814 (0,366)
Mi	-	-	-	0,001 (0,0005)
λ	-	0,068	0,059	0,056
dum.est.	-	-	-	-
dum.temp.	-	-	-	-
n. obs.	247	247	247	247
R ²	0,0075	0,2449	0,2562	0,2619

Obs.: Desvio-padrão entre parênteses. Todas as regressões são robustas à heterocedasticidade. Valores marcados indicam significância ao nível de 5%

¹⁶ Novamente, também foram feitas regressões com os valores médios de cada período para estas variáveis; os resultados, contudo, pouco se modificaram.

Os coeficientes de convergência destas e das regressões OLS para dados em *cross-section* obtidos anteriormente não são imediatamente comparáveis, dados os diferenciais de períodos de crescimento. Apenas as velocidades de convergências obtidas o são. Nota-se, no entanto, que também aqui não se obtém a convergência- β absoluta. A divisão do período total (1981-97) em períodos menores não altera este importante resultado, um resultado que se revela assim bastante robusto. Agora, porém, há evidências de convergência- β condicional e tanto os anos médios de educação como a expectativa de vida (logaritmo dos anos) são significantes e afetam positivamente o crescimento (conforme o esperado). Os valores das velocidades obtidas indicam, de acordo com o Modelo Neoclássico, que metade da distância que separa as economias de seus respectivos *steady states* será percorrida em média em 11,6 anos.

Os resultados da tabela abaixo, obtidos com o estimador LSDV, onde são utilizadas variáveis *dummies* para os estados, mostram o viés presente nestas estimativas, apontando para a subestimação do coeficiente de convergência (e assim da velocidade de convergência).

Tabela 4.9 - Produto por trabalhador
Variável dependente é $\Delta \logaritmo(PPT)$

LSDV	I	II	III	IV
Cte	8,264 (0,960)	7,976 (0,937)	2,710 (3,83)	4,552 (5,561)
logaritmo(PPT) ₀	-0,946 (0,108)	-0,943 (0,109)	-0,936 (0,110)	-0,935 (0,110)
Ed	-	0,070 (0,062)	0,076 (0,062)	0,074 (0,063)
Ev	-	-	1,288 (0,876)	0,852 (1,311)
Mi	-	-	-	-0,001 (0,001)
λ	0,731	0,718	0,686	0,682
dum.est.	sim	sim	sim	sim
dum.temp.	sim	sim	sim	sim
n. obs.	247	247	247	247
R ²	0,5689	0,5738	0,5782	0,5785

Obs.: Desvio-padrão entre parênteses. Todas as regressões são robustas à heterocedasticidade. Valores marcados indicam significância ao nível de 5%.

Tais evidências revelam um valor extremamente elevado para o coeficiente de convergência (e para a associada velocidade) quando se controla pelas características específicas dos estados. Em verdade, a “meia-vida” cai para apenas 0,743 anos na especificação IV, por exemplo, o que evidencia a presença importante do viés discutido no capítulo 3, decorrente da omissão das características tecnológicas iniciais dos estados, correlacionadas com os respectivos produtos por trabalhador iniciais. É importante destacar o papel das *dummies* estaduais neste contexto.

Como enfatizam Mankiw, Romer e Weil (1992) e Islam (1995), as diferenças entre os estados relacionados com o parâmetros tecnológicos iniciais (A) em verdade não se restringem às características puramente tecnológicas das diferentes funções de produção, mas refletem todo um conjunto de especificidades de dotações, clima, instituições e culturais que afetam as produtividades totais dos fatores nas funções de produção regionais. As *dummies* estaduais então permitem um controle para estes diferenciais. O que se revela é que estas são extremamente importantes para o caso dos estados brasileiros, um resultado também encontrado por Azzoni, Menezes, Menezes e Silveira Neto (1999) para o mesmo conjunto de estados e o período 1981-96, utilizando porém dados de renda da PNAD, e por Menezes (1999), também com dados da PNAD e mesmo período, em um estudo sobre convergência entre rendas per capita das regiões metropolitanas do país.

Outra evidência reveladora é quanto ao papel do capital humano. Antes importante para obtenção da convergência- β condicional, não se mostra agora estatisticamente significativa (em nenhum de seus componentes) quando outras características regionais são também consideradas. Este resultado, também presente para as estimações mostradas adiante para o produto per capita, parece indicar que as diferenças regionais de educação (e os diferenciais de investimento em capital humano)

são relativamente menos importantes para a dinâmica do produto por trabalhador quando se consideram diferenças nas demais características regionais.

Tal resultado deve ser tomado com precaução, em razão da dificuldade empírica de apreender as contribuições do investimento em capital humano. Destaquem-se neste sentido as limitações das medidas utilizadas para apreender a influência desta variável, que não captam, por exemplo, o aprendizado não-formal e a experiência profissional. No trabalho acima referido, Azzoni, et al (1999), utilizando um conjunto de especificações mais amplo, com base nos domicílios, para o capital humano, que inclui educação de todos os membros do domicílio, obtêm resultados mais favoráveis para a contribuição desta variável. Em quase todas as especificações a variável que representa o capital humano do chefe do domicílio (anos médios de estudo) revela-se estatisticamente significativa. Sua influência, todavia, é quantitativamente menos importante que as variáveis de infra-estrutura e geográficas, também incluídas nas regressões.

Percebe-se que os resultados para o produto per capita refletem em muito boa medida os acima obtidos para o produto por trabalhador, quando se comparam os resultados da tabela 4.10 abaixo com os das tabelas 4.9 e 4.8.

Tabela 4.10 - Produto per capita
Variável dependente é Δ logaritmo(PPC)

Pooled Regression	I	II	III	IV	LSDV
Cte	0,112 (0,121)	0,857 (0,178)	0,416 (1,045)	0,104 (1,515)	9,769 (4,065)
Logaritmo(PPC) ₀	-0,006 (0,015)	-0,177 (0,037)	-0,173 (0,040)	-0,170 (0,039)	-0,998 (0,068)
Ed	-	0,127 (0,026)	0,118 (0,035)	0,119 (0,035)	0,045 (0,043)
Ev	-	-	0,108 (0,247)	0,176 (0,350)	-0,404 (0,956)
Mi	-	-	-	0,001 (0,001)	-0,001 (0,001)
λ	-	0,048	0,047	0,046	1,553
dum.est.	-	-	-	-	Sim
dum.temp.	-	-	-	-	sim
n. obs.	247	247	247	247	247
R ²	0,0006	0,1641	0,1647	0,1650	0,7294

Obs.: Desvio-padrão entre parênteses. Todas as regressões são robustas à heterocedasticidade. Valores marcados indicam significância ao nível de 5%.

Também aqui as evidências das pooled regressions não favorecem a convergência- β absoluta, apenas condicional. Note-se, ainda para estas regressões, que os valores das velocidades de convergência revelam-se bem mais altos do que aqueles obtidos nas regressões cross-sections (tabela 4.5), o que mostra que os resultados são afetados quando se considera um intervalo menor para o crescimento. Adicionalmente, a influência da variável educacional é sempre significativa e no sentido esperado.

Os resultados aplicando o estimador LSDV são qualitativamente próximos daqueles obtidos para o produto por trabalhador. Novamente perdem significância as variáveis de capital humano quando são consideradas as demais características regionais. A velocidade de convergência aqui é, porém, muito mais elevada, indicando uma melhor apreensão das diferenças regionais quando são utilizadas as *dummies* estaduais. É elucidativa a este respeito a observação dos valores e significâncias das *dummies* estaduais obtidas nos dois casos, mostrados na tabela abaixo.

Tabela 4.11 - Valores das *Dummies* Estaduais

Estados	PPT	Pib per capita
SP	0,596 (0,157)	1,094 (0,115)
RJ	0,368 (0,139)	0,813 (0,099)
RS	0,375 (0,164)	0,827 (0,112)
SC	0,327 (0,162)	0,717 (0,108)
ES	0,227 (0,133)	0,514 (0,083)
PR	0,235 (0,129)	0,573 (0,088)
MG	0,155 (0,101)	0,439 (0,069)
MS	0,049 (0,096)	0,363 (0,068)
MT	0,005 (0,082)	0,160 (0,059)
BA	-0,041 (0,049)	-0,009 (0,037)
SE	0,092 (0,129)	0,131 (0,081)
RN	-0,138 (0,050)	-0,179 (0,032)
CE	-0,263 (0,054)	-0,312 (0,035)
GO	-0,194 (0,085)	-0,031 (0,056)
AL	-0,120 (0,085)	-0,264 (0,069)
PB	-0,297 (0,075)	-0,457 (0,055)
PI	-0,639 (0,104)	-0,824 (0,082)
MA	-0,749 (0,092)	-0,868 (0,059)

Obs.: Desvio-padrão entre parênteses. Valores marcados indicam significância ao nível de 5%. Os valores correspondem àqueles das regressões IV da tabela 4.9 e última da tabela 4.10.

É interessante perceber primeiro que, em ambos os casos, as variáveis, quando significantes (grande maioria), aparecem com sinal e valor esperados, já que o estado de PE, com valor do produto por trabalhador em posição intermediária entre todos os estados, é tomado como referência (razão da sua omissão), não havendo qualquer exceção. Isto é, de forma geral, de fato os estados mais ricos (valores mais elevados de produto por trabalhador e per capita) apresentam características ou especificidades não relacionadas diretamente com os níveis de capital humano mais favoráveis ao crescimento. Há, porém, importantes diferenças que explicam os resultados comentados acima.

No caso dos valores obtidos nas regressões com o produto per capita, há quase que uma simetria entre os valores positivos e negativos, respectivamente para os estados ricos e para os pobres, em relação ao estado de Pernambuco (referência). A situação é menos marcada para o caso do produto por trabalhador. Além disso, as diferenças entre os valores para os estados ricos são muito mais elevadas para o caso do produto per capita, diferenças essas que são explicadas pela grande elevação dos valores para os estados ricos (os valores são aproximadamente dobrados) quando se considera o produto per capita, ao invés do produto por trabalhador.

Necessariamente, qualquer tentativa de explicação mais detalhada destas diferenças, dada a variada gama de especificidades estaduais envolvidas e que podem ser captadas pelas *dummies*, é imprecisa. No entanto, tais evidências sugerem que as especificidades regionais são importantes e operantes em todas as situações e que as mesmas são relativamente menos importantes quando se considera mais restritamente a esfera produtiva. Isto deve ser esperado, já que fatores culturais e institucionais, por exemplo, provavelmente são mais importantes na determinação do comportamento do produto per capita, e menos diretamente vinculados às decisões de emprego e produção, o que talvez explique a sobrestimação do coeficiente e da velocidade de convergência quando se utiliza nas regressões de crescimento o produto per capita ao invés do produto por trabalhador.

4.2.3 Diferenciais de Desempenhos Estaduais

Foram vistas no capítulo 3 as limitações dos testes de convergência- β no sentido de fornecer evidências sobre possíveis desempenhos superiores dos estados mais pobres em relação aos mais ricos, isto é, sobre possíveis processos de catch-up dos mais ricos

pelas economias mais pobres. Efetivamente, mesmo evidências de convergência- β absoluta não garantem desempenho superior de todas as economias mais atrasadas em relação às mais avançadas; as regressões, como já discutido, simplesmente retratam um comportamento médio. Nesta subseção é feito, assim, um exame mais específico dos diferentes desempenhos regionais.

Como sugerido por Baumol, Nelson e Wolff (1994), um primeiro passo neste sentido é observar o comportamento de cada economia em relação àquele da economia líder, no caso tratado, São Paulo (SP). Isto é feito através da tabela abaixo, que também destaca os desempenhos em relação à média dos estados.

Tabela 4.12
Crescimento em Relação a SP e Média dos Estados
1981-97

	Pib por Trabalhador		Pib per capita	
	SP	Média	SP	Média
SP	0,0000	0,0356	0,0000	-0,0643
RJ	-0,0691	-0,0335	-0,0068	-0,0711
RS	0,1012	0,1367	0,1845	0,1202
SC	-0,0400	-0,0045	0,1717	0,1074
ES	0,0390	0,0746	0,2040	0,1397
PR	0,0803	0,1159	0,2256	0,1612
MG	0,0861	0,1217	0,2221	0,1578
MS	-0,0425	-0,0069	0,0352	-0,0291
MT	-0,2542	-0,2187	-0,0249	-0,0892
PE	0,0697	0,1052	0,1035	0,0391
BA	-0,1257	-0,0901	-0,0375	-0,1019
SE	-0,0516	-0,0160	-0,0174	-0,0817
RN	-0,0570	-0,0214	0,0588	-0,0056
CE	0,1971	0,2327	0,2681	0,2038
GO	-0,3035	-0,2679	-0,1526	-0,2169
AL	-0,2123	-0,1767	-0,1926	-0,2570
PB	-0,0659	-0,0303	0,0401	-0,0242
PI	0,0943	0,1299	0,1793	0,1149
MA	-0,1217	-0,0862	-0,0389	-0,1032

Obs.: Marca cinza indica desempenho superior tanto em relação a SP como em relação à média dos estados

As marcas evidenciam os estados de desempenho superior, para o produto por trabalhador e per capita, em relação tanto ao desempenho de SP como ao desempenho médio para todo o conjunto de estados (menos da metade dos demais 18 estados).

Nestes, encontram-se apenas três dos dez estados mais pobres e quatro dos restantes oito estados.

Numa primeira comparação entre regiões, nota-se que dos 6 estados que compõem conjuntamente (além de SP) as regiões Sul e Sudeste, apenas dois apresentam desempenho inferior à economia líder (SP), quando se considera o produto por trabalhador, e apenas um (RJ) quando a referência é o produto per capita. Para os estados do Nordeste, não obstante pertencer à região o estado de melhor desempenho na amostra (Ceará), apenas três dos nove estados apresentam desempenho superior, se a comparação diz respeito ao desempenho do produto por trabalhador, e cinco, se esta é baseada no produto per capita. Os estados do Centro-Oeste apresentam em geral desempenho abaixo da média¹⁷, exceto o MS.

Tais comportamentos parecem consistentes com o crescimento do peso das desigualdades inter-regionais e diminuição da parcela explicada pela desigualdade intra-regional na evolução do coeficiente de Theil de desigualdade, visto anteriormente. Conformam também com a inexistência de convergência- β absoluta.

Há, além disso, uma diferença importante quando se comparam os desempenhos dos estados em relação a SP utilizando o produto por trabalhador e utilizando o produto per capita. A comparação com base neste último agregado mostra uma situação melhor para os demais estados, potencializando os diferenciais positivos e minorando os desempenhos negativos da comparação com base no produto por trabalhador. Tal fato é explicado pelo maior crescimento no período da taxa de emprego em todos os demais estados em relação a SP. Isto influencia a tendência à obtenção de resultados de convergência nas regressões cross-sections que consideram todo o período 1981-97 e utilizam o produto per capita como proxy, e à não obtenção deste resultado quando as

¹⁷ Para o caso de Goiás, parte importante da explicação deste fraco desempenho é explicado pela incorporação conjuntamente dos dados sobre o novo estado do Tocantins.

regressões fazem uso do próprio produto por trabalhador (comparem-se as tabelas 4.4 e 4.5).

Nas regressões feitas acima, foram identificados padrões distintos de desempenhos comparativos entre estados para a década de 80 e para a década de 90. Em verdade, um exame mais específico dos desempenhos estaduais nos dois períodos permite iluminar, ao mostrar o caráter regionalmente diferenciado destes, as razões destes distintos padrões.

A tabela a seguir explicita os desempenhos relativos para os dois períodos.

Tabela 4.13 - Crescimento em Relação a SP e à Média dos Estados

	1981-90				1990-97			
	pib por trabalhador		pib per capita		pib por trabalhador		pib per capita	
	SP	Média	SP	Média	SP	Média	SP	Média
SP	0,0000	0,0312	0,0000	0,0347	0,0000	0,0043	0,0000	-0,0990
RJ	-0,2302	-0,1990	-0,1294	-0,0947	0,1611	0,1655	0,1227	0,0238
RS	0,1660	0,1972	0,1299	0,1646	-0,0648	-0,0604	0,0546	-0,0444
SC	0,1203	0,1515	0,1399	0,1746	-0,1603	-0,1560	0,0319	-0,0671
ES	0,1139	0,1452	0,0464	0,0811	-0,0749	-0,0706	0,1576	0,0585
PR	0,1148	0,1460	0,2006	0,2353	-0,0344	-0,0301	0,0249	-0,0741
MG	0,0479	0,0791	0,0751	0,1097	0,0382	0,0426	0,1471	0,0481
MS	-0,1133	-0,0821	-0,1103	-0,0756	0,0708	0,0752	0,1456	0,0466
MT	-0,1605	-0,1293	-0,2536	-0,2189	-0,0937	-0,0894	0,2287	0,1296
PE	-0,0209	0,0104	-0,0061	0,0286	0,0905	0,0948	0,1096	0,0106
BA	-0,0659	-0,0347	-0,0524	-0,0177	-0,0598	-0,0554	0,0149	-0,0842
SE	0,0289	0,0601	-0,0297	0,0050	-0,0804	-0,0761	0,0123	-0,0867
RN	-0,0195	0,0118	-0,0742	-0,0395	-0,0375	-0,0332	0,1330	0,0340
CE	-0,0039	0,0273	-0,0109	0,0238	0,2011	0,2054	0,2790	0,1800
GO	-0,2369	-0,2057	-0,2083	-0,1736	-0,0665	-0,0622	0,0557	-0,0433
AL	-0,1526	-0,1214	-0,1996	-0,1649	-0,0597	-0,0553	0,0069	-0,0921
PB	0,0224	0,0537	-0,0045	0,0302	-0,0883	-0,0840	0,0446	-0,0544
PI	0,0107	0,0420	-0,0043	0,0304	0,0836	0,0879	0,1836	0,0845
MA	-0,2145	-0,1833	-0,1678	-0,1331	0,0928	0,0971	0,1289	0,0299

Obs.: Marca cinza indica desempenho superior tanto em relação a SP como em relação à média dos estados.

Há uma evidente diferenciação para os padrões de desempenhos comparativos entre os dois períodos, que explica os resultados antes obtidos para as regressões de crescimento. Enquanto no primeiro período os destaques são regional e economicamente concentrados, nos anos da década de 90 os destaques são claramente

regionalmente desconcentrados e têm melhor distribuição entre estados ricos e pobres (embora favoreçam mais estes últimos). Apesar de não ser o estado com melhor desempenho quando se considera todo o período 1981-97 (como foi visto, este posto cabe ao estado do CE), o estado de MG é o único que mantém um desempenho destacado nos dois subperíodos.

De fato, para o primeiro período, nove anos da década de 80, os destaques positivos estão concentrados em cinco dos seis estados mais ricos (excetuando SP), estando todos eles na regiões Sul e Sudeste. Apenas o RJ tem movimento na direção oposta. Todos os estados da região Sul têm desempenhos superiores tanto a SP como em relação à média do país. Por outro lado, os demais estados mais pobres têm desempenho inferior, embora alguns estados do Nordeste destaquem-se em relação ao desempenho médio (SE, PB, PI, CE e PE). Em verdade, os estados desta região apresentam variados padrões de desempenho

Este padrão é alterado de forma significativa nos anos considerados da década de 90. Há uma evidente desconcentração (regional e econômica) em relação aos destaques em termos de desempenho comparativo. À parte PE, estado tomado com referência para as dummies nas regressões por corresponder ao estado com nível intermediário de produto por trabalhador (em 97), dos demais 6 destaques, 3 pertencem à metade mais rica dos estados da amostra e 3 à metade mais pobre. Ressalte-se que entre estes últimos três, dois correspondem aos dois estados mais pobres da amostra (PI e MA)¹⁸. Também pertence ao Nordeste o grande destaque do período, o estado do CE.

Este último período também apresenta um desempenho mais favorável da grande maioria dos estados quando a comparação em relação a SP é feita em termos de produto per capita (a única exceção é o RJ), o que reflete taxas de emprego com

¹⁸ A diminuição da dispersão de forma acentuada para os estados do NE nos anos considerados da década de 90, vista no início deste capítulo, reflete em verdade tais movimentos.

crescimento mais elevado no período para estes estados, um comportamento mais próximo àquele verificado para todo o período 1981-97.

Tais comportamentos distintos para as duas décadas podem aparentemente parecer contraditórios com a evolução das parcelas intra e inter-regional observadas para o coeficiente de Theil (tabela 4.3). Lá, a parcela da desigualdade inter-regional mantinha-se estável quando se comparavam os anos polares desta década (81 e 90). Já para os anos da década de 90, os valores para 90 e 97 apresentavam uma elevação da participação desta parcela (com correspondente diminuição da parcela intra-regional). Um exame mais minucioso daquela tabela mostra porém que a grande elevação da parcela da desigualdade inter-regional verifica-se de 1986 a 1991. A diminuição do peso desta parcela na desigualdade no período anterior (81-86) é explicada, por sua vez, pela elevação da contribuição da desigualdade intra-regional do NE e pela diminuição desta contribuição do SE, o que parece de acordo com as evidências acima.

Por fim, os resultados acima apresentados permitem conclusões importantes. Primeiro, estas não indicam qualquer tendência decisiva e consistente de elevação ou diminuição das desigualdades entre os estados durante todo o período 1981-97. Tal conclusão merece porém duas qualificações importantes. A primeira, é que os dois conjuntos de anos considerados para as duas décadas apresentam resultados em relação à tendência. Nos anos considerados da década de 80, a tendência predominante é de elevação das desigualdades destes agregados entre os estados; tendência oposta ocorre, por sua vez, nos anos considerados da década de 90, onde há tendência de diminuição das desigualdades. A segunda é que a consideração da tendência para todo o conjunto de estados mascara desempenhos bastante diferentes dos estados tanto entre o grupo de estados mais ricos, como dentro do grupo de estados mais pobres. Destaque-se neste sentido entre os 9 estados mais ricos, os desempenhos favoráveis dos estados do Paraná

e Minas Gerais. Já os estados do Ceará e Piauí têm desempenhos bastante superiores aos dos demais estados pertencentes ao grupo dos 10 mais pobres.

As evidências também permitem relevar um até aqui inexplorado aspecto nos estudos de convergência entre estados para o caso brasileiro. Precisamente, os resultados mostram que a dinâmica de evolução da desigualdade entre os estados obtida a partir da utilização dos produtos per capita estaduais reflete bastante bem a evolução da desigualdade obtida utilizando, de forma mais rigorosa e consoante com os modelos de crescimento, os produtos por trabalhador estaduais. Isto é, os diferenciais interestaduais de comportamento da taxa de emprego ao longo do tempo não parecem ter influência decisiva no resultado de convergência/divergência entre os estados. Novamente, porém, há uma qualificação importante a ser considerada. Em verdade, a utilização dos produtos per capita tende a superestimar os valores obtidos para a velocidade de convergência a partir dos produtos por trabalhador estaduais.

Resta então, à luz da discussão feita no capítulo dois deste trabalho, procurar entender as fontes desta dinâmica de comportamento da desigualdade dos produtos por trabalhador dos estados. Relembre-se daquele capítulo que a evolução do produto por trabalhador pode ser explicada tanto por fontes intra-setoriais, acumulação de capital por trabalhador e progresso técnico setorial, e fontes inter-setoriais, produto de realocações dos fatores entre os setores. Tal tarefa, cuja importância é reforçada pela segunda das conclusões acima, é levada a efeito no capítulo a seguir.

Capítulo V

Fontes Setoriais do Movimento do Produto por Trabalhador e Convergência

O capítulo anterior representa uma mudança fundamental em relação aos estudos de convergência dos estados brasileiros até então existentes. A consideração do produto agregado por trabalhador dos estados, ao invés do produto per capita, na análise da convergência permite maior aproximação com as teorias e evita que os resultados sofram influências dos diferenciais de taxa de emprego da força de trabalho. Esta não é, contudo, a única vantagem analítica desta mudança de enfoque.

Como já discutido no capítulo dois, o foco no produto agregado por trabalhador fornece uma compreensão muito melhor das diferentes dinâmicas destes agregados entre os estados, já que permite compreender suas fontes intra e inter-setoriais de variações. Isto é, permite compreender as influências das dinâmicas dos produtos por trabalhador dos diferentes setores sobre o produto agregado por trabalhador de cada estado (fontes intra-setoriais), por um lado, e permite explorar a possível contribuição da realocação do fator trabalho entre estes setores sobre o produto agregado dos estados (fontes inter-setoriais), por outro.

O presente capítulo pretende um melhor entendimento das diferentes dinâmicas dos produtos agregados por trabalhador dos estados através da investigação destas duas fontes de influências. Em sua primeira parte, explora as influências dos movimentos dos produtos por trabalhador de diferentes setores, fonte intra-setorial da dinâmica do produto agregado por trabalhador em cada estado. Como foi visto no capítulo dois, sob perfeito equilíbrio dos mercados dos fatores, inexistiria o efeito da realocação destes fatores sobre o produto agregado por trabalhador (fonte intersetorial) e a dinâmica do produto agregado por trabalhador refletiria apenas uma média ponderada do

comportamento dos produtos por trabalhador dos vários setores. Neste caso, lembre-se, ter-se-ia formalmente:

$$g_y = \sum_i \rho_i g_{yi} + \sum_i \rho_i g_{\gamma_i} \quad (2.1.4)$$

onde g_y é a taxa de crescimento do produto agregado por trabalhador (y), ρ_i a participação do produto do setor no produto total, g_{y_i} a taxa de variação do produto por trabalhador do setor i , $\gamma_i = L_i / L$ e g_{γ_i} a taxa de variação desta participação do emprego do setor i . Relembre-se que, nesta situação, a segunda parcela da direita representa parte da acumulação de capital por trabalhador e não o impacto independente da realocação dos fatores sobre o crescimento do produto por trabalhador.

Na segunda parte, busca-se averiguar empiricamente a importância da realocação da força de trabalho entre os diferentes setores sobre a dinâmica do produto agregado por trabalhador para o caso dos estados brasileiros, isto é, do componente intersetorial da variação deste produto. Como visto, a presença deste efeito reflete o ajustamento dos fatores aos diferentes retornos ou remunerações entre os setores, o que requer imperfeita mobilidade de fatores e ou imperfeita informação. A presença desta fonte adicional de variação dos produtos agregados por trabalhador dos estados implica, como visto, uma reinterpretação da equação acima, mais fácil de perceber quando tal equação é reescrita na forma:

$$g_y = \sum_i \rho_i \alpha_i g_{ki} + \sum_i \rho_i \hat{A}_i + \sum_i \rho_i g_{\gamma_i} \quad (2.1.6)$$

onde, lembre-se, $\alpha_i = F_{K_i} \cdot K_i / Y_i$ e \hat{A}_i é a taxa de progresso técnico do setor i , g_{ki} é a acumulação de capital por trabalhador deste setor, e agora a última parcela representa o impacto da realocação do fator trabalho entre os setores no crescimento do produto por trabalhador.

A análise a seguir irá permitir avaliar a presença, a magnitude e o sentido destas diferentes fontes de variação do produto agregado por trabalhador dos estados brasileiros no período 1981-97.

5.1 Dinâmica dos Produtos por Trabalhador Setoriais e Convergência

Esta seção busca apresentar evidências sobre as contribuições dos movimentos individuais dos produtos por trabalhador dos setores, para a dinâmica observada no capítulo anterior do produto agregado por trabalhador dos estados considerados neste trabalho.

Como se discutiu no capítulo dois e é representado pela equação (2.1.6) acima, o movimento do produto agregado por trabalhador reflete tanto os movimentos dos produtos por trabalhador setoriais como efeitos de realocação dos fatores. Note-se que o último termo daquela equação ($\sum_i \rho_i g_{yi}$), denominado *efeito realocação bruto*, como ficou claro naquela oportunidade, não apreende todos os efeitos das realocações dos fatores, já que não inclui realocações do fator capital, nem considera efeitos sobre o crescimento da alteração da relação capital/trabalho decorrente da realocação deste último fator. Em verdade, como se viu, tais efeitos encontram-se incorporados no primeiro termo da equação¹.

As contribuições para a convergência dos produtos agregados por trabalhador deste *efeito realocação bruto* são consideradas na seção seguinte. Nesta, o esforço é concentrado nas evidências sobre o comportamento dos produtos por trabalhador

¹ Foi visto no capítulo dois que este termo correspondia a $\sum_i \rho_i g_{yi} = \sum_i \rho_i \alpha_i g_{ki} + \sum_i \rho_i \lambda_i$, onde α_i é a elasticidade do produto em relação ao capital do setor i , g_{ki} a taxa de acumulação do capital por trabalhador do setor i e λ_i a taxa de variação da produtividade total dos fatores neste setor. O primeiro termo desta igualdade, relembrando, além de

setoriais e suas influências na dinâmica do produto agregado por trabalhador. Sob esta perspectiva, movimentos no sentido de convergência dos setores podem refletir tanto acumulações de capital por trabalhador a um ritmo mais elevado, como taxas de progresso técnico mais altas nos estados mais pobres.

São considerados os grandes setores ou ramos de atividades, e suas mais próximas subdivisões, de acordo com a Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE) do IBGE, adotada tanto nas Contas Regionais como nos Censos e nas PNADs, todos do IBGE. Especificamente, são considerados os setores e subsetores da Agropecuária, Indústria, Indústria de Transformação e Extrativa Mineral, Construção, Serviços, Comércio e Transportes e Comunicações. Para cada setor, o produto por trabalhador (PPT) é obtido utilizando-se o produto ou valor adicionado do setor, obtido das Contas Regionais, e o pessoal ocupado (po) do mesmo, obtido dos micro dados das PNADs².

O estudo das trajetórias dos produtos por trabalhador setoriais segue de perto o já feito para os produtos agregados por trabalhador. Primeiro, é considerada a possível tendência à homogeneização do grupo de estados através do teste de convergência- σ e da evolução de medidas de dispersão; em seguida, a dimensão *catch-up* da convergência é explorada através do teste de convergência- β e do exame comparativo das taxas estaduais de crescimento em cada setor.

captar o efeito da acumulação de capital por trabalhador dos setores, capta possíveis efeitos no produto agregado por trabalhador de realocação do fator capital entre os setores.

² Como para o caso dos PIBs dos estados para o período 1981-84 utilizados no capítulo anterior, os produtos setoriais para estes anos são estimados com base nas séries de renda por setor obtidas das PNADs. Tanto nas Contas Regionais como nas PNADs, o IBGE adota a CNAE para classificar as atividades econômicas. Há, desta forma, exata correspondência entre os setores ou atividades consideradas acima para obtenção das produtividades do trabalho setoriais. O apêndice sobre os dados utilizados fornece uma completa discussão a este respeito, sobre as atividades englobadas em cada um dos ramos ou setores acima considerados e sobre a forma utilizada para obter estimativas dos produtos para o período 1981-84.

Agropecuária

O setor agropecuário compreende conjuntamente as atividades de agricultura, pesca, silvicultura e exploração florestal.

A figura 5.1 abaixo mostra a evolução do desvio-padrão do logaritmo do produto por trabalhador (log (PPT)) para a amostra dos estados para a agropecuária, isto é, o teste de convergência- σ .

Fig. 5.1 a - desvio-padrão do log(PPT) -
Agropecuária

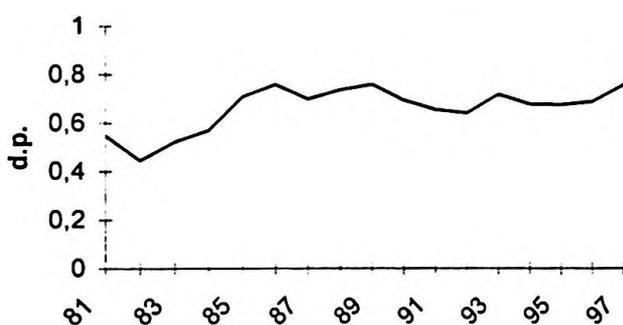
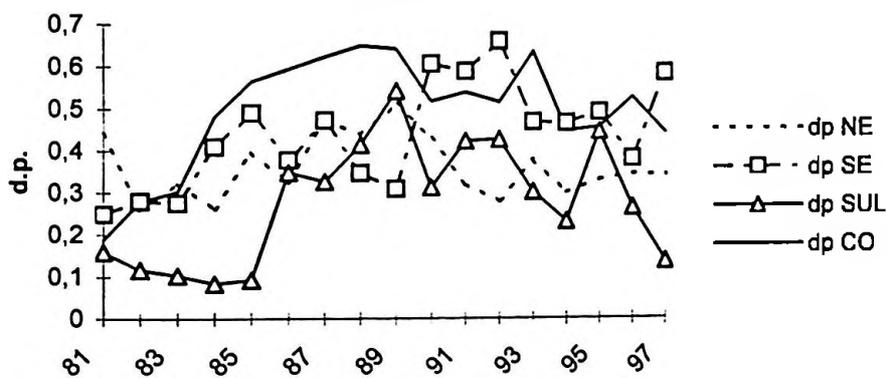


Fig. 5.1 b - desvio-padrão do log(PPT) -
Agropecuária



Percebe-se então uma clara tendência de elevação deste desvio-padrão ao longo do tempo para a mostra como um todo, ou seja, uma tendência à divergência dos produtos por trabalhador do setor. Para as regiões, o comportamento é um pouco distinto. Enquanto que as regiões NE e Sul apresentam estabilidade, apesar de alterações

no intervalo, o comportamento deste desvio para as regiões SE e Centro-Oeste tende a acompanhar aquele para toda a amostra. Como se verá mais tarde, parte da explicação para a região sudeste vem do desempenho do estado de São Paulo. Os valores para a evolução do coeficiente de variação são apresentados abaixo e confirmam a tendência verificada acima.

Tabela 5.1 – Coeficiente de Variação (CV) do Produto por Trabalhador - Agropecuária

Ano	CV
1981	0,4571
1985	0,6703
1989	0,7441
1993	0,7444
1997	0,7576

Tal tendência é confirmada a seguir quando se consideram o teste de convergência- β nas regressões de crescimento. Procede-se aqui exatamente da mesma forma que no capítulo anterior, onde foram estimados três conjuntos de regressões³. Isto é, as regressões OLS de cross-sections tradicionais para o período total 1981-97, um conjunto de Pooled Regressions e a estimação com o estimador LSDV para dados de painel para os mesmos intervalos (quatro anos) dentro deste período total. Mais precisamente, reescrevendo as equações:

$$\log y_{i2} - \log y_{i1} = a_1 + b_1 \log y_{i1} + e_{i2} \quad (5.1.1)$$

e

$$\log y_{i2} - \log y_{i1} = a_2 + b_2 \log y_{i1} + c \log s_h + e_{i2} \quad (5.1.2)$$

para as regressões com o estimador OLS e para as *Pooled Regressions*, e

$$\Delta \log y_{it} = a + b \log y_{it-1} + c \log s_{it} + \eta_t + \mu_i + e_{it} \quad (5.1.3)$$

³ Rigorosamente, embora os modelos de crescimento vistos no capítulo 2 considerem a noção de convergência para um *steady state* para o produto agregado, as regressões permanecem um teste válido para avaliar a dinâmica convergente/divergente do produto por trabalhador de cada setor.

para as estimações com dados de painel, onde agora y é o produto por trabalhador por setor e as demais variáveis também se referem ao setor em questão (assim, por exemplo, $\log s_{it}$ terá como *proxy* os anos médios de estudo do trabalhador do setor). A tabela abaixo apresenta os resultados para o setor agropecuário.

Tabela 5.2 - Agropecuária - Variável dependente é $\Delta \log(\text{PPT})$

	cte	$\log(\text{PPT})_0$	Ed	dum. temp.	dum. est.	n. obs.	R^2	
OLS	I	-1,593 (2,360)	0,196 (0,280)	-	-	19	0,0446	
	II	3,951 (3,048)	-0,601 (0,410)	0,640 (0,260)	-	19	0,0498	
Pooled Reg.	I	0,255 (0,268)	-0,027 (0,032)	-	-	247	0,0030	
	II	2,655 (0,357)	-0,400 (0,049)	0,329 (0,032)	-	247	0,2668	
LSDV		7,097 (0,638)	-0,905 (0,093)	0,024 (0,108)	sim	sim	247	0,8024

Obs.: desvio-padrão entre parênteses. Marcas cinzas indicam significância ao nível de 5%. Todas as regressões são robustas à heterocedasticidade. Para regressões OLS o período considerado é 1981-97. Para as demais regressões são considerados intervalos de tempo de 4 anos.

Lembre-se mais uma vez que os coeficientes das regressões *cross-sections* não são imediata e quantitativamente comparáveis com os das demais regressões, dados os diferentes intervalos de tempo. Perceba-se porém que não há evidências de convergência- β absoluta em nenhuma das equações, nem convergência- β condicional para as regressões *cross-sections*. Por outro lado, as evidências apontam para a convergência- β condicional na Pooled Regression, quando se considera o capital humano (com sinal positivo esperado), e para as estimativas com dados de painel. Nesta última estimativa revela-se também o importante viés do coeficiente de convergência, também encontrado para o produto agregado por trabalhador, e o bom ajustamento da regressão dado pelo valor do R^2 .

Aqui, também é bastante informativa a observação dos valores e significâncias das *dummies* dos estados, reproduzidos abaixo.

Tabela 5.3 - Agropecuária
Valores das *Dummies* Estaduais

Estados	Dummy
SP	1,205 (0,188)
RJ	0,386 (0,144)
RS	1,155 (0,192)
SC	0,942 (0,198)
ES	0,720 (0,114)
PR	1,014 (0,132)
MG	0,612 (0,111)
MS	1,357 (0,135)
MT	0,983 (0,111)
BA	0,003 (0,036)
SE	0,003 (0,037)
RN	-0,069 (0,074)
CE	-0,507 (0,056)
GO	0,801 (0,120)
AL	-0,192 (0,113)
PB	0,035 (0,062)
PI	-0,412 (0,082)
MA	-0,792 (0,088)

Obs.: Desvio-padrão entre parênteses.
Marcas cinzas indicam significância
ao nível de 5%. Valores correspondentes
àqueles da última regressão da tabela
anterior. Também aqui o estado de
Pernambuco, com valores de PPT
e PPC em posição exatamente
intermediária, é tomado como referência,
razão de sua omissão. Tal referência também
é aplicada às demais tabela de *dummies* ao
longo desta seção.

Enfatize-se que as *dummies* captam as especificidades locais, que no caso afetam a produtividade total dos fatores nas funções de produção estaduais do setor. Observa-se, pois, uma divisão menos simétrica em relação ao estado de Pernambuco destes valores, quando comparados com o resultado agregado do capítulo anterior. Tal decorre em virtude da perda de significância dos valores destas *dummies* para os estados mais pobres, o que indica uma homogeneidade de condições em relação ao estado de referência (apenas os dois estados mais pobres, MA e PI, apresentam valores negativos

e significantes). Os resultados parecem refletir bem então as condições comuns, ditadas, por exemplo, pelo clima, estágio de desenvolvimento tecnológico e estrutura fundiária para a produtividade do setor nos estados nordestinos.

As evidências sobre os desempenhos comparativos entre os estados para o setor são completadas abaixo na tabela 5.4, que fornece taxas de crescimento do produto por trabalhador dos estados em relação a SP, estado líder, e à média dos estados.

Tabela 5.4 - Produto por Trabalhador - Crescimento em Realção a SP e à Média dos Estados - Agropecuária

	1981-97		1981-90		1990-97	
	SP	Média	SP	Média	SP	Média
SP	0,000	0,615	0,000	0,538	0,000	0,074
RJ	-0,652	-0,037	-0,867	-0,329	0,215	0,289
RS	-0,059	0,556	-0,033	0,505	-0,026	0,048
SC	-0,416	0,200	-0,281	0,257	-0,135	-0,061
ES	-0,836	-0,220	-0,748	-0,210	-0,088	-0,014
PR	-0,193	0,423	-0,470	0,068	0,277	0,351
MG	-0,617	-0,002	-0,408	0,130	-0,209	-0,135
MS	-0,142	0,474	-0,146	0,392	0,005	0,079
MT	-0,591	0,024	-1,068	-0,530	0,477	0,551
PE	-0,634	-0,018	-0,582	-0,044	-0,052	0,022
BA	-1,122	-0,507	-1,194	-0,656	0,071	0,145
SE	-0,691	-0,075	-0,657	-0,119	-0,034	0,040
RN	-1,062	-0,447	-0,661	-0,123	-0,401	-0,328
CE	-1,048	-0,433	-0,623	-0,085	-0,425	-0,351
GO	-0,674	-0,058	-0,576	-0,038	-0,097	-0,023
AL	-1,440	-0,824	-0,600	-0,062	-0,840	-0,766
PB	-0,489	0,126	-0,118	0,420	-0,372	-0,298
PI	-0,549	0,204	-0,452	0,086	0,040	0,114
MA	-0,411	0,067	-0,736	-0,198	0,188	0,262

Obs.: Marcas cinza indicam desempenho superior à média dos estados.

Para todos os períodos, os destaques, à exceção do estado do PI, pertencem à metade mais rica da amostra dos estados, o que explica a tendência à divergência dos produtos por trabalhador do setor encontrada no teste de convergência- σ .

Indústria

São considerados aqui o setor industrial como um todo e os subsetores da indústria de transformação e extrativa mineral e construção civil⁴. Os testes e critérios de avaliação da convergência aplicados são os mesmos dos utilizados acima. Abaixo é mostrada inicialmente a evolução do logaritmo do produto por trabalhador para estes setor e subsectores.

Fig. 5.2 a - desvio-padrão log(PPT) - Indústria Total

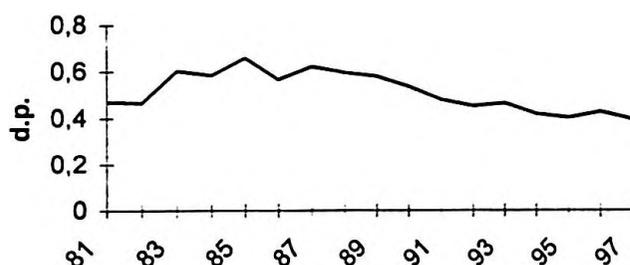
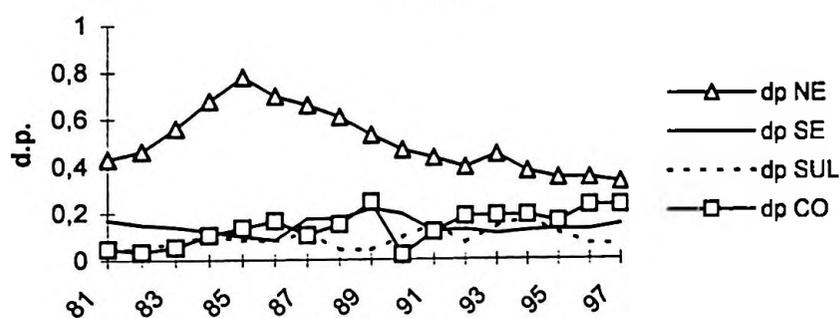


Fig. 5.2 b - desvio-padrão log(PPT) - Indústria total



⁴ De acordo com a divisão do IBGE, são deixados de fora entre os grandes subsectores industriais apenas o subsector da indústria de utilidades públicas.

Fig. 5.3 a - desvio-padrão log(PPT) - Ind. de Tranf. e Extrativa Mineral

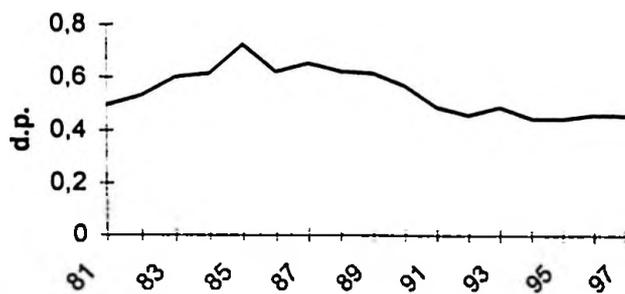


Fig. 5.3 b - desvio-padrão log(PPT) - Ind. de Tranf. e Extrativa Min.

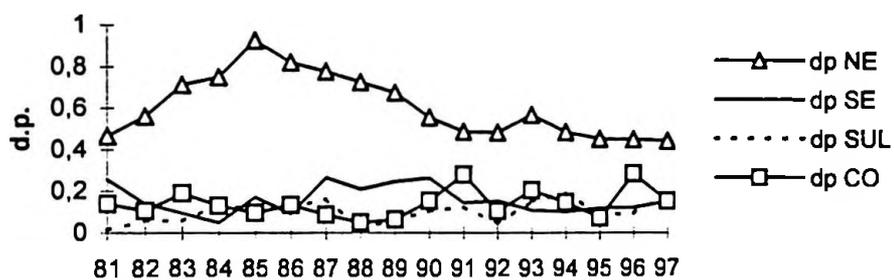


Fig. 5.4 a - desvio-padrão log(PPT) - Construção

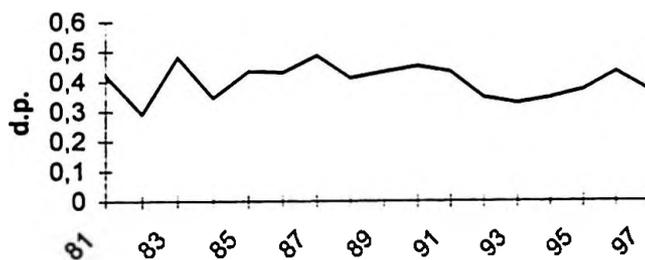
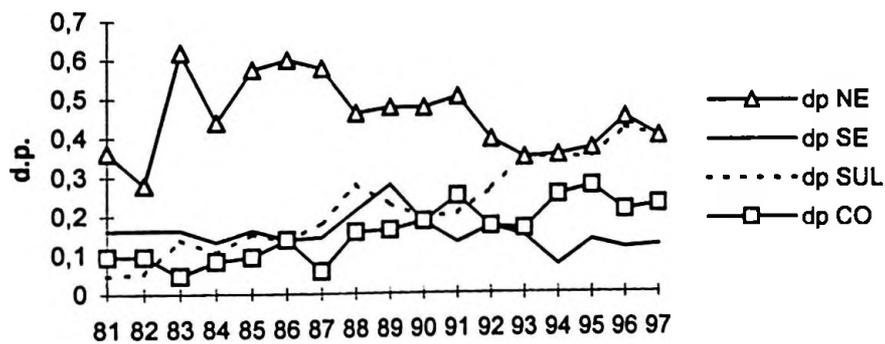


Fig. 5.4 b - desvio-padrão log(PPT) - Construção



Percebe-se um padrão de evolução bem distinto daquele encontrado para a agropecuária. Aqui, as evidências favorecem a convergência dos produtos por trabalhador do setor industrial, isto é, a dispersão do desvio-padrão do logaritmo deste produto diminui ao longo do tempo para a indústria, como um todo, a partir da segunda metade dos anos 80, de acordo com os gráficos 5.2. Este comportamento é, além disso, também encontrado para as regiões NE e SE, e apenas a região Centro-Oeste apresenta comportamento que favorece a divergência para seus estados. O comportamento para a região NE, que parece ter grande importância nesta dinâmica, em grande parte é explicado pelo comportamento do estado de Sergipe, que entre os anos de 83 e 88 tem o mais elevado produto por trabalhador da amostra.

Tal comportamento para a indústria como um todo reflete na verdade a tendência de convergência encontrada para a Indústria de transformação e extrativa a partir de 1985, de acordo com os gráficos 5.3, que apresentam as mesmas tendências para as regiões.

O subsetor da indústria de construção apresenta porém tendência à estabilidade do desvio-padrão do logaritmo do produto por trabalhador no período. Um comportamento bem distinto daquele encontrado para as regiões individualmente. O gráfico 5.4b mostra que este desvio tende a aumentar para as regiões NE, Sul e Centro-Oeste e a diminuir para a região SE.

A tabela 5.5 abaixo fornece os valores do coeficiente de variação para intervalos de quatro anos e confirma a diminuição da dispersão para a indústria como um todo.

Tabela 5.5 - Coeficiente de Variação do PPT

Ano	Indústria	Tranf. e Extrativa.	Construção
1981	0,4018	0,4112	0,3523
1985	0,5937	0,8627	0,3293
1989	0,5167	0,5597	0,3769
1993	0,4214	0,4415	0,2956
1997	0,3723	0,4381	0,3443

Quando se considera a dimensão *catch-up* da convergência, a tendência acima é confirmada. O gráfico abaixo, que “plota” os valores iniciais do logaritmo do produto por trabalhador para a indústria como um todo, contra o crescimento deste produto em todo o período, evidencia os resultados de convergência- β absoluta obtidos nas regressões, mostrados a seguir.

Fig. 5.5 - crescimento e valor inicial do log(PPT) - indústria

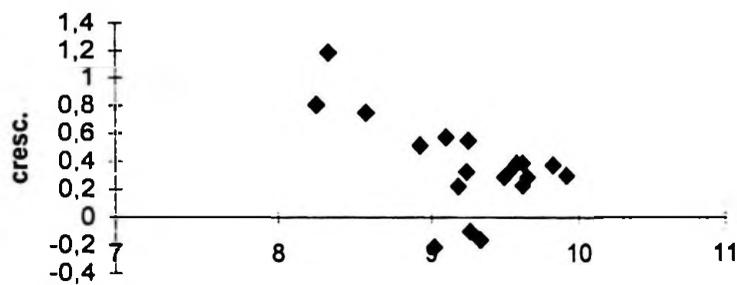


Tabela 5.6 - Indústria

Variável dependente é $\Delta \log(\text{PPT})$

	cte	log(PPT) ₀	Ed	dum. temp.	dum. est.	n. obs.	R ²
OLS I	4,016 (1,236)	-0,162 (0,027)	-	-	-	19	0,3101
II	5,742 (2,162)	-0,645 (0,288)	0,137 (0,126)	-	-	19	0,3590
Pooled Reg. I	1,589 (0,255)	-0,162 (0,027)	-	-	-	247	0,1220
II	2,208 (0,332)	-0,265 (0,047)	0,073 (0,027)	-	-	247	0,1749
LSDV	9,912 (0,785)	-1,089 (0,085)	0,031 (0,030)	sim	sim	247	0,6662

Obs.: desvio-padrão entre parênteses. Marcas cinza indicam significância ao nível de 5%. Todas as regressões são robustas à heterocedasticidade. Para as regressões OLS o período considerado é 1981-97. Para as demais regressões são considerados intervalos de tempo de 4 anos.

Tabela 5.7 - Indústria de Transformação e Extrativa Mineral
Variável dependente é $\Delta\log(\text{PPT})$

	cte	$\log(\text{PPT})_0$	Ed	dum. temp.	dum. est.	n. obs.	R ²
OLS I	3,570	-0,210	-	-	-	19	0,2200
	(1,326)	(0,032)					
II	4,677	-0,589	0,231	-	-	19	0,4666
	(0,685)	(0,081)	(0,077)				
Pooled Reg. I	2,038	-0,210	-	-	-	247	0,1413
	(0,307)	(0,032)					
II	2,585	-0,314	0,088	-	-	247	0,2103
	(0,306)	(0,039)	(0,021)				
LSDV	10,855	-1,193	0,081	sim	sim	247	0,7311
	(0,906)	(0,094)	(0,045)				

Obs.: desvio-padrão entre parênteses. Marcas cinza indicam significância ao nível de 5%. Todas as regressões são robustas à heterocedasticidade. Para regressões OLS o período considerado é 1981-97. Para as demais regressões são considerados intervalos de tempo de 4 anos.

Tabela 5.8 - Construção Civil
Variável dependente é $\Delta\log(\text{PPT})$

	cte	$\log(\text{PPT})_0$	Ed	dum. temp.	dum. est.	n. obs.	R ²
OLS I	7,867	-0,811	-	-	-	19	0,4692
	(1,904)	(0,213)					
II	9,087	-0,973	0,070	-	-	19	0,4718
	(5,271)	(0,670)	(0,243)				
Pooled Reg. I	2,416	-0,253	-	-	-	247	0,0912
	(0,482)	(0,054)					
II	2,523	-0,274	0,021	-	-	247	0,0932
	(0,514)	(0,063)	(0,032)				
LSDV	7,573	-0,833	-0,015	sim	sim	247	0,6674
	(0,742)	(0,085)	(0,055)				

Obs.: Desvio-padrão entre parênteses. Marcas cinza indicam significância ao nível de 5%. Todas as regressões são robustas à heterocedasticidade. Para regressões OLS o período considerado é 1981-97. Para as demais regressões são considerados intervalos de tempo de 4 anos.

Os resultados para a indústria como um todo e para a indústria de transformação e extrativa são bastante parecidos. Em ambos os casos, há evidências de convergência- β absoluta, com os coeficientes de convergência muito próximos. Em ambos os casos, as estimativas do LSDV mostram que o viés porém é considerável e que as demais características específicas dos estados tendem a ser mais importantes que os diferenciais de capital humano, resultado similar ao obtido para o produto agregado do capítulo anterior e ao obtido para a agropecuária acima.

Para a indústria da construção, também é obtida a convergência- β absoluta. Os diferenciais de capital humano aparecem porém muito menos importantes⁵. Os valores

⁵ De fato há importante multicolinearidade atuando na regressão *cross-section* que inclui o capital humano, razão da perda de significância do coeficiente de convergência nesta regressão.

das *dummies* estaduais, mostradas abaixo para o subsetor, mostra, além disso, uma homogeneidade muito maior entre os estados quando comparados com aqueles obtidos para a indústria e indústria de transformação e extrativa mineral.

Tabela 5.9- Indústria
Valores das *Dummies* Estaduais

Estados	Indústria	Indústria de Transformação e Extrativa	Construção
SP	0,886 (0,075)	0,671 (0,084)	0,206 (0,061)
RJ	0,501 (0,076)	0,504 (0,100)	0,095 (0,066)
RS	0,560 (0,068)	0,668 (0,073)	-0,029 (0,085)
SC	0,422 (0,067)	0,522 (0,067)	-0,131 (0,082)
ES	0,623 (0,081)	0,833 (0,093)	0,350 (0,075)
PR	0,574 (0,075)	0,593 (0,081)	0,293 (0,071)
MG	0,406 (0,054)	0,491 (0,068)	0,085 (0,057)
MS	-0,142 (0,049)	-0,183 (0,087)	0,027 (0,053)
MT	-0,414 (0,049)	-0,144 (0,050)	-0,243 (0,055)
BA	0,377 (0,064)	0,763 (0,084)	-0,406 (0,187)
SE	0,620 (0,135)	1,261 (0,196)	-0,032 (0,106)
RN	-0,100 (0,060)	0,140 (0,103)	-0,063 (0,066)
CE	-0,426 (0,083)	-0,709 (0,083)	-0,119 (0,088)
GO	-0,236 (0,049)	0,039 (0,107)	-0,226 (0,052)
AL	-0,149 (0,068)	-0,244 (0,079)	-0,035 (0,093)
PB	-0,403 (0,062)	-0,355 (0,073)	-0,226 (0,067)
PI	-0,871 (0,104)	-0,692 (0,136)	-0,857 (0,113)
MA	-0,932 (0,091)	-0,619 (0,115)	-0,896 (0,091)

Obs.: Desvio-padrão entre parênteses. Marcas cinzas indicam significância ao nível de 5%. Valores correspondentes àqueles da última regressão das tabelas 5.6, 5.7 e 5.8 acima.

Percebe-se, ainda mais, a esperada semelhança das estimativas para a indústria como um todo e a indústria de transformação e extrativa mineral. Em ambos os casos, impressiona a quase simetria em relação ao estado de Pernambuco nos valores obtidos para as *dummies*. Há apenas troca de posição entre MS e MT com BA e SE em relação à ordenação por produto agregado por trabalhador da primeira coluna. Tais evidências parecem indicar que há uma importante relação entre o produto agregado por

trabalhador e fatores específicos dos estados que afetam o produto por trabalhador da indústria.

É, por outro lado, evidente, a mais elevada homogeneização entre os estados no que diz respeito a estes fatores específicos afetando o produto por trabalhador da construção.

As tabelas abaixo adicionam informações sobre os desempenhos dos estados em relação ao estado líder (SP) e à média dos estados, permitindo maior precisão na observação da natureza da tendência à convergência obtida para o setor industrial.

Tabela 5.10 - Produto por Trabalhador - Crescimento em Relação a SP e à Média dos Estados - Indústria

	1981-97		1981-90		1990-97	
	SP	Média	SP	Média	SP	Média
SP	0,000	-0,105	0,000	-0,056	0,000	-0,016
RJ	0,075	-0,030	-0,168	-0,224	0,243	0,227
RS	0,090	-0,015	0,359	0,303	-0,269	-0,285
SC	-0,069	-0,174	0,174	0,118	-0,243	-0,259
ES	0,088	-0,017	0,414	0,358	-0,326	-0,342
PR	-0,011	-0,116	0,319	0,263	-0,330	-0,346
MG	0,056	-0,049	0,087	0,031	-0,032	-0,048
MS	0,027	-0,078	-0,235	-0,291	0,262	0,246
MT	-0,461	-0,566	-0,287	-0,343	-0,174	-0,190
PE	0,275	0,170	0,043	-0,013	0,232	0,216
BA	-0,010	-0,116	0,187	0,130	-0,197	-0,213
SE	0,251	0,146	0,368	0,311	-0,117	-0,133
RN	0,217	0,112	0,151	0,095	0,066	0,050
GE	0,882	0,777	0,460	0,403	0,422	0,406
GO	-0,399	-0,504	-0,239	-0,296	-0,160	-0,176
AL	-0,077	-0,182	-0,284	-0,340	0,207	0,191
PB	0,451	0,346	0,249	0,192	0,202	0,186
PI	0,507	0,402	0,137	0,081	0,370	-0,354
MA	-0,513	-0,618	-0,662	-0,719	0,149	0,133

Obs.: Marcas cinza indicam desempenho superior a SP e à média dos estados.

Tabela 5. 11 - Produto por Trabalhador - Crescimento em
Relação a SP e à Média dos Estados - Indústria de Tranf. e
Extrativa Mineral

	1981-97		1981-90		1990-97	
	SP	Média	SP	Média	SP	Média
SP	0,000	0,102	0,000	-0,208	0,000	0,057
RJ	0,056	0,157	-0,150	-0,358	0,366	0,423
RS	0,140	0,241	0,497	0,289	-0,229	-0,173
SC	-0,031	0,071	0,311	0,103	-0,216	-0,159
ES	-0,165	-0,063	0,860	0,652	-0,428	-0,371
PR	-0,220	-0,119	0,513	0,306	-0,591	-0,534
MG	-0,077	0,024	0,183	-0,025	-0,029	0,028
MS	-0,103	-0,002	-0,308	-0,516	0,355	0,412
MT	-0,566	-0,465	-0,293	-0,501	-0,245	-0,188
PE	0,099	0,200	0,050	-0,158	0,199	0,255
BA	-0,013	0,089	0,634	0,426	-0,272	-0,216
SE	0,274	0,375	1,076	0,868	-0,147	-0,090
RN	-0,245	-0,143	0,506	0,299	-0,350	-0,294
CE	0,288	0,390	0,876	0,668	0,075	0,132
GO	-0,627	-0,526	-0,233	-0,441	-0,042	0,015
AL	-0,337	-0,235	-0,455	-0,663	0,219	0,276
PB	-0,222	-0,120	-0,009	-0,217	0,145	0,201
PI	-0,078	0,024	0,135	-0,073	0,180	0,236
MA	-0,622	-0,520	-0,243	-0,451	-0,067	-0,010

Obs.: Marcas cinza indicam desempenho superior a SP e à média dos estados.

Tabela 5.12 - Produto por Trabalhador - Crescimento em
Relação a SP e à Média dos Estados - Construção

	1981-97		1981-90		1990-97	
	SP	Média	SP	Média	SP	Média
SP	0,000	-0,186	0,000	-0,111	0,000	-0,031
RJ	0,087	-0,099	-0,009	-0,120	0,434	0,065
RS	-0,447	-0,634	0,099	-0,012	0,323	-0,578
SC	-0,269	-0,456	-0,155	-0,266	0,271	-0,145
ES	0,383	0,197	0,514	0,403	-0,050	-0,161
PR	0,243	0,056	0,205	0,094	-0,014	0,007
MG	0,190	0,004	0,246	0,135	-0,362	-0,087
MS	-0,030	-0,217	0,053	-0,058	-0,588	-0,114
MT	-0,517	-0,703	-0,276	-0,387	-0,226	-0,271
PE	0,431	0,245	0,233	0,121	-0,269	0,168
BA	-0,106	-0,292	-0,093	-0,204	-0,343	-0,044
SE	0,011	-0,175	0,387	0,275	-0,116	-0,406
RN	0,787	0,600	0,303	0,192	-0,212	0,453
CE	1,350	1,163	0,814	0,703	-0,175	0,505
GO	-0,258	-0,444	-0,178	-0,289	-0,327	-0,110
AL	0,194	0,008	0,344	0,233	-0,759	-0,180
PB	0,824	0,637	0,661	0,549	-0,296	0,132
PI	0,481	0,295	-0,165	-0,277	-0,453	0,616
MA	-0,657	-0,843	-0,869	-0,980	-0,292	0,182

As tabelas 5.10 (principalmente) e 5.11 mostram os melhores desempenhos relativos dos estados nordestinos, o que explica a tendência encontrada acima de convergência. Neste sentido o já destacado comportamento do estado do CE impressiona pela magnitude e consistência nos dois subperíodos. Note-se também o muito melhor desempenho dos estados do Sul e Sudeste (exceto o RJ) nos anos da década de 80 em relação aos anos da década de 90. A tabela 5.12 mostra comportamentos menos decisivos⁶, bem de acordo com a indicação de estabilidade da dispersão encontrada para o teste de convergência- σ .

O setor industrial como um todo, ao contrário do visto para a agropecuária, contribui assim para movimentos no sentido de convergência entre os produtos agregados por trabalhador, embora esta tendência seja menos decisiva para a indústria de transformação e extrativa mineral e para a indústria da construção civil, o que pode significar outros subsetores com tendência para o produto por trabalhador convergente e ou movimentos de realocação de fatores dentro da indústria que favoreçam estados menos produtivos. Note-se, além disso, que o setor parece contribuir também para a diferenciação do padrão da dispersão entre os produtos agregados por trabalhador nos anos considerados da década de 80 e da década de 90, vista no capítulo anterior.

Serviços

Abaixo é considerado o teste de convergência- σ para o setor de serviços, com a desagregação para os subsetores de comércio e serviços de transportes e comunicações.

⁶ Com mais dificuldades, percebem-se desempenhos relativamente superiores dos estados do PR, PE, CE, RN e PB.

Fig. 5.5a - desvio-padrão log(PPT) - Serviços

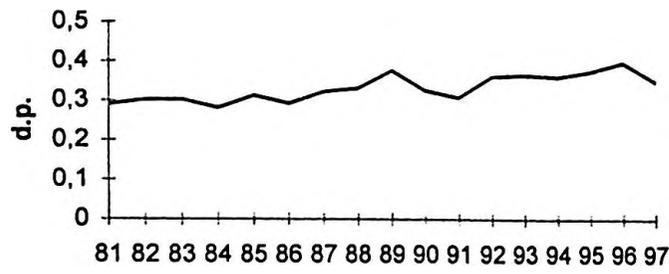


Fig. 5.5b - desvio-padrão log(PPT) - Serviços

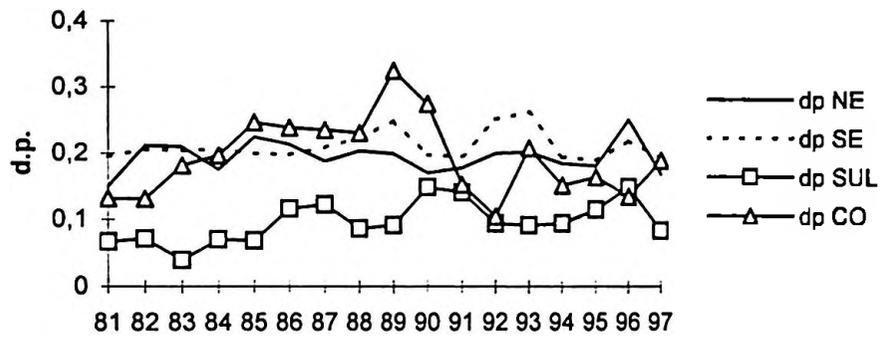


Fig.5.6a - desvio-padrão log(PPT) -Comércio

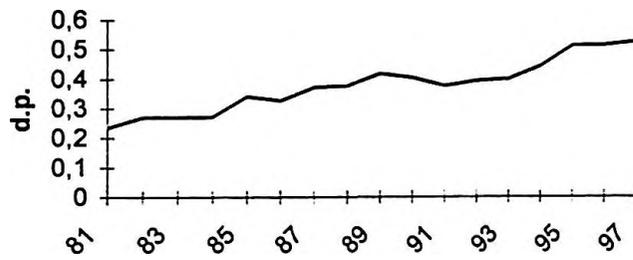


Fig. 5.6b - desvio-padrão log(PPT) - Comércio

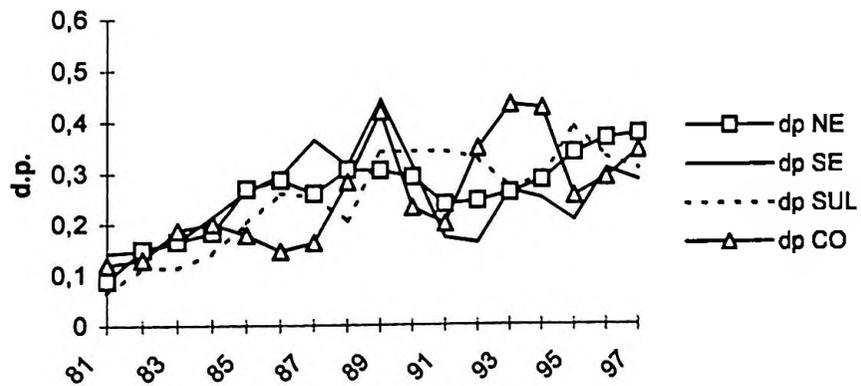


Fig. 5.7a - desvio-padrão log(PPT) - Transportes e Comunicações

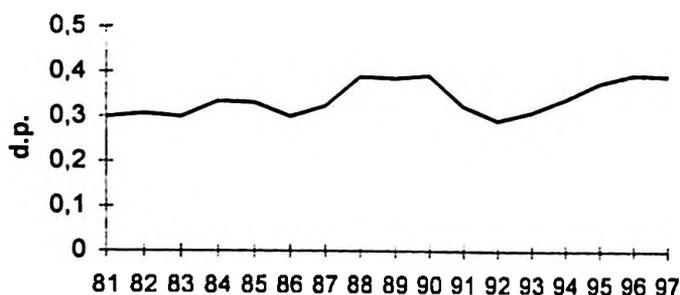
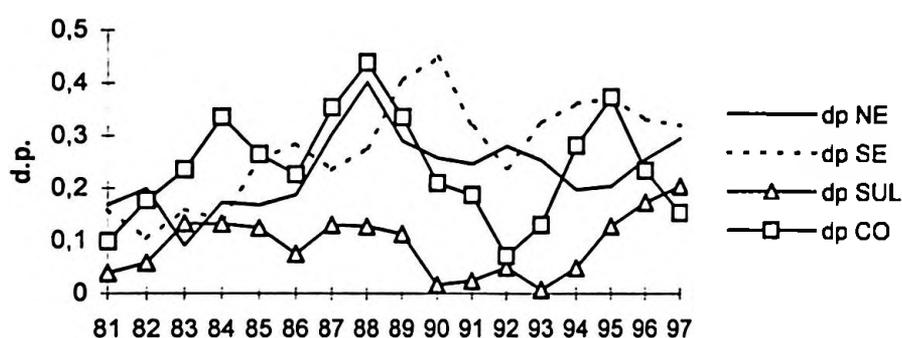


Fig. 5.7b - desvio-padrão log(PPT) - Transportes e Comunicações



As figuras 5.5 mostram que a tendência é de elevação do desvio-padrão e assim divergência entre os produtos por trabalhador do setor como um todo. Note-se que, à exceção da região sul, os desvios para cada região se mantêm estáveis, o que indica que a desigualdade entre os estados de diferentes regiões explica parte importante do movimento. A tendência à elevação da dispersão é mais evidente nos subsetores de comércio e transportes e comunicações, o que pode significar novamente outros subsetores com tendência para o produto por trabalhador convergente e ou movimentos de realocação de fatores que favoreçam estados menos produtivos. Note-se também que nos subsetores acima considerados, há tendência de elevação da dispersão inclusive entre estados da mesma região.

A tabela abaixo mostra o coeficiente de variação para intervalos de quatro anos e confirma o movimento desfavorável à convergência observado.

Tabela 5.13 - Coeficiente de Variação do PPT

Ano	Serviços	Comércio	Transp. e Comunicações
1981	0,2883	0,2342	0,2905
1985	0,3044	0,3268	0,3492
1989	0,3837	0,4179	0,4063
1993	0,3766	0,4211	0,3195
1997	0,3623	0,4912	0,4241

As tabelas abaixo apresentam, por sua vez, os resultados do teste de convergência- β para o setor e subsetores.

Tabela 5.14 Serviços

Variável dependente é $\Delta \log(\text{PPT})$

	cte	$\log(\text{PPT})_0$	Ed	dum. temp.	dum. est.	n. obs.	R ²
OLS I	-1,533 (0,524)	0,168 (0,060)	-	-	-	19	0,1992
II	-0,202 (0,988)	-0,071 (0,140)	0,119 (0,049)	-	-	19	0,4048
Pooled Reg. I	0,501 (0,256)	-0,059 (0,029)	-	-	-	247	0,0135
II	1,388 (0,255)	-0,284 (0,035)	0,152 (0,015)	-	-	247	0,2761
LSDV	6,879 (0,883)	-0,766 (0,091)	-0,037 (0,047)	sim	sim	247	0,6243

Obs.: desvio-padrão entre parênteses. Todas as regressões são robustas à heterocedasticidade. Marca cinza indica significante ao nível de 5%.

Tabela 5.15 - Comércio

Variável dependente é $\Delta \log(\text{PPT})$

	cte	$\log(\text{PPT})_0$	Ed	dum. temp.	dum. est.	n. obs.	R ²
OLS I	-9,228 (2,212)	0,968 (0,243)	-	-	-	19	0,4414
II	-7,868 (2,786)	0,776 (0,335)	0,070 (0,081)	-	-	19	0,4506
Pooled Reg. I	-0,130 (0,295)	0,001 (0,033)	-	-	-	247	0,0001
II	0,334 (0,294)	-0,107 (0,039)	0,082 (0,016)	-	-	247	0,1268
LSDV	8,357 (0,712)	-0,929 (0,080)	-0,038 (0,039)	sim	sim	247	0,5675

Obs.: desvio-padrão entre parênteses. Todas as regressões são robustas à heterocedasticidade. Marca cinza indica significante ao nível de 5%.

Tabela 5. 16 - Transportes e Comunicações

Variável dependente é $\Delta \log(\text{PPT})_o$

		cte	$\log(\text{PPT})_o$	Ed	dum. temp.	dum. est.	n. obs.	R ²
OLS	I	0,867 (1,967)	-0,102 (0,214)	-	-	-	19	0,0111
	II	4,459 (2,003)	-0,612 (0,251)	0,219 (0,104)	-	-	19	0,1426
Pooled Reg.	I	2,779 (0,430)	-0,314 (0,047)	-	-	-	247	0,1554
	II	3,309 (0,431)	-0,445 (0,122)	0,123 (0,019)	-	-	247	0,2717
LSDV		8,609 (0,873)	-1,000 (0,093)	0,016 (0,032)	sim	sim	247	0,7009

Obs.: desvio-padrão entre parênteses. Todas as regressões são robustas à heterocedasticidade. Marca cinza indica significativa ao nível de 5%.

Percebe-se então, que para o setor como um todo, há apenas convergência- β condicional e mesmo assim só quando se consideram o estimador LSDV e a segunda regressão das *pooled regressions*. A primeira regressão *cross-section* tem em verdade coeficiente de convergência positivo, o que indica que em média para todo o período ao menos parte dos estados mais produtivos crescem mais rápido que os menos produtivos. Tal valor aparece em conflito com o valor negativo obtido para a primeira *pooled regression* (o que ocorre também para transportes e comunicação). Tal discordância é provavelmente explicada por influências cíclicas na obtenção deste último valor. O coeficiente da variável de capital humano (aqui também anos médios de estudos) quando significativo, aparece com sinal esperado, mas se revela novamente menos importante que as características específicas dos estados.

Para os subsetores, os resultados são semelhantes. Nenhum deles apresenta convergência- β absoluta nas regressões *cross-sections*, sendo o coeficiente de convergência destas regressões para o comércio, também positivo. Em todos os casos o viés na estimação deste coeficiente se revela importante, como mostram os valores destes na estimação com o LSDV.

Os valores e a significância das *dummies* estaduais mostrados na tabela a seguir permitem perceber uma ordenação das especificidades estaduais bem de acordo com a ordenação dos produtos agregados por trabalhador para o setor de serviços como um todo. Um quadro, diga-se, semelhante ao encontrado para a indústria. A tabela também mostra o que ocorre para os serviços, em geral, reflete em grande parte o ocorrido para o comércio. Por outro lado, para os serviços de transportes e comunicações, o quadro é de maior homogeneidade para o nordeste.

Tabela 5.17 - Serviços
Valores das *Dummies* Estaduais

Estados	Serviços	Comércio	Transportes e Comunicações
SP	0,564 (0,085)	0,482 (0,081)	0,524 (0,071)
RJ	0,420 (0,085)	0,030 (0,080)	0,644 (0,091)
RS	0,393 (0,076)	0,614 (0,083)	0,577 (0,080)
SC	0,348 (0,079)	0,347 (0,076)	0,602 (0,074)
ES	0,270 (0,089)	0,599 (0,077)	1,151 (0,111)
PR	0,252 (0,059)	0,099 (0,072)	0,623 (0,073)
MG	0,189 (0,048)	0,256 (0,063)	0,457 (0,062)
MS	0,040 (0,031)	0,036 (0,075)	0,698 (0,080)
MT	0,203 (0,057)	0,374 (0,074)	0,550 (0,078)
BA	0,008 (0,031)	-0,031 (0,043)	0,308 (0,048)
SE	-0,143 (0,075)	-0,084 (0,069)	0,151 (0,085)
RN	-0,249 (0,041)	-0,617 (0,054)	0,300 (0,060)
CE	-0,175 (0,039)	-0,472 (0,045)	0,068 (0,078)
GO	-0,037 (0,041)	-0,065 (0,055)	0,282 (0,061)
AL	-0,107 (0,061)	-0,185 (0,065)	0,037 (0,090)
PB	-0,315 (0,037)	-0,565 (0,059)	0,046 (0,048)
PI	-0,377 (0,063)	-0,526 (0,075)	-0,032 (0,075)
MA	-0,379 (0,061)	-0,606 (0,065)	0,530 (0,102)

Obs.: Desvio-padrão entre parênteses. Marcas cinzas indicam significância ao nível de 5%. Valores correspondentes àqueles das últimas regressões das tabelas 5.14, 5.15 e 5.16 acima. Também aqui o estado de Pernambuco, com valores de pib/po e pib per capita em posição exatamente intermediária, é tomado como referência, razão de sua omissão.

A observação dos desempenhos relativos ao estado líder e à média de crescimento abaixo esclarece o valor positivo encontrado para o coeficiente de convergência. O estado de SP é o de melhor desempenho; além disso, dos seis estados mais produtivos, cinco têm desempenho acima da média durante todo o período. A situação não é mais favorável para os estados menos produtivos quando se concentram as atenções no subsetor do comércio, embora isso ocorra para os serviços de transportes e comunicações.

Tabela 5. 18 - Produto por Trabalhador - Crescimento em Relação a SP e à Média dos Estados - Serviços 1981-97

	Serviços		Comércio		Transportes e comunicações	
	SP	Média	SP	Média	SP	Média
SP	0,000	0,166	0,000	0,285	0,000	-0,093
RJ	-0,094	0,072	-0,319	-0,034	-0,037	-0,130
RS	-0,039	0,127	0,249	0,534	-0,085	-0,178
SC	-0,173	-0,007	-0,275	0,011	0,266	0,173
ES	-0,051	0,115	0,141	0,426	0,812	0,519
PR	-0,121	0,045	-0,215	0,070	0,081	-0,012
MG	-0,015	0,151	-0,106	0,180	0,323	0,230
MS	-0,229	-0,063	0,041	0,326	0,201	-0,108
MT	-0,287	-0,121	-0,221	0,064	-0,084	-0,177
PE	-0,062	0,104	0,087	0,373	-0,034	-0,127
BA	-0,190	-0,024	-0,185	0,100	0,124	0,031
SE	-0,217	-0,051	-0,374	-0,088	-0,125	-0,218
RN	-0,233	-0,067	-0,743	-0,458	-0,004	-0,097
CE	-0,092	0,075	-0,508	-0,223	0,446	0,353
GO	-0,381	-0,214	-0,519	-0,233	0,058	-0,035
AL	-0,309	-0,142	-0,394	-0,109	-0,664	-0,757
PB	-0,285	-0,119	-0,863	-0,578	0,366	0,273
PI	-0,211	-0,045	-0,932	-0,646	0,233	0,140
MA	-0,213	-0,047	-0,698	-0,413	0,549	0,456

Obs.: Marcas cinzas indicam desempenho superior a SP e à média dos estados.

Os resultados acima para a dinâmica do produto por trabalhador dos setores representam, pois, importantes resultados no que diz respeito à convergência entre os produtos agregados por trabalhador dos estados considerados.

De forma geral, considerando a dinâmica de todos os grandes setores e subsetores acima, é possível dizer então que os setores (e subsetores) da agropecuária, serviços, comércio e transportes e comunicações têm dinâmica (movimento relativo

entre os estados dos produtos por trabalhador) que favorecem uma tendência de divergência dos produtos agregados por trabalhador dos estados considerados no período 1981-97. Por outro lado, o comportamento do produto por trabalhador destes estados para o setor industrial como um todo e, com menos força, para a indústria de transformação e extrativa mineral, favorece uma trajetória convergente entre estes agregados

Dada a forte base e influência dos fatores e dotações de ordem permanentes e naturais, tal resultado para o setor agropecuário não é inesperado. Como visto, são os estados tradicionalmente caracterizados por forte peso destas atividades os de melhor desempenho.

A influência positiva, no sentido de favorecer a convergência entre os estados, do setor industrial, sobretudo indústria de transformação, também parece confirmar expectativas para o papel do setor neste processo. Isto é, a maior mobilidade de recursos típica do setor conjugada com o fato de servir sobretudo a um mercado nacional favorece a maior homogeneização das atividades do setor entre os estados. O fato de apresentar o estado do Ceará o melhor desempenho talvez seja emblemático a este respeito. Neste sentido, parece que o setor industrial está, ao menos parcialmente, a cumprir um papel positivo para o processo de convergência.

Para os serviços em geral, a variada gama de atividades que este engloba dificulta a criação de expectativas em relação a sua funcionalidade no processo de convergência. Neste sentido, uma maior desagregação facilitaria esta tarefa. Para todo o setor de serviços e para o comércio, o fato de o estado de São Paulo apresentar desempenho bem superior aos demais, talvez sugira que aqui seja importante a escala ou

tamanho da economia estadual. Este ponto parece ser reforçado pelo fato de que dos sete estados de maior produto, cinco apresentam desempenho superior à média⁷.

É interessante avaliar em que medida os resultados obtidos acima para os estados brasileiros diferem dos obtidos em estudos de convergência setoriais para outros países ou regiões.

Para os estados americanos, evidências são fornecidas por Amos (1990), Barro e Sala-I-Martin (1992) e Magura (1999). Amos (1990) e Barro e Sala-I-Martin (1992) utilizam a mesma amostra de 50 estados americanos para o mesmo período, 1963-86, para estudar a convergência entre 10 e 9 setores, respectivamente. A diferença importante é que o primeiro autor considera também o setor agrícola. Nos dois trabalhos são aplicados o teste de convergência- β , com resultados coincidentes. Apenas os setores agrícola, serviços e construção não apresentam o resultado de convergência- β absoluta. Magura (1999), por seu turno, considera apenas oito setores de oito estados americanos para o período 1963-89. O resultado de convergência, também utilizando o teste de convergência- β absoluta, é encontrado para o agregado e para os setores de manufaturas, construção e Transportes e Utilidade Pública. O setor de serviços não apresenta coeficiente significativo e a agropecuária ou agricultura não é considerada.

Mallick e Carayannis (1994) também utilizam o teste de convergência- β para o produto per capita para obter evidências para os estados mexicanos, considerando quatro grandes setores, agricultura e mineração, manufaturas, hotelaria e transportes e outros (basicamente serviços), no período 1970-85. Tais evidências apontam para a convergência- β absoluta para três dos quatros setores, sendo a agricultura e mineração (analisado conjuntamente) o setor que não apresenta tal tendência (coeficiente não-

⁷ Os sete estados de maior PIB são SP, RJ, RS, MG, PR, SC e BA. Destes, apenas os dois últimos apresentam desempenho inferior à média. Por outro lado, os seis estados de menor produto têm desempenho inferior à média (veja-se tabela 5.18).

significante). Para o período 1980-85, o resultado sofre certa inversão: apenas o setor de hotelaria e transporte apresenta convergência.

Bernard e Jones (1996) estudam a convergência setorial do produto por trabalhador, através dos testes de convergência- σ e convergência- β , para 14 países da OCDE no período 1970-87. São considerados seis setores: agricultura, mineração, manufatura, serviços, utilidades públicas (eletricidade, gás e água), sendo encontrada evidência de convergência apenas para os serviços, utilidades públicas e construção, que seguem a tendência obtida para o produto agregado por trabalhador.

As evidências para o caso brasileiro parecem reforçar as expectativas de que a dinâmica do produto por trabalhador do setor industrial entre os estados atue como um fator importante no processo de convergência do produto agregado por trabalhador; as evidências sobre a agropecuária parecem também de acordo com o encontrado para demais países. As evidências sobre os serviços são mais controversas e, ao menos em parte, são explicadas pela diversidade de atividades englobadas no setor. O fato é que, para o caso dos estados brasileiros considerados, a contribuição do setor industrial não tem sido suficiente para garantir uma dinâmica do produto agregado por trabalhador com tendência de convergência. Como se verá a seguir, porém, o setor industrial não é o único fator atuante no sentido de contribuir para esta convergência.

5.2 Realocação de Fator, Mudança da Estrutura do Emprego e Convergência

As contribuições do crescimento do produto por trabalhador dos diversos setores econômicos dos estados seriam os únicos fatores a comandar a dinâmica convergente/divergente observada para os produtos agregados por trabalhador caso prevalecesse perfeito equilíbrio nos mercados de fatores (situação que exige perfeita

mobilidade dos fatores e perfeita informação), isto é, iguais produtos marginais destes entre os setores. Como se discutiu no capítulo 2, nesta situação, o crescimento da produtividade total dos fatores (ou progresso técnico), quando se considera o produto agregado da economia, coincidiria exatamente com uma média, ponderada pelas respectivas participações no produto, dos crescimentos desta produtividade total dos fatores dos diversos setores.

Caso haja qualquer desequilíbrio que impeça a equalização imediata dos retornos aos fatores, haveria um outro tipo de contribuição para o crescimento da produtividade total dos fatores agregada e assim para a possível dinâmica de convergência dos produtos agregados por trabalhadores dos estados ou economias. Esta nova contribuição, também da discussão daquele capítulo, é dada pela realocação dos fatores entre os setores. Neste caso, como se viu,

$$ERT = g_{\bar{A}} - \sum_i \rho_i g_{A_i} = \sum_i \rho_i \alpha_i g_{\mu_i} + \sum_i \rho_i \beta_i g_{\gamma_i} \quad (2.1.11)$$

onde ERT é o efeito realocação total ou efeito inter-setorial, α_i e β_i correspondem às elasticidades do produto para o capital e o trabalho em cada setor, respectivamente, e g_{μ_i} e g_{γ_i} às taxas de variações das participações do capital e trabalho do setor i no capital total e trabalho total, nesta ordem.

Esta seção procura verificar a existência e importância empírica de parte deste efeito sobre a dinâmica do produto agregado por trabalhador, examinado suas possíveis contribuições para a convergência deste entre os estados brasileiros. A atenção recai especificamente no chamado, de acordo com a discussão do capítulo dois, efeito realocação bruto (*erb*); fruto da realocação do fator trabalho entre os setores. Naquele capítulo, mostrou-se que tal realocação afeta diretamente a dinâmica deste agregado; formalmente,

$$g_y = \sum_i \rho_i A_i + \sum_i \rho_i \alpha_i g_k + \sum_i \rho_i g_{\gamma_i},$$

onde g_y é a taxa de crescimento do produto agregado por trabalhador, g_k é a taxa de acumulação do capital por trabalhador do setor i , $\sum_i \rho_i g_{\gamma_i}$ é o *erb* e os demais termos seguem as definições anteriores. É importante recordar que tal efeito não considera os diferenciais de dotações relativas de capital entre os setores, razão do termo “bruto”, isto é, supõe inalterada a relação capital/trabalho dos setores, o que significa uma sobrestimação do efeito da realocação do fator trabalho. Uma medida que leva em conta tal impacto é dada pelo efeito realocação líquido (ERL), cujo valor, como visto no capítulo dois, é dado por:

$$ERL = \sum_i \rho_i g_{\gamma_i} - \sum_i \dot{\gamma}_i \bar{\alpha} \frac{k_i}{k},$$

onde $\dot{\gamma}_i$ é a variação da participação do trabalho do setor i no trabalho total, $\bar{\alpha}$ a elasticidade do produto agregado em relação capital e k_i e k as relações capital trabalho no setor i e na economia como um todo. Não obstante, as evidências sobre as experiências de países mostram que o primeiro termo tende a ser muito superior ao primeiro (Syrquin, 1984,1988), isto é, ao menos os efeitos qualitativos (a direção) do *ERL* é captada pelo efeito realocação bruto. Infelizmente neste trabalho, como na imensa maioria de trabalhos sobre estes efeitos, a dificuldade de obtenção de dados sobre o fator capital em nível setorial impede a obtenção de estimativas sobre o *ERL*.

Como se viu, tal efeito realocação do trabalho entre os setores pode contribuir para a convergência do produto agregado por trabalhador, caso as economias ou estados menos produtivos apresentem maiores oportunidades de ganho com estas realocações, o que implica maiores desequilíbrios presentes nos seus mercados de trabalho. Nas

subseções a seguir são exploradas tais possibilidades para a amostra de estados consideradas neste trabalho no período 1981-97.

5.2.1 Mudança de Estrutura do Emprego no Período 1981-97

O primeiro passo para obter evidências sobre a presença deste efeito realocação bruto (*erb*) é observar a existência, a magnitude e o sentido das mudanças da estrutura do emprego dos estados considerados no período 1981-97. Como se viu, tal efeito implica, quando positivo, migração do fator trabalho de setores menos produtivos para aqueles mais produtivos. A tabela 5.19 abaixo mostra as magnitudes das alterações do emprego em cada setor⁸ e as figuras a seguir permitem uma primeira comparação destas magnitudes entre os estados.

Tabela 5.19 - Variação em Pontos Percentuais do Emprego nos Setores 1981-97

	Agropecuária	Indústria	Construção	Serviços
SP	-3,51%	-9,04%	-0,31%	12,86%
RJ	-1,80%	-6,51%	-1,59%	9,90%
RS	-8,19%	0,38%	-0,94%	8,75%
SC	-10,00%	-1,12%	2,32%	8,80%
ES	-10,92%	0,35%	-1,44%	12,01%
PR	-18,14%	3,20%	0,74%	14,20%
MG	-12,15%	1,25%	0,29%	10,61%
MS	-4,27%	0,10%	-3,11%	7,29%
MT	-9,92%	1,33%	-0,46%	9,06%
PE	-11,34%	-3,77%	-1,41%	16,52%
BA	-13,07%	-1,36%	0,21%	14,21%
SE	-11,36%	-6,62%	-4,39%	22,37%
RN	-11,32%	-0,65%	-4,47%	16,44%
CE	-1,97%	-3,99%	-12,38%	18,34%
GO	-11,20%	2,44%	-0,84%	9,60%
AL	-19,72%	-0,43%	-3,34%	23,49%
PB	-4,92%	-1,69%	-2,79%	9,31%
PI	-14,09%	0,91%	-3,77%	17,76%
MA	-12,28%	1,68%	-1,25%	11,85%

Obs.: marcas cinza indicam variações de pontos percentuais superiores a 10% em dois setores ou superiores a 15% em algum setor.

⁸ Aqui é excluído do setor industrial o setor da construção. A evolução da participação do emprego dos setores no emprego total é fornecida no apêndice.

Fig. 5.8a - Variação (pontos %) da Participações do Emprego da Agropecuária e da Construção no Emprego Total

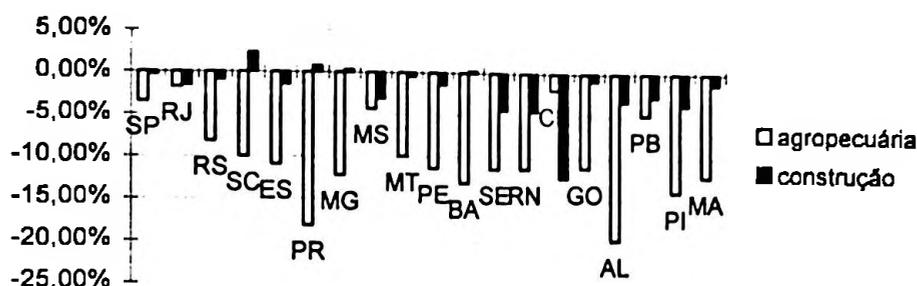
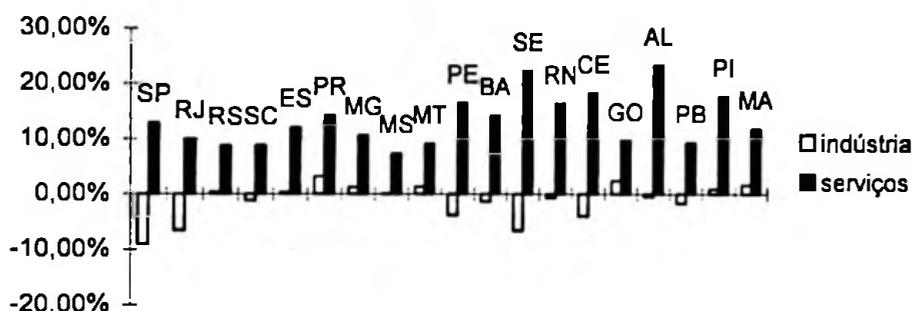


Fig. 5.8b - Variação (pontos %) das Participações do Emprego da Indústria e dos Serviços no Emprego Total



Os números mostram que, de forma geral, os movimentos mais importantes são as diminuições das participações do emprego da agropecuária (principalmente) e da construção e elevação da participação do emprego no setor de serviços. Todos os estados apresentam elevação da participação do emprego dos serviços no total e diminuição da parcela do setor agropecuário. Também é evidente que a metade menos produtiva dos estados tem maiores alterações na estrutura do emprego durante todo o período: dos 10 estados mais pobres, 7 têm diminuições do emprego da agropecuária e elevações do emprego nos serviços no emprego total acima de 10 pontos percentuais;

dos outros 9 mais ricos, apenas três têm alterações desta magnitude. Há além disso certas especificidades regionais nestes movimentos.

Para os estados da região sul, as grandes mudanças implicam diminuição da participação da parcela do emprego agropecuário no total e a elevação desta parcela no setor de serviços. Além disso, tanto RS como PR têm elevação da participação do emprego industrial no emprego total. Para os estados do centro-oeste, há alterações significativas apenas para o estado de GO; todos, todavia, apresentam elevações da participação do emprego industrial no emprego total.

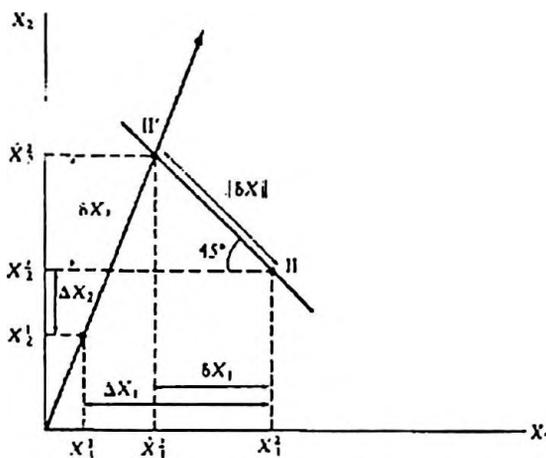
Os estados da região sudeste apresentam padrões variantes. Enquanto MG e ES elevam a participação do emprego industrial no total, SP e RJ apresentam a maior queda desta participação entre todos estados. Tais variações contrastam com certa homogeneidade observada para os estados da região nordeste. Exceto os estados do CE, PB e PI, todos os demais têm, como movimentos predominantes, a queda da participação do emprego agropecuário no total e elevação da participação do emprego dos serviços. Note-se também que quatro dos nove estados da região têm elevação da participação do emprego industrial.

Tais diferenças de movimento do emprego inter-setoriais são importantes para explicar as diferentes magnitudes de possíveis efeitos realocação para os estados, embora por si, apesar de sugerirem, não indiquem necessariamente a significância ou presença dos mesmos. Além disso, os números, dados os grandes valores obtidos para muitos estados, não permitem uma clara ordenação dos estados de acordo com tais mudanças de estrutura.

Por esse motivo é utilizada abaixo uma medida de mudança estrutural que considera conjuntamente as alterações do emprego em todos os setores. Tal medida, devida a Kubo, Robinson e Syrquin (1988), compara para cada estado a estrutura de

emprego resultante do crescimento do emprego efetivamente ocorrido em cada setor com aquela obtida aplicando-se a taxa de crescimento do emprego total aos empregos dos setores. A obtenção deste índice, na verdade uma medida de distância euclidiana, é ilustrada abaixo para o caso mais simples de apenas dois setores, 1 e 2, com os correspondentes níveis de emprego X_1 e X_2 .

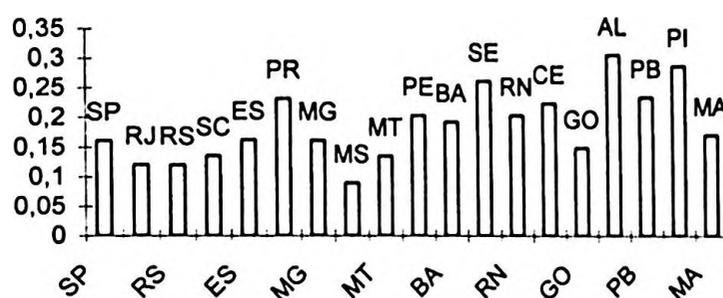
Figura. 5.9



Aqui o ponto final II refere-se à estrutura do emprego efetiva após a mudança (de 1997, no nosso caso) para um estado, enquanto que II' refere-se àquela resultante da aplicação aos empregos setoriais a taxa de crescimento do emprego total, que é aquela obtida caso não houvesse alteração de estrutura de emprego. Perceba-se então que a distância $\|\delta X\|$ fornece uma medida da alteração da estrutura do emprego do estado em questão. A figura abaixo apresenta tais medidas⁹ para os 19 estados brasileiros, considerando-se o período 1981-97 e os quatro setores vistos acima.

⁹ Dada a influência da escala ou dimensão dos estados no índice, a medida é tomada em relação ao emprego total de cada estado.

Fig. 5.10 - Índice de Mudança da Estrutura de Kubo, Robinson e Syrquin (1988) para o Emprego



Percebe-se, então, que os estados de menor produto agregado por trabalhador apresentam, em geral, as maiores alterações de estrutura. Em verdade, dos 10 estados de maiores mudanças estruturais no emprego, 9 estão entre os dez estados de menor produto agregado por trabalhador e todos eles pertencem à região nordestina¹⁰. Os números da tabela abaixo permitem uma comparação mais precisa entre os rankings dos estados em termos de alterações da estrutura do emprego.

Tabela 5. 20 - Índice de Mudança Estrutura de Kubo, Robinson e Syrquin (1988) para o Emprego 1981-97

	valor
SP	0,1611
RJ	0,1209
RS	0,1203
SC	0,1357
ES	0,1630
PR	0,2327
Mg	0,1618
MS	0,0900
MT	0,1351
PE	0,2043
BA	0,1936
SE	0,2631
RN	0,2047
CE	0,2257
GO	0,1497
AL	0,3085
PB	0,2366
PI	0,2895
MA	0,1719

¹⁰ O estado do PR é a grande exceção ao viés espacial da alteração.

Postas as magnitudes das alterações das estruturas do emprego nos estados e feita uma ordenação dos estados de acordo com estas, é importante considerar também os sentidos destas alterações, isto é, cabe averiguar se os movimentos têm levado a estruturas de emprego mais homogêneas entre os estados, como se espera em movimentos de realocações de emprego que beneficiam sobretudo estados ou economias mais pobres. Neste sentido, Krugman (1991) fornece um índice relativamente simples de especialização que pode ser utilizado para observar tal tendência quando calculado para dois pontos distintos no tempo.

Tal indicador é aqui aplicado à estrutura de emprego dos estados. Tomam-se duas referências de estrutura de emprego para comparação com as estruturas dos estados, a estrutura de emprego do estado de São Paulo e a estrutura (hipotética) resultante de médias para todos os estados das participações de cada setor no emprego total. Formalmente, o índice é definido aqui como:

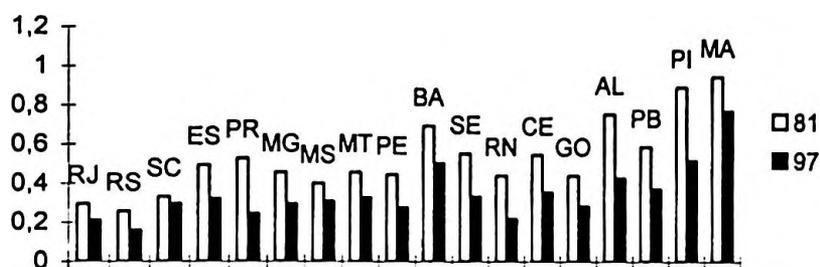
$$I_K = \sum_s |\varepsilon_s^i - \varepsilon_s^j| \quad (5.2.1)$$

onde ε_s^i corresponde à participação do emprego do setor s no emprego total do estado i e ε_s^j é a participação do emprego do setor s no emprego total do estado j . Os estados com estruturas de emprego próximas à do estado j têm valor deste índice próximo a zero (valor mínimo, caso de estruturas exatamente coincidentes). Por outro lado, caso as estruturas diverjam completamente (situação em que $\varepsilon_s^i = 0$ sempre que $\varepsilon_s^j \neq 0$), o valor assumido pelo indicador será dois (máximo)¹¹.

¹¹ Isto talvez possa ser percebido mais rapidamente notando-se que o máximo da soma dos módulos das diferenças é igual à soma dos máximos dos módulos de cada diferença. No caso de divergência máxima de estruturas, esta soma de máximos se reduz a soma das parcelas do emprego de todos os setores em duas economias, necessariamente igual a dois.

Comparando-se os valores do indicador para todos os estados em dois pontos no tempo, é possível perceber se os estados caminham para estruturas mais homogêneas de emprego. A figura 5.11, abaixo, ilustra os valores obtidos do índice para os estados nos anos de 1981 e 1997 tomando-se SP como referência.

Fig. 5.11 - Índice de Especialização de Krugman (1991) Aplicado à Estrutura do Emprego



Nota-se que todos os estados apresentam índice menor em 1997, o que significa que suas estruturas de emprego se aproximam daquela do estado de São Paulo. Além disso, exceto no caso do Paraná, as maiores mudanças no sentido desta homogeneização ocorrem nos estados mais pobres e menos produtivos. É importante salientar que, dadas as magnitudes de alterações de estrutura vistas acima para cada estado, tal movimento de homogeneização em relação a São Paulo é na maioria dos casos comandado pelos demais estados, com menor participação da mudança de estrutura deste estado.

A tabela abaixo fornece os valores dos índices para cada estado tanto quando São Paulo é tomado como referência, como quando a referência é a estrutura média de emprego entre os estados. Nota-se que a grande maioria dos estados (14) apresentam diminuição no valor do indicador para este segundo caso, isto é, têm alterações na estrutura do emprego que os tornam com perfil estrutural mais próximo daquela estrutura média dos estados. Os restantes cinco estados ou já tinham indicadores

próximos a zero (PE, RN, MG e ES), ou sofrem alterações muito pequenas (SC). É interessante perceber que dos seis estados menos produtivos, quatro são destaques na tabela.

Tabela 5. 21 - Índice de especialização de Krugman (1991) Aplicado à Estrutura do Emprego

	referência: média			referência: SP		
	81	97	Variação	81	97	variação
SP	0,479	0,307	0,172	0	0	0
RJ	0,534	0,363	0,171	0,296	0,211	0,085
RS	0,221	0,154	0,066	0,258	0,161	0,098
SC	0,241	0,269	-0,029	0,332	0,297	0,036
ES	0,026	0,05	-0,024	0,494	0,324	0,171
PR	0,103	0,071	0,032	0,529	0,246	0,283
MG	0,05	0,072	-0,021	0,458	0,297	0,161
MS	0,19	0,059	0,132	0,402	0,310	0,092
MT	0,114	0,03	0,084	0,459	0,328	0,131
PE	0,038	0,081	-0,043	0,448	0,276	0,172
BA	0,271	0,209	0,062	0,697	0,507	0,190
SE	0,112	0,082	0,031	0,556	0,334	0,222
RN	0,054	0,095	-0,041	0,442	0,222	0,220
CE	0,215	0,05	0,165	0,551	0,357	0,194
GO	0,137	0,037	0,100	0,443	0,286	0,157
AL	0,33	0,124	0,205	0,761	0,432	0,329
PB	0,224	0,1	0,125	0,591	0,375	0,217
PI	0,422	0,214	0,208	0,901	0,521	0,380
MA	0,529	0,472	0,057	0,955	0,779	0,175

Obs.: marca cinza indica variação acima ou igual a 0,10 tanto em relação à média como em relação a SP.

Embora o índice acima permita perceber tendências no sentido de homogeneização das estruturas de emprego, tomado em relação à estrutura média dos estados, fornece apenas uma medida relativa de alteração de estrutura, isto é, pode ocultar importantes alterações de estrutura em cada estado¹². Além disso, oculta as diferentes contribuições dos setores para este movimento de homogeneização das estruturas de emprego. Por esta razão é observada, a seguir, a contribuição de cada setor para esta homogeneização, utilizando uma medida de dispersão proposta por Cuadrado-Roura, Garcia-Greciano e Raymond (1999). Tal medida permite observar a evolução da

¹² Talvez um bom exemplo para este ponto seja o caso do estado do MA, que sofre mudanças importantes na sua estrutura de emprego que contudo não são transparentes quando se compara com a média, de acordo com o indicador acima..

dispersão das estruturas de emprego dos estados através da contribuição da dispersão em cada setor específico. Formalmente, a medida é definida para cada momento como:

$$I_c = \frac{\sum_e^N \left[\sum_i^n (P_{ei} - P_{ti})^2 \right]}{N}, \quad (5.2.1)$$

onde P_{ei} é a participação do emprego do setor i no emprego total no estado e , P_{ti} corresponde a esta mesma participação, só que em relação ao emprego total do país, N é o número de estados considerados e n é o número de setores considerados. Note-se

que o índice é de fato a soma de índices setoriais dados por $I_i = \frac{\sum_e^N (P_{ei} - P_{ti})^2}{N}$.

No caso aqui tratado, considerando-se os setores acima para os quais foram apresentadas as variações, tem-se $N = 19$ e $n = 4$. As duas figuras abaixo mostram a evolução dos índices para o período em foco.

Fig. 5.12a Dispersão da Estrutura do Emprego entre os Estados

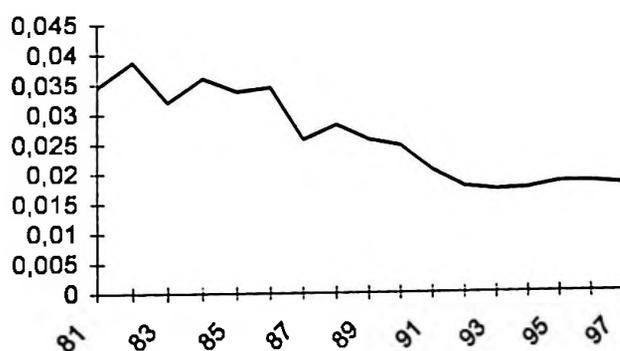
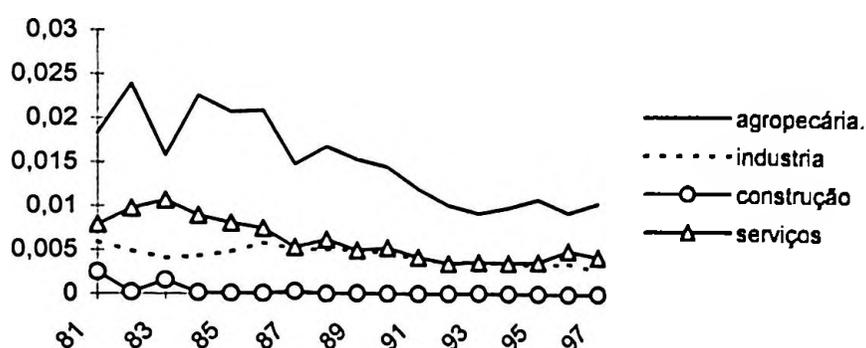


Fig. 5.12b Dispersão da Estrutura do Emprego dos Estados por Setores



A primeira figura mostra que de fato há uma diminuição da dispersão das estruturas do emprego entre os estados e que esta é mais forte nos anos considerados da década de 80. Mais precisamente, o valor do índice em 1997 corresponde apenas a 52,1% de seu valor em 1981. A figura 5.12b mostra por sua vez que tal diminuição decorre da diminuição da dispersão das participações do emprego no emprego total de todos os setores. O destaque é, porém, claramente para as alterações da agropecuária, que é responsável por quase metade (47%) da variação do índice, contra 21%, 18% e 13,8%, respectivamente, das contribuições para esta diminuição dos serviços, da indústria e da construção. Como foi visto, isto reflete principalmente a queda da participação do emprego deste setor no emprego total ocorrida nos estados mais pobres, que assim comandam o movimento.

As mudanças nas estruturas do emprego ocorridas nos estados brasileiros no período 1981-97 podem assim ser resumidas. Há uma clara tendência de homogeneização das estruturas de emprego entre os estados. Tal movimento é caracterizado pela diminuição da participação do emprego da agropecuária no total e elevação desta participação no setor de serviços. Esta tendência é porém muito mais forte para os estados mais pobres que apresentam também as maiores diminuições da

participação do emprego da construção. Para o setor industrial as alterações são de menor magnitude e menos diferenciadas.

5.2.2 Efeito Realocação e Convergência

Como se discutiu no capítulo 2, evidências de alterações nas estruturas de emprego dos estados não indicam necessariamente a presença do efeito realocação bruto (*erb*), já que tais movimentos podem ser produto da acumulação de capital por trabalhador, em termos agregados¹³. O que se pretende aqui é examinar as evidências a respeito da possível presença deste efeito, que adicionaria uma fonte inter-setorial de movimento do produto agregado por trabalhador dos estados, e averiguar, em caso da existência de tal efeito, a contribuição do mesmo para a convergência entre estes agregados.

A operação do *erb* no sentido de elevar o produto por trabalhador requer migração da mão-de-obra dos setores menos produtivos para os mais produtivos ao longo do tempo. Isto é, pressupõe que os trabalhadores reajam aos diferenciais de retorno, com a gradual eliminação, ou ao menos tendência a tal, deste desequilíbrio ao longo do tempo. Os movimentos de emprego vistos acima mostraram que de fato os setores “expulsores” de trabalho (agropecuária e construção) são os que, numa situação de desequilíbrio, tradicionalmente se espera ter menores remunerações relativas. Neste sentido, a comparação entre os produtos por trabalhador destes setores com aqueles dos serviços e indústria, mostrada na tabela abaixo para o início do período, aparentemente sugere evidências favoráveis a estes diferenciais.

¹³ Naquele capítulo foi mostrado que a acumulação do capital agregado para uma economia poderia envolver uma redistribuição de trabalho entre os setores, isto é, $g_k = \sum \mu_k g_{k1} + \sum \mu_k g_{k2}$, onde a segunda parcela representaria o efeito sobre a acumulação do capital agregado caso, seguindo uma redistribuição do trabalho entre os fatores, cada trabalhador seja equipado em cada setor com o mesmo capital daqueles correntemente equipados nos setores; havendo assim elevação da relação capital/trabalho agregada, mas não nos setores.

Tabela 5.22 – Produto por Trabalho dos Setores de Serviços e Indústria em Relação ao Produto por Trabalhador da Agropecuária

	serv./agrop.	Indus./agrop.
SP	1,84	3,10
RJ	2,90	5,36
RS	1,63	2,47
SC	1,42	2,03
ES	2,18	3,75
PR	1,71	3,20
MG	1,94	4,09
MS	1,33	1,72
MT	1,59	1,99
PE	2,01	3,03
BA	1,89	4,26
SE	2,57	4,99
RN	2,32	3,51
CE	2,50	2,15
GO	1,64	2,68
AL	2,15	3,52
PB	2,33	3,88
PI	5,22	7,08
MA	3,37	6,73

Observe-se que os maiores valores para as duas colunas são os dos dois estados mais pobres e que as maiores disparidades de produto por trabalhador entre os dois setores acima (maiores “receptores” de mão-de-obra) e o setor agropecuário (maior “expulsor” de mão-de-obra) encontram-se na metade mais pobre dos estados da amostra. Em verdade para os 4 estados mais pobres as médias dos valores, respectivamente, para as duas colunas são 3,29 e 5,34; enquanto que para os 4 estados mais ricos estas correspondem a 1,95 e 3,29 , o que sugere a concentração de desequilíbrios. Tal sugestão é aparentemente reforçada pelo fato de que todos estes valores diminuem em 1997; para os mais pobres os novos valores, respectivamente, correspondem a 2,40 e 4,33 , já para os quatros mais ricos tais valores passam a 1,43 e 3,11. A tabela sugere que os possíveis desequilíbrios e os ganhos de realocação seriam maiores para os estados mais pobres..

O produto por trabalhador porém é reconhecidamente uma medida imperfeita e parcial destas possibilidades, já que reflete também diferenças entre os setores na natureza da função de produção, o que define diferentes proporções na utilização dos fatores, e diferenciais de progresso técnico¹⁴. Não retrata, pois, necessariamente, apenas possíveis desequilíbrios devido à baixa mobilidade dos recursos ou informação imperfeita. Por este motivo são comparadas também, a seguir, as rendas por pessoal ocupado destes setores¹⁵ ou, por simplificação de terminologia, a renda per capita destes, um indicador mais próximo do salário médio de cada setor. Os números parecem favorecer as sugestões acima levantadas.

Tabela 5. 23 - Renda per capita dos Setores dos Serviços e da Indústria em Relação às Rendas per capita dos Setores Agropecuário e da Construção em 1981

	serv./agrop.	indus./agrop.	serv./constru.	indus./constru.
SP	1,59	1,94	1,04	1,27
RJ	2,18	2,68	1,10	1,36
RS	1,38	1,43	1,08	1,12
SC	1,18	1,25	1,04	1,10
ES	1,79	1,81	1,19	1,20
PR	1,43	1,64	0,90	1,02
MG	1,58	2,09	0,97	1,27
MS	1,50	1,68	0,99	0,86
MT	1,58	1,83	1,07	1,21
PE	1,60	1,65	1,08	1,11
BA	1,47	1,96	0,90	1,20
SE	2,03	1,80	1,10	0,97
RN	1,76	1,46	1,30	1,08
CE	1,81	0,76	1,64	0,69
GO	1,27	1,48	0,96	1,12
AL	1,60	1,89	1,13	1,33
PB	1,91	1,78	1,75	1,64
PI	4,23	3,21	1,71	1,29
MA	2,36	4,01	0,74	1,27

Obs.: marcas cinzas indicam dois estados com valores superiores em cada grupo comparativo.

Os destaques da tabela anterior são confirmados, isto é, são robustos à mudança de medida, e os maiores destaques em ambos os grupos comparativos pertencem de

¹⁴ De fato a equalização dos produtos marginais do trabalho ou remunerações deste fator entre os setores é perfeitamente consistente com diferentes produtos médios, embora o progresso técnico os faça caminhar em conjunto.

¹⁵ Precisamente, é utilizada a renda média do trabalho principal do pessoal ocupado do setor. Os dados são da PNAD de 1981 do IBGE.

forma geral ao conjunto de estados mais pobres. Isto é evidenciado na tabela 5.24 abaixo elaborada com os números acima.

Tabela 5. 24 - Média das Relações entre as Rendas per capita dos Setores por Grupo de Estados

grupos de estados	serv./agrop.	indus./agrop.	serv./const.	indus./const.
9 mais ricos	1,50	1,68	1,04	1,14
10 mais pobres	1,74	1,84	1,13	1,16
Diferença %	16,18%	9,55%	9,09%	1,49%
4 mais ricos	1,50	1,68	1,07	1,21
4 mais pobres	2,27	2,47	1,26	1,33
Diferença %	51,45%	47,38%	17,99%	9,57%

As evidências de maiores diferenciais entre os setores no que diz respeito às rendas por trabalhador para os estados mais pobres parecem, pois, contundentes e muito mais elevadas quando se comparam grupos de estados polares no espectro da distribuição segundo o poder econômico.

Caso porém tais diferenciais possam ser explicados por diferenças na qualidade da força de trabalho entre os setores, sendo tais diferenças de qualidade mais elevadas para os estados pobres, não se estaria de fato em uma situação de diferentes remunerações para um mesmo fator homogêneo entre os setores. Ou seja, as evidências não ajudariam a explicar a possível presença do efeito realocação (erb) como fonte independente do movimento do produto agregado por trabalhador dos estados e qualquer realocação deveria ser atribuída a diferenciais de acumulação de capital por trabalhador entre os setores (com diferentes intensidades no uso destes fatores). Como se mostra a seguir, este parece ser o caso para os estados brasileiros considerados.

Em vista da possibilidade das diferenças intersetoriais serem justificadas pela diferenças de qualidade do fator trabalho entre os setores, tenta-se controlar tais diferenças através dos diferentes níveis educacionais. Especificamente, isto é feito utilizando-se numa regressão um conjunto de dados de painel para a renda média do

trabalho e os níveis educacionais para os quatro setores acima e para os 19 estados, considerados no período 1981-97. Os dados são das PNAD's de 1981 a 1997 e referem-se à renda média mensal do trabalho principal por setor e estado. Formalmente, é estimada uma equação na forma semi-logarítmica dada por:

$$\log y_{it} = a + bEd_{it} + \sum_j c_j S_{ji} + \sum_e d_e E_{ei} + I_{ei} + D_t + \varepsilon_{it} \quad , \quad (5.2.2)$$

onde: a = constante;

y_{it} = renda estadual média do trabalho da observação i em t ;

Ed_{it} = anos de estudo da observação i em t ;

S_{ji} = *dummy* referente ao setor j , agropecuária (omitida), indústria, construção ou serviços, para a observação i ;

E_{ei} = *dummy* referente ao estado e , entre os 19 estados acima (omitindo-se um estado para cada grupo de estados) para observação i ;

I_{ei} = participação do setor industrial no produto total do estado e em t ;

D_t = *dummies* de tempo (anuais) para o período 1981-97.

Enfatize-se que as *dummies* de setor, S_{ji} , são tomadas em relação ao setor agropecuário, o que permite observar através do coeficiente associado o quanto da renda média do trabalho do setor difere da renda média do setor agropecuário mesmo quando se desconta ou se controla pelos diferentes níveis de educação entre os setores¹⁶. Os anos de educação atuam assim no sentido de homogeneizar a força de trabalho e permitir comparações de renda. As *dummies* de estado captam as especificidades estaduais. A variável I_{ei} tenta captar possível influência das diferentes estruturas econômicas dos

estados sobre a renda do trabalho, corresponde assim a um outro controle, agora das diferentes estruturas estaduais. Por fim, as *dummies* de tempo, D_t , captam as influências anuais gerais.

A equação foi estimada aplicando-se o estimador de mínimos quadrados ordinários inicialmente para todo o conjunto de estados, ou seja, para um painel com observações para o período 1981-97 para os 19 estados. . A tabela a seguir mostra os resultados para os coeficientes das *dummies* setoriais estimados sem e com a variável educacional, o que permite perceber, comparando-se os valores dos coeficientes das duas situações, o impacto da tentativa de homogeneização do fator trabalho sobre os diferenciais de renda do trabalho entre os setores.

Tabela 5.25 - Diferenciais de Renda do Trabalho no Período 1981-97- Estados do Nordeste. Variável dependente é $\log y$.

	Todos os Estados	
<i>Ed</i>	-	0,183
		(0,021)
<i>S_ind</i>	0,437	-0,143
	(0,025)	(0,078)
<i>S_serv</i>	0,465	-0,517
	(0,019)	(0,115)
<i>S_const</i>	0,419	0,120
	(0,022)	(0,039)
dum. est.	x	x
dum temp.	x	x
n. obs.	1292	1292
R ²	0,736	0,765

Obs.: Desvio padrão entre parênteses. Todas as regressões são robustas à heterocedasticidade. Marcas cinza indicam significância ao nível de 5,0%;

Os resultados mostram que quando se consideram conjuntamente os efeitos dos diferentes níveis educacionais dos setores, os diferenciais de renda do trabalho entre os três setores acima e o setor agropecuário se alteram de forma importante. Apenas para o

¹⁶ Isto é, o coeficiente c_j na regressão semi-logaritmica é interpretado como expressando o diferencial entre a renda

setor da construção, persiste um diferencial positivo; para a indústria, o diferencial deixa de ser significativo e para os serviços, o diferencial torna-se favorável ao setor agropecuário. À luz das mudanças da estrutura do emprego entre os setores vistas na seção anterior, as evidências não são então favoráveis à presença de realocações do trabalho em resposta aos diferenciais de remunerações entre os setores.

As regressões acima assumem, porém, que os diferenciais estimados são válidos irrestritamente para todos os 19 estados da amostra. A introdução como variáveis explicativas de interações entre as *dummies* de setor e *dummies* de estados para todos os estados mostrou porém (dada a significância, observada através do valor da estatística “*t*”, dos coeficientes estimados para estes termos) a impropriedade de tal generalização. Por esta razão, foram estimadas regressões para diferentes conjuntos de estados.

A equação foi estimada para quatro conjuntos de estados que compõem as quatro regiões consideradas, isto é, Nordeste, Sudeste, Sul e Centro-Oeste, ou seja, operou-se com um conjunto de dados de painel para cada região. Isto significa assumir que os coeficientes estimados para as *dummies* setoriais, coeficientes de maior interesse aqui e que representam diferenciais da renda do trabalho entre os setores, são igualmente válidos para todos os estados de cada região. Para cada região, tal hipótese foi testada através de regressões adicionais que incluem, além das variáveis acima, interações entre as *dummies* dos setores e as *dummies* dos estados de cada região. A insignificância estatística destes termos interativos corresponde, pois, à não rejeição de tal hipótese.

Os resultados da aplicação de mínimos quadrados ordinários (OLS) à equação acima para as 4 regiões, primeiramente sem a variável educacional e depois com sua presença, são apresentados nas tabelas a seguir. Como exposto acima, em todas as

do setor *j* em relação ao dos setor agropecuário (omitido). Precisamente: $c_j = \ln y_j - \ln y_{\text{agro}} \Rightarrow \exp^{c_j} = y_j / y_{\text{agro}}$.

regressões foram adicionadas interações entre os setores e os estados nas regiões, com o objetivo de testar as diferenças intra-regionais no que diz respeito às diferenças de renda entre os setores entre os estados de cada região. Apenas para o Nordeste, os coeficientes das interações entre os estados e setores se revelaram significantes. Por isto apresentam-se também estimações adicionais para dois grupos de estados desta região.

Tabela 5.25 - Diferenciais de Renda do Trabalho no Período 1981-97.
Variável dependente é $\log y$.

	Sudeste		Sul		Centro-Oeste		Nordeste	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>Ed</i>	-	0,128	-	0,117	-	0,194	-	0,127
		(0,037)		(0,038)		(0,093)		(0,020)
<i>S_ind</i>	0,614	0,122	0,383	0,061	-0,042	-0,358	0,537	0,087
	(0,034)	(0,147)	(0,030)	(0,108)	(0,085)	(0,208)	(0,032)	(0,077)
<i>S_serv</i>	0,513	-0,178	0,371	-0,190	0,163	-0,741	0,576	-0,157
	(0,028)	(0,209)	(0,032)	(0,186)	(0,035)	(0,437)	(0,026)	(0,121)
<i>S_const</i>	0,413	0,212	0,311	0,171	0,099	-0,155	0,565	0,322
	(0,035)	(0,074)	(0,032)	(0,054)	(0,050)	(0,129)	(0,029)	(0,050)
Dum. Est.	x	x	x	x	x	x	x	x
Dum temp.	x	x	x	x	x	x	x	x
n. obs.	272	272	204	204	204	204	612	612
R ²	0,837	0,843	0,851	0,856	0,472	0,492	0,763	0,778

Obs.: Desvio padrão entre parênteses. Todas as regressões são robustas à heterocedasticidade. Marcas cinza indicam significância ao nível de 5,0%. Em todas as regressões foi omitido o setor agropecuário. Nas regressões para o Sudeste omitiu-se o estado de São Paulo, para a região Sul o Rio Grande do Sul, para o Centro-Oeste é o estado do Mato Grosso do Sul o omitido e para o Nordeste omitiu-se o estado de Pernambuco.

Tabela 5.26- Diferenciais de Renda do Trabalho no Período 1981-97- Estados do Nordeste. Variável dependente é $\ln y$.

	4 mais pobres		5 mais ricos	
	(9)	(10)	(11)	(12)
<i>Ed</i>	-	0,071*	-	0,164
		(0,036)		(0,030)
<i>S_ind</i>	0,531	0,312	0,541	-0,092
	(0,055)	(0,109)	(0,036)	(0,125)
<i>S_serv</i>	0,697	0,296	0,479	-0,478
	(0,040)	(0,213)	(0,033)	(0,183)
<i>S_const</i>	0,718	0,582	0,440	0,131*
	(0,042)	(0,086)	(0,039)	(0,068)
dum. est. dum	x	x	x	x
temp.				
n. obs.	272	272	340	340
R ²	0,773	0,777	0,779	0,802

Obs.: Desvio padrão entre parênteses. Todas as regressões são robustas à heterocedasticidade. Marcas cinza indicam significância ao nível de 5,0%; já o símbolo * ** indica significância ao nível de 5,5%. Os 4 estados mais pobres são Maranhão, Piauí, Paraíba e Alagoas; já o grupo dos mais ricos é formado por Pernambuco, Bahia, Sergipe Rio Grande do Norte e Ceará. Nas regressões (9) e (10) foi omitido o estado de Alagoas; nas duas outras, o estado de Pernambuco.

Observando-se os valores dos coeficientes das *dummies* setoriais das colunas com números ímpares, nota-se que os resultados de início mostram que, quando são ignoradas as diferenças educacionais do fator trabalho, os setores da indústria, serviços e construção apresentam, de forma geral, diferenciais da renda do trabalho positivos e significantes em relação ao setor agropecuário para todos os conjuntos de estados. Note-se também que para os 4 estados mais pobres (coluna (9) da segunda tabela), estes diferenciais tendem a ser relativamente maiores (exceto para a indústria). Todos estes resultados na verdade confirmam os valores apresentados anteriormente já na tabela 5.23.

Os diferenciais em geral não persistem, porém, quando se tenta homogeneizar a qualidade do fator trabalho através dos anos de educação, isto é, quando se controla pelos diferenciais de níveis educacionais da força de trabalho entre os setores, como se percebe através dos valores das *dummies* setoriais das colunas de números pares das

tabelas. Quando se consideram as 4 regiões, apenas no setor da construção é mantido certo diferencial da renda do trabalho em relação ao setor agropecuário; para os dois outros setores (indústria e serviços) os diferenciais não são significantes.

Os resultados da tabela 5.26 para os estados nordestinos mostram que, embora o diferencial de renda em favor do setor industrial (em relação ao agropecuário) permaneça para os 4 estados mais pobres, isto não ocorre para o setor de serviços. Para os demais 5 estados, ocorre, em verdade, uma alteração de sinal para o setor de serviços: quando se controla pelos níveis educacionais, o setor tende a apresentar nível de renda abaixo do observado para o setor agropecuário.

À luz das alterações nas estruturas de emprego dos estados mostradas na tabela 5.19, os resultados são bastante significativos. Eles indicam que é possível concluir que, para o caso dos estados brasileiros em estudo, as evidências empíricas não favorecem a operação de um efeito realocação dos fatores como fonte independente de variação do produto agregado por trabalhador dos estados. De outra forma, as alterações das participações do emprego dos setores no emprego total, caracterizadas na seção anterior, favorecendo de forma geral a elevação da participação do setor de serviços e diminuição da participação da agropecuária, não parecem relacionadas com os diferenciais de rendimentos do fator trabalho entre os setores. Tais movimentos devem estar relacionados, isto sim, com diferenciais de acumulação de capital nos estados em um contexto de setores caracterizados por diferentes intensidades no uso dos fatores.

As diferenças entre os diferenciais de renda do trabalho dos estados mais ricos e mais pobres evidenciadas na tabela 5.24, ao menos para o diferencial serviços/agropecuária, parecem então explicadas, em boa medida, pelas diferenças da qualidade do fator trabalho entre os setores, bem maiores para os estados mais pobres.

De outra forma, as diferenças entre os níveis educacionais da força de trabalho dos setores são menores para os estados mais ricos que para os mais pobres.

As evidências acima parecem, então, indicar que esteve ausente na dinâmica do produto agregado por trabalhador dos estados qualquer fonte intersetorial de movimento deste produto relacionada com a realocação do fator trabalho. Assim, a dinâmica deste agregado parece, em sua maior parte, explicada pelos movimentos intra-setoriais discutidos na seção anterior, ou seja, pela acumulação de capital por trabalhador e pelo progresso técnico em nível setorial.

A dinâmica resultante do produto agregado por trabalhador dos estados vista no capítulo anterior, sem nenhum movimento decisivo de convergência ou de elevação da divergência quando se considera todo o período 1981-97, parece então ser reflexo exclusivo dos movimentos ocorridos nos setores. E estes, como se caracterizou na seção anterior, tiveram na dinâmica do produto por trabalhador do setor industrial movimentos que beneficiaram de forma mais forte os estados mais pobres (favorecendo a convergência), por um lado, e nas dinâmicas dos produtos por trabalhador nos setores e subsetores da agropecuária e serviços, comércio e transportes e comunicações, movimentos mais favoráveis aos estados mais ricos (favorecendo a divergência), por outro.

É interessante apontar a diferença entre o resultado obtido acima e aquele obtido por Cuadrado-Roura, García-Greciano e Raymond (1999) para o estudo da convergência dos produtos agregados por trabalhador de diferentes regiões da Espanha. Estes autores, fornecendo evidências sobre a diminuição das desigualdades das estruturas de emprego entre as regiões e sobre a quase inexistente tendência à convergência dos produtos por trabalhador dos setores (apenas para o setor industrial verifica-se, ainda que de maneira fraca, tal tendência), defendem a realocação do fator

trabalho entre os diferentes setores como a principal fonte da tendência à convergência dos produtos agregados por trabalhador das diferentes regiões no período 1955-95¹⁷.

Vale a pena a breve transcrição:

“The crucial mechanism that explains the observed convergence in productivity is the transfer of labor from agriculture to other more productive sectors—a process that has been particularly important in the poorest regions. In short, productive structure convergence is the factor that explains the apparent contradiction between the observed convergence of aggregate productivity levels and the absence of productivity within the different sectors”. (Cuadrado-Roura et al, 1999, pp.50).

Infelizmente, os autores citados acima não fornecem evidências sobre os diferenciais de renda do trabalho entre os setores, nem fornecem estimativas do *efeito realocação*, o que torna seus resultados mais frágeis. Entretanto, as evidências disponíveis sugerem que, enquanto para o caso espanhol aparentemente estiveram presentes, sendo provavelmente fundamentais para a convergência, fontes intersetoriais de movimento dos produtos agregados por trabalhador das diferentes regiões, produto da realocação do fator trabalho entre os setores, para a experiência brasileira no período 1981-97 estas contribuições intersetoriais estiveram ausentes, sendo a dinâmica do produto agregado por trabalhador dos estados explicada apenas pelos movimentos intra-setoriais¹⁸.

O resultado para o caso brasileiro parece assim interessante e significativo. A despeito dos diferentes níveis de desenvolvimento econômico ainda prevalente entre estes estados, relembrem-se neste sentido as informações a respeito no primeiro capítulo deste trabalho, diferenciais de oportunidades para o fator trabalho entre os setores não parecem diferir significativamente entre os estados.

¹⁷ Talvez por analisarem um período mais longo que o tratado neste trabalho para os estados brasileiros, e assim poderem captar períodos de maiores diferenças nos estágios de desenvolvimento entre as regiões espanholas, o papel da realocação do fator trabalho na convergência para o caso espanhol parece mais importante ainda que o evidenciado acima para o caso dos estados brasileiros. Infelizmente, tais autores não fornecem qualquer cálculo do valor do *erb* das regiões.

As evidências encontradas acima assemelham-se em verdade às encontradas no já citado trabalho de Bernard e Jones (1996b). Estes autores, ao analisarem os distintos papéis do progresso técnico ou produtividade total dos fatores setoriais e das realocações do fator trabalho no comportamento do progresso técnico agregado (TFP) para 14 países da OCDE no período 1970-87 a partir de uma decomposição para a TFP análoga à realizada para o produto agregado por trabalhador no segundo capítulo deste trabalho, encontram que as variações setoriais da produtividade total dos fatores explicam 96% da variação da produtividade total dos fatores agregada e as alterações do *mix* do emprego entre setores apenas 4% desta variação.

Dollar e Woff (1988), por outro lado, em estudo também já citado sobre a convergência do produto por trabalhador do setor industrial e seus subsetores para 13 países industrializados¹⁹, não encontram evidências de qualquer importância significativa do papel da mudança da estrutura do emprego dos países entre estes subsetores para a convergência do produto agregado industrial por trabalhador. Tal resultado provavelmente está relacionado com os semelhantes níveis de desenvolvimento dos países analisados e os menores desequilíbrios em geral presentes entre subsetores, onde a mobilidade e o grau de informação tendem a ser maiores.

¹⁸ De fato, não se forneceram evidências de inexistência de realocações do fator capital, mas, ao menos a princípio, são esperados ajustes mais rápidos para os mercados deste fator.

¹⁹ Precisamente, EUA, Reino Unido, Itália, Canadá, Japão, Alemanha, França, Suíça, Dinamarca, Finlândia, Austrália, Áustria e Noruega. São considerados 28 subsetores industriais em cada país.

A presente tese teve como objetivo central oferecer evidências sobre a dinâmica e evolução da desigualdade entre um conjunto de estados brasileiros para o período 1981-97. O trabalho retomou, porém, o relativamente recente debate sobre convergência entre as rendas per capita regionais sob uma perspectiva mais informativa e até então inexplorada: a convergência e a dinâmica regional da produtividade do trabalho. Isto permitiu averiguar tanto a contribuição de setores e subsetores econômicos como possíveis contribuições de realocações do fator trabalho para a dinâmica do produto agregado por trabalhador dos estados.

No capítulo 1 mostrou-se que, a despeito da diminuição da desigualdade regional no período 1939-80, no início dos anos 80, as disparidades de produto per capita ainda eram bastante elevadas entre os estados brasileiros.

No capítulo seguinte, tornaram-se evidentes as vantagens e ganhos analíticos de se considerar a questão da convergência de renda per capita a partir da evolução e dinâmica dos produtos por trabalhador dos estados. Mostrou-se que os diferentes movimentos dos produtos per capita podem ser influenciados pelos diferenciais de taxas de emprego e, mais importante, que o foco no produto por trabalhador permite observar as diferentes contribuições dos setores para a dinâmica observada do produto agregado por trabalhador. Ao mostrar que os movimentos deste agregado podem adicionalmente ser resultado de realocações de fatores entre os setores (fontes inter-setoriais), o presente trabalho também ressalta a necessidade de se considerar as possíveis contribuições para o debate sobre convergência e desigualdade da literatura

de Desenvolvimento Econômico que enfatiza o papel das mudanças estruturais, aparentemente desprezada neste debate.

Depois de discutidas no terceiro capítulo as vantagens e fraquezas dos testes tradicionais de convergência aplicados neste trabalho, são fornecidas no capítulo 4 evidências sobre a evolução da desigualdade dos produtos per capita e por trabalhador entre 19 estados brasileiros no período 1981-97. Os resultados apontam para uma quebra do padrão anterior de diminuição da desigualdade, observada principalmente no período 1970-80. Não há evidências de qualquer movimento consistente, seja no sentido de convergência, seja no sentido de elevação da desigualdade entre os produtos per capita ou por trabalhador dos estados. As medidas de dispersão (teste de convergência- σ por exemplo), comparando-se os anos extremos, mostram-se quase que invariantes, embora se elevem nos anos da década de 80 e diminuam nos anos considerados da década de 90.

As evidências obtidas a partir das regressões de crescimento também indicam ausência de convergência- β absoluta. Apenas quando se permitem diferentes valores para o equilíbrio de *steady state*, seja através de diferentes investimentos educacionais, seja de forma mais precisa permitindo a presença de um efeito fixo específico dos estados nas estimações com dados de painel, é obtida a convergência- β condicional. Além disso, a elevada diferença de magnitude entre a velocidade de convergência obtida a partir das estimações com dados em *cross-sections* e aquela obtida com dados de painel indicam que as especificidades regionais, tecnológicas, institucionais ou culturais, condicionam de forma importante a evolução das disparidades.

Os resultados mostram adicionalmente que a dinâmica de evolução da desigualdade entre os estados obtida a partir da utilização dos produtos per capita

reflete bastante bem a evolução da desigualdade obtida utilizando-se os produtos por trabalhador dos estados, ou seja, que os diferenciais interestaduais de comportamento da taxa de emprego não têm influência decisiva no resultado de convergência/divergência entre os estados. Qualifique-se porém que a utilização dos produtos per capita dos estados como *proxy* dos produtos por trabalhador, feita nos trabalhos anteriores, implica uma superestimação da velocidade de convergência para o equilíbrio de longo prazo.

Evidências empíricas sobre as contribuições dos diferentes setores para o movimento observado do produto agregado por trabalhador dos estados são obtidas no capítulo 5. De início são exploradas as chamadas fontes intra-setoriais de movimento destes agregados, ou seja, a contribuição da dinâmica do produto por trabalhador de cada setor para o comportamento do produto agregado por trabalhador. Neste sentido, os resultados mostram que apenas o setor industrial, refletindo o comportamento do subsetor da indústria de transformação e extrativa mineral, tem a dinâmica dos seus produtos por trabalhador favorecendo um movimento convergente entre os estados em termos agregados. Ou seja, neste setor os estados mais pobres têm sua produtividade do trabalho em média crescendo mais rápido que o crescimento desta produtividade para os estados mais ricos. Já os demais setores, agropecuária e serviços, conjuntamente com os subsetores do comércio e serviços de transportes e comunicações, apresentam os estados mais ricos em média com crescimento mais rápido desta produtividade, o que contribui assim para uma trajetória divergente entre os estados quando se considera o produto agregado por trabalhador.

Também foram investigadas no último capítulo do trabalho possíveis contribuições de realocações do fator trabalho entre os setores para a dinâmica dos produtos agregados por trabalhador dos estados. Mostrou-se neste sentido que, a

despeito das mais importantes alterações na estrutura ou *mix* do emprego entre os setores terem ocorridas nos estados mais pobres, as evidências não permitem identificar um efeito realocação bruto (*erb*) como fonte independente de movimento do produto agregado por trabalhador nestes estados. Isto é, não é possível associar tais mudanças nas estruturas do emprego entre os setores a diferenciais de remuneração do fator trabalho entre estes setores. Embora existentes, os diferenciais de renda dos trabalhos entre os setores são em larga medida explicados, como foi mostrado, pelos diferenciais de qualificação do fator trabalho.

Note-se que este resultado em certo sentido reforça a importância da contribuição da dinâmica observada no setor industrial para uma possível dinâmica convergente dos produtos agregados por trabalhador entre os estados. Também parece reforçar a importância do resultado obtido, o fato de que as políticas regionais de incentivos à industrialização das regiões mais pobres no período analisado foram aparentemente menos determinantes no desempenho industrial quando comparado com, por exemplo, a década imediatamente anterior. Ou seja, não parece fácil uma associação direta entre o relativo melhor desempenho industrial dos estados mais pobres e as políticas de incentivos à industrialização neste estados.

Embora torne claro a impossibilidade de distinguir através de regressões de crescimento entre um processo de convergência governado por uma acumulação de capital por trabalhador em economias mais pobres de outro processo comandado por mais rápido progresso técnico nestas economias, o trabalho não avança no sentido de tornar possível esta distinção para o setor industrial. Ou seja, não é possível distinguir se a convergência da produtividade do trabalho observada para o setor industrial é reflexo específico de um destes processos acima ou de ambos. Tal tarefa, claramente

desejável, exigiria a utilização de séries de capital para os setores e estados, atualmente não disponíveis.

Abramovitz, M. (1986). Catching up, Forging ahead and Falling Behind, *Journal of Political History*, vol.46, pp.385-406.

Amos Jr, O.M. (1990). Divergence of per Capita Real Gross State Product by Sector 1963 to 1986, *The review of Regional Studies*, março, pp.221-234.

Arellano, M. e S. Bond(1991). Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and na Application to Employmnet Equations, *Review of Economic Studies*, 58, pp.277-297.

Azzoni, C.R. (1996). Economic Growth and Regional Income Inequalities in Brazil: 1939-92, Texto para Discussão Interna, Depto. de Economia, FEA - USP, abril.

----- (1997). Concentração Regional e Dispersão das Rendas Per Capita Estaduais: análise a partir das séries históricas estaduais de PIB, 1939-1995, *Estudos Econômicos*, v.27, n.3, pp. 341-93.

Azzoni, C.R., N. Menezes, T. Menezes & R. Silveira Neto (1999). Geography and Income Convergence Among Brazilian States. Mimeo.

Baer, W. (1995). A Economia Brasileira, São Paulo: Nobel.

Barro, R. J. (1991). Economic Growth in a Cross-Section of Countries, *Quartely Journal of Economics*, vol.6(2), maio, pp.407-443.

Barro, R. J. e Xavier Sala-I-Martin (1992). Convergence, *Journal of Political Economy*, vol 100(2), abril, pp.223-251.

----- (1995). Economic Growth, Singapore: McGraw-Hill.

----- (1997). Technological Diffusion, Convergence, and Growth. *Journal of Economic Growth*, vol. 2, pp.1-26.

Baumol, W. J. (1986). Productivity Growth, Convergence and Welfare: What the Long Run Data Show, *American Economic Review*, vol.76(5), dezembro, pp.1072-1085.

Baumol, W.J. & Wolff, E.N. (1988). Productivity Growth, Convergence, and Welfare: Reply, *American Economic Review*, vo.78(5), dezembro, pp.1155-1159.

Baumol, W.J., R. Nelson e E.N. Wolff (1994). Convergence of Productivity : Cross-national Studies and Historical Evidence, Oxford University Press, New York.

Bernard, B. e S.N. Durlauf (1995). Convergence in International Output, *Journal of Applied Econometrics*, vol. 10, pp.97-108.

----- (1996). Interpreting Tests of Convergence Hypothesis, *Journal of Econometrics*, vol. 71, pp.161-173.

Bernard, B. e C.I. Jones (1996a). Productivity across Industries and Countries: Time Series Theory and Evidence, *The Review of Economics and Statistics*, fevereiro, vol.LXXVIII (1), pp.135-146.

Bernard, B. e C.I. Jones (1996b). Productivity and Convergence across U.S. States and Industries, *Empirical Economics*, vol.21, pp.113-136.

Bianchi, M. (1997). Testing for Convergence: Evidence form Non-Parametric Multimodality Tests, *Journal of Applied Econometrics*, vol12, p.393-409.

Carlino, G.A. e L.O. Mills (1993). Are U.S. Regional Incomes Converging?, *Journal of Monetary Economics*, vol.32, pp.335-346.

Caselli, F., G. Esquivel e F. Lefort (1997). Reopening the Convergence Debate: A New Look at Cross-Country Growth Empirics, *Journal of Economic Growth*, setembro, pp.363-389.

Cass, D. (1965). Optimum Growth in a Agregate Model of capital Accumulation, *Review of Economic Studies*, 32, julho, pp.233-240.

Chang, R. (1994). Income Inequality and Economic Growth: Evidence and Recent Theories, *Economic Review*, July/August, pp.1-9.

Cuadrado-Roura, J.R., B. García-Greciano & J.L. Raymond (1999). Regional Convergence in Productivity and Productive Structure: The Spanish Case, *International Regional Science Review*, 22, 1 abril, pp.35-53.

Cunha, J.A.R. (1999). Um Estudo sobre a Hipótese da Convergência da Renda per capita dos Estados Brasileiros. Rio de Janeiro:dissertação (mestrado).

De Long, B. (1988). Productivity Growth, Convergence and Welfare, *American Economic Review*, vol.78, pp.233-240.

Dollar, D. e E.N. Wolff (1988). Convergence of Industry Labor Productivity among Advamced Economies, *The Review of Economics and Statistics*, vol.LXX, No.4, novembro, pp.549-558.

Dowrick, S. e N. Gemmell (1991). Industrialization, Catching up and Economic Growth: a Comparative Study across the World's Capitalist Economies, *Economic Journal*, 101, pp.263-275.

- Dowrick, S. e D. Nguyen (1989). OECD Comparative Economic Growth 1950-85: Catch-Up and Convergence, *American economic Review*, vol. 79(5), dezembro, pp.1010-1029.
- Durlauf, S.N. e P. A. Johnson (1995). Multiple Regimes and Cross-Country Growth Behavior, *Journal of Applied Econometrics*, vol.10, pp.365-384.
- Efron, B. e R. J. Tibshirani (1993). An Introduction to the Bootstrap, Monographs on Statistics and Probability, 57, Chapman and Hall, New York.
- Elias, V. (1995). Regional Economic Convergence: the cases of Argentina, Brazil and Peru, mimeo.
- Evans, P. (1996). Using Cross-Country Variances to Evaluate Growth Theories, *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol.20. pp.1027-1049.
- (1997). How Fast do Economies Converge?, *The Review of Economics and Statistics*, maio, volLXXIX(2), pp.219-225.
- (1998). Using Panel data to evaluate Growth Theories, *International Economic Review*, vol.39(2), pp.295-306.
- Evans, P. e G. Karras (1996a). Do Economies Converge? Evidence from a Panel of U.S. States, *The Review of Economics and Statistics*, agosto, vol LXXVIII(3).
- (1996b). Convergence Revisited, *Journal of Monetary Economics*, vol.37, pp.249-265.
- Fausto, B. (1994). História do Brasil. São Paulo: EDUSP e FDE.
- Ferreira, A.H.B. (1995). A Distribuição Interestadual e Inter-Regional da Renda no Brasil: Tendências Recentes, Belo Horizonte :Tese de Professor Titular.
- Fiedman, M. (1992). Do Old Fallacies Ever Die?, *Journal of Economics Literature*, vol.XXX, pp.2129-2032.
- Fingleton, B. (1997). Specification and Testing of Markov Chain Models: na Application to Convergence in the European Union, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 59(3), pp.385-403.
- (1999). Estimates of Time to Economic Convergence: an Analysis of Regions of European Union, *International Regional Science Review*, 22(1), abril, pp.5-34.
- Fundação Getúlio Vargas - FGV (1971). Contas Nacionais do Brasil - Atualização, Conjuntura Econômica 25, setembro, pp.91-114.

- (1999). Contas Nacionais do Brasil - Atualização, Conjuntura Econômica , dezembro.
- Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE (1990). Estatísticas Históricas do Brasil. Séries econômicas, demográficas e sociais, 1550-1988, 2ª edição.
- Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE (1992). Anuário Estatístico do Brasil 1992, Rio de Janeiro: IBGE.
- Furtado, C. (1968). The Economic Growth of Brazil: a Survey from Colonial to Modern Times. Berkley: University of California Press.
- Grossman, D.M. & E. Helpman (1991). Innovation and Growth in the Global Economy, Cambridge: MA: MIT Press.
- Hall, R. & C. Jones (1996). The productivity of Nations, National Bureau of Economic Research, Working Paper Series, 5812.
- Hamilton, J.D. (1994). Time Series Analysis, Princenton, Princenton University Press.
- Hardle, W. (1990). Smoothing Techniques with Implementation in S, Berlin, Springer-Verlag.
- Helliwell, J.F. e R. D. Putnam (1994). Economic Growth and Social Capital in Italy, *Eastern Economic Journal*, vol.21, No.3, pp.295-307.
- Holtz-Eakin, D., W. Newey e H. Rosen (1988). Estimating Vector Autoregressions with Panel Data, *Econometrica*, 56, pp.1371-1395.
- Hoffman, R. (1998). Distribuição de Renda: medidas de desigualdade e pobreza. São Paulo: EDUSP.
- Islam, N. (1995). Growth Empirics: A Panel data Approach, *Quartely Journal of Economics*, novembro, pp.1127-1170.
- (1998). Growth Empirics: A Panel data Approach - A Reply, *Quartely Journal of Economics*, fevereiro, pp.325-329.
- Jalan, J. & M. Ravallion (1998). Geographic Poverty Traps, *World Bank*, May 15, pp.1- 31.
- Kelley, A.C., J.G. Williamson & R. Cheetham (1972). Dualistic Economic Development. Chicago: University of Chicago Press.
- Knight, M., N. Loayza e D. Villaneuva (1993). Testing the Neoclassical Growth Model, *IMF Staff Papers*, 40, pp.512-541.

- Koopmans, T.C. (1965). On the Concept of Optimal Economic Growth. The Econometric Approach to Development Planning, Amstredam: North Holland.
- Krugman, P. (1979). A Model of Innovation, Technology Transfer, and World Distribution of Income, *Journal of Political Economy*, vol.87, No.2, pp.253-266.
- (1991). Geography and Trade. Cambridge, MA: MIT Press.
- Lee, K., H. Pesaran e R. Smith (1997). Growth and Convergence in a Multi-Country Empirical Stochastic Solow Model, *Journal of Applied Econometrics*, vol.12, pp.357-392.
- (1998). Growth Empirics: A Panel data Approach - A Comment, *Quartely Journal of Economics*, fevereiro, pp.319-323.
- Leung, A e D.T. Quah (1992). Convergence, Endogenous Growth and Productivity Disturbances, *Journal of Monetray economics*, vol.38, pp.535-547.
- Levine, R. D. Renelt (1992). A Sensitivity Analysis of Cross-Country Growth Regressions, *American Economic Review*, vol.82(4), pp.942-963.
- Loayza, N. (1994). A Test of International Convergence Hypothesis Using Panel Data, *Policy Research Working Paper No1333*, The World Bank.
- Lucas, R. (1988). On the Mechanics of Economic Development, *Journal of Monetary Economics*, vol.22, pp.3-42.
- Magura, M. (1999). Productivity Convergence in Eight Sectors in Eight Midwestern States. Mimeo.
- Mankiw, N.G. (1995). Growth of Nations, *Brooking Papers of Economic Activity*, No.1, pp.275-323.
- Mankiw, N.G., D. Romer e D. Weil (1992). A Contribution to the Empirics of Economic Growth, *Quartely Journal of Eonomoics*, vol.107(2), pp.407-437.
- Mallick, R. & E.G. Carayannis (1994). Regional Economic Convergence in Mexico: An Analysis by Industry, *Growth and Change*, vol.25, summer, pp.325-334.
- Massell, B. F.(1961). A Disaggreagated View of Technical Change, *American Economic Review*, pp.547-557.
- Menezes, T. (1999). Custo de Vida Regional e Convergência de Renda per capita entre as Regiões Metropolitanas Brasileiras. São Paulo: Tese (doutorado).
- Mulligan, C.G. X. Sala-I-Martin (1993). Transitional Dynamics in Two-Sector Models of Endogenous Growth, *Quartely Journal of Economics*, agosto, vol.108(3), pp.737-773.

- Nissan, E. e G. Carter (1993). Income inequality across regions over time, *Growth and Change*, vol.24, summer, pp. 303-19.
- Parente, S.L. e E.C. Prescott (1994). Barriers to Technology Adoption and Development, *Journal of Political Economy*, vol.102, No.2, pp.298-321.
- Pesaran, M.H. e R. Smith (1995). Estimating Long-Run Relationship from Dynamic Heterogeneous Panels, *Journal of Econometrics*, vol.68, pp.79-113.
- Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD). Unidades da Federação 1981-1997. Rio de Janeiro: IBGE.
- Pessoa, S. de A. (1998). Economia Regional, Crescimento Econômico e Desigualdade Regional de Renda, mimeo.
- PNUD/IPEA (1996). Relatório de Desenvolvimento Humano, Brasil. Brasília.
- Prado Jr., C. (1967). The Colonial Background of Modern Brazil. Berkeley: University of California Press.
- Quah, D.T. (1993a). Galton's fallacy and Tests of the Convergence Hypothesis, *Scandinavian Journal of Economics*, vol.95(4), pp.427-443.
- (1993b). Empirical Cross-Section Dynamics in Economic Growth, *European Economic Review*, abril, vol.37(23), pp.426-434.
- (1994a). One Business Cycle and One Trend from Many Disaggregates, *European Economic Review*, vol.38, pp.605-613.
- (1994b). Exploiting Cross-Section Variation for Unit Root Inference in Dynamic Data, *Economic Letters*, janeiro, , vol.44(1), pp.9-19.
- (1996a). Empirics for Economic Growth and Convergence, *European Economic Review*, vol.40, pp.1353-1375.
- (1996b). Twin Peaks: Growth and Convergence in Models of Distribution Dynamics, CEP 280, fevereiro, Cambridge University.
- (1997). Empirics for Growth and Distribution: Polarization, Stratification and Convergence Clubs, *Journal of Economic Growth*, março, vol.2(1), pp.63-89.
- Ramsey, F. (1928). A Mathematical Theory of Saving, *Economic Journal*, 38, december, pp.543-559.
- Ravallion, M. & J. Jalan (1996). Growth Divergence Due Spatial Externalities. *Economic Letters* 53, pp.227-232.

- Robinson, S. (1971). Sources of Growth in Less Developed Countries: A Cross-Section Study, *Quarterly Journal of Economics*, pp.391-408.
- Romer, P. (1986). Increasing Returns and Long Run Growth, *Journal of Political Economy*, vol.94, pp.1002-1037.
- (1990). Endogenous Technological Change, *Journal of Political Economy*, vol.98(5), pp.71-102.
- Sala-I-Martin, X. (1990). On Growth and States, Ph.D. dissertation, Harvard University.
- (1994). Cross-Sectional Regressions and Empirics of Economic Growth. *European Economic Review*, vol. 38, pp.1325-1352.
- (1996a). The Classical Approach to Convergence Analysis. *Economic Journal*, 106, julho, pp.1019-1036.
- (1996b). Regional Cohesion: Evidence and Theories of Regional Growth and Convergence. *European economic Review*, 40, pp.1325-1352.
- (1997). I Just Run Two Million Regressions. *American Economic Review*, maio, vol.87(2), pp.739-747.
- Sildeberg, E. (1990). *The Structure of Economics: A Mathematical Analysis*. New York: McGraw-Hill.
- Silverman, B.W. (1981). Using Kernel Density Estimates to Investigate Multimodality, *Journal of Royal Statistical Society, Series B*, vol. 43, pp.97-99.
- (1986). *Density Estimation for Statistics and Data Analysis*, Monographs on Statistics and Applied Probability, 26, Chapman and Hall, Londres.
- Suzigan, W. (1986). *Indústria Brasileira. Origem e Desenvolvimento*. São Paulo: Brasiliense.
- Syrquin, M. (1984). Resource Reallocation and Productivity Growth. In Moshe Syrquin, Lance Taylor e Larry e Westphal, eds. *Economic Structure and Performance*. Academic Press, Orlando.
- (1988). Productivity Growth and Factor Reallocation. In Hollis Chenery, Sherman Robinson and Moshe Syrquin, *Industrialization and Growth, A comparative Study*. Oxford University Press, Oxford.
- Syrquin, M., L. Taylor e L.E. Westphal (1984). *Economic Structure and Performance*. Academic Press, Orlando.

Temple, J. (1998). The New Growth Evidence, *Journal of economic Literature*, vol. XXXVII, março, pp.112-156.

Wand, M.P. & Jones, M.C. (1995). Kernel Smoothing. Chapman and Hall, Londres.

Zini, A. e J. Sachs (1996). Regional Income Convergence in Brazil and its Socioeconomics Determinants, mimeo.

Anexo de Tabelas

pib real (R\$ de 1995) per capita (PPC)

	81	82	83	84	85	86	87	88	89
MA	1004,02	1041,05	1159,35	1143,82	800,59	893,32	828,60	914,24	978,22
PI	914,10	901,12	889,76	898,58	796,99	908,79	872,92	834,55	883,01
CE	1343,16	1314,02	1425,33	1454,16	1423,41	1489,83	1414,92	1471,88	1489,94
RN	1683,81	1981,98	1859,44	1845,87	1748,75	1884,43	1707,60	1659,64	1928,88
PB	1387,91	1252,63	1200,40	1186,82	1161,00	1272,54	1267,00	1242,32	1338,14
PE	1954,48	1805,20	1687,23	1558,12	1901,26	2131,88	2162,00	2112,51	2173,47
AL	1807,88	1771,21	1624,77	1589,43	1849,36	1748,99	1889,27	1593,32	1432,44
SE	2068,86	1802,67	1888,51	2442,32	3384,86	3210,41	2594,77	2505,18	2257,98
BA	2088,82	1999,80	2067,90	2187,27	2425,12	2400,96	2264,02	2367,14	2361,17
MG	2852,95	2800,97	2751,00	2858,18	3180,07	3248,56	3493,29	3552,08	3730,80
ES	3198,56	3264,53	3222,43	3205,30	3599,13	3786,89	3248,16	3453,55	4070,34
RJ	5013,66	4869,12	4506,12	4271,53	5069,88	4812,64	4802,88	4927,51	4915,72
SP	6142,53	6059,49	5570,37	5837,00	6166,18	6282,71	6822,41	7104,09	7418,28
PR	3188,03	3177,64	3219,65	3525,31	3538,39	3713,66	3870,62	3982,64	4509,35
SC	3740,29	3723,77	3550,71	4028,30	3903,53	4291,75	4291,97	4539,09	5718,16
RS	4071,08	4244,14	4010,73	4201,72	4489,81	4808,33	4860,42	5123,38	5492,65
MS	3163,36	2915,62	2968,72	3290,98	2919,64	3409,41	3238,79	3227,45	3290,46
MT	2830,91	2862,64	2991,06	2874,18	2139,69	2508,97	2416,13	2673,54	2689,43
GO	2499,25	2297,21	2305,18	2317,37	1979,09	2284,66	2045,03	2079,67	2014,30
total	3525,40	3492,94	3391,03	3530,90	3687,95	3785,84	3908,77	4037,97	4246,52
	90	91	92	93	94	95	96	97	
MA	918,39	924,97	907,23	905,24	994,89	974,46	1114,91	1199,39	
PI	984,61	1002,71	880,61	1006,64	1081,07	1191,45	1238,67	1358,13	
CE	1437,28	1617,79	1575,65	1629,11	1764,92	1852,09	1952,31	2181,09	
RN	1691,22	1818,66	1645,96	1847,67	1857,31	1861,48	1939,50	2217,74	
PB	1494,68	1493,73	1282,66	1372,79	1537,96	1611,70	1682,99	1794,21	
PE	2101,38	2280,96	2076,40	2088,44	2201,33	2372,93	2461,06	2691,94	
AL	1601,92	1590,50	1584,80	1509,11	1629,40	1533,32	1633,92	1851,86	
SE	2172,55	2416,93	2319,67	2502,56	2285,61	2219,24	2238,40	2525,04	
BA	2144,29	2087,76	2043,55	2094,50	2165,50	2152,91	2237,11	2498,61	
MG	3326,81	3402,54	3346,38	3427,65	3781,09	3811,36	4004,23	4424,51	
ES	3624,57	3595,49	3576,67	3604,36	4140,90	4645,62	4506,33	4871,27	
RJ	4765,26	5392,33	5215,73	5284,23	5336,06	5595,55	5500,56	6184,70	
SP	6644,87	6284,27	6180,88	6266,86	6387,51	6804,05	6768,77	7628,64	
PR	4214,90	3906,23	3825,68	3999,29	4302,45	4308,64	4503,80	4961,16	
SC	4653,55	4326,83	4693,21	4460,22	4780,17	4895,33	5127,74	5515,58	
RS	5015,05	4765,51	5188,84	5607,78	5848,36	5614,90	5575,66	6080,77	
MS	3064,56	3132,62	2903,28	3089,01	3644,83	3668,20	3669,50	4069,63	
MT	2376,54	2536,77	2567,66	2941,67	3192,53	2966,56	3014,17	3429,33	
GO	2195,28	2349,38	2419,40	2268,88	2492,08	2403,77	2455,99	2664,65	
Total	3887,87	3851,86	3813,00	3901,00	4078,81	4210,26	4262,06	4744,86	

pib real (R\$ de 1995) por trabalhador (PPT)

	81	82	83	84	85	86	87	88	89
MA	3412,872	3226,89	3380,3	3181,474	2363,343	2636,55	2392,882	2706,185	2882,166
PI	3152,521	2863,763	2615,4	2926,58	2669,385	3033,51	2978,444	2496,411	2756,107
CE	4397,589	4360,349	4464,7	4826,863	4112,033	4142,37	3977,985	4121,935	4271,129
RN	5684,419	6435,413	5996,7	5860,545	5509	5392,28	5047,809	4944,18	5580,157
PB	4830,751	4302,558	4252,1	4323,737	3774,943	4072,62	4047,619	3850,93	4134,332
PE	6337,636	5768,446	5409,8	5149,873	5655,327	6224,92	6174,194	6082,946	6134,967
AL	6034,589	5654,093	5292,9	5181,14	5801,293	5824,52	6136,737	5079,742	4524,917
SE	6415,891	7274,899	7403,1	9614,742	10326,25	9943,83	7438,249	7571,676	6988,456
BA	6990,313	6493,393	6808,9	7170,993	7367,855	7194,69	6779,554	6976,944	6868,501
MG	8383,078	8101,693	8045,2	8170,784	8449,366	8329,99	8957,571	8895,779	9162,551
ES	10173,67	9737,475	9702,8	9659,029	10210,61	10616,3	9084,071	9768,536	11127,18
RJ	13583,93	12998,74	12561	12355,11	11863,24	11026,3	10724,24	10918,76	10718,91
SP	15334,43	14919,79	14089	14353,89	14127,76	13847,4	15146,2	15811,57	16058,74
PR	9496,582	9365,169	9690,3	10288,11	9943,763	9541,23	9806,493	9834,927	10529,73
SC	11594,47	10753,3	10779	11445,29	11018,89	11725,2	11297,12	12135,39	15059,99
RS	10858,33	11172,24	10808	11188,95	11465,52	12117,8	11655,21	12432,57	13230,8
MS	8573,843	7737,861	7628,8	7897,072	7502,214	8477,12	8045,101	7968,193	7901,434
MT	9061,134	7379,239	7733,7	6883,6	6427,331	7698,47	7290,996	7755,236	8006,247
GO	7245,661	6372,031	6200,9	6099,245	5247,882	5929,49	5256,015	5170,338	4946,583
total	10345,66	9987,239	9661,9	9880,217	9743,366	9724,94	9938,452	10194,32	10531,27
	90	91	92	93	94	95	96	97	
MA	2669,932	3000,267	3307,2	2651,615	2961,007	2945,85	3430,621	3689,407	
PI	3089,258	3281,305	2991,5	3400,007	3603,834	3921,01	3517,399	4229,841	
CE	4246,74	4912,185	4921,4	4997,53	5279,653	5408,69	6438,954	6539,362	
RN	5404,685	5492,076	4701,8	5411,864	5307,752	5195,39	5273,676	6556,207	
PB	4789,528	4755,924	4045,4	4521,617	4811,507	4803,97	4608,778	5522,054	
PE	6017,318	6749,619	6335,6	6492,55	6724,683	7126,3	7596,958	8296,215	
AL	5022,254	4813,753	4614,6	4853,254	5025,383	4545,77	5482,061	5958,696	
SE	6402,273	6946,942	6513	7258,804	6812,342	6793,42	6345,951	7439,89	
BA	6344,706	6370,079	6406,2	6508,437	6570,948	6385,04	6696,59	7527,062	
MG	8525,796	8792,839	8722,8	8795,372	9620,675	9617,02	11163,32	11155,76	
ES	11053,59	10073,86	9283,6	9606,514	10867,11	12010,2	11643,25	12916,07	
RJ	10461,25	12598,93	13011	13300,66	13135,8	13481,9	11968,09	15478,46	
SP	14866,44	14730,09	15193	15246,13	15398,75	16256,3	17787,65	18722,79	
PR	10326,62	9872,107	10031	10393,98	11052,35	10942,7	12225,81	12565,02	
SC	12677,72	11524,03	12230	11645,25	11926,26	11706,4	12819,83	13601,07	
RS	12427,33	11555,28	12320	13537,29	14083,71	13487,2	14796,39	14669,29	
MS	7421,71	7646,504	7135,8	7903,932	9159,879	9060,22	9289,501	10033,14	
MT	7481,913	7156,622	6533,8	7539,558	8072,372	7403,14	7567,352	8579,786	
GO	5542,611	6449,928	6857,6	6545,34	6861,342	6340,83	6630,223	6531,026	
total	9922,707	10101,42	10249	10432,09	10738,59	10917,8	11526,98	12484,87	

produto real (R\$ de 1995) por trabalhador - agropecuária

	81	82	83	84	85	86	87	88	
MA	1512,105	1737,969	1565,625	1596,620	1137,442	1515,501	1013,198	1301,454	1537
PI	996,838	1563,961	1505,294	1775,318	1088,719	1240,083	1056,802	815,397	896
CE	2377,033	1898,659	2401,260	2525,921	1821,219	1848,463	2549,164	2017,912	1658
RN	2783,068	2609,569	3030,493	2179,179	1647,288	1885,713	2633,584	2392,011	4876
PB	2509,257	1935,208	2636,200	2607,336	2310,404	2589,338	2963,986	2385,091	3442
PE	3475,125	2601,262	3416,163	2806,429	2694,314	3112,352	2796,033	2616,407	2106
AL	3503,679	2951,517	3151,171	2901,314	2915,061	1940,387	4013,088	2439,833	2798
SE	2691,179	3104,394	2973,403	3038,915	2404,898	2500,347	2161,920	2212,477	2184
BA	4030,574	2915,946	3675,534	3615,260	3287,395	3271,998	3063,492	3658,769	3424
MG	4347,615	3549,420	4966,305	4932,184	4975,611	5336,149	5561,643	5538,382	5987
ES	5143,207	4802,544	6455,906	6668,291	6681,041	9302,193	3356,984	4811,156	6719
RJ	4169,885	3686,595	4301,721	3578,586	3080,908	3932,140	2892,763	3901,707	4152
SP	7206,017	6499,457	7988,922	9306,301	9832,856	7434,922	8088,978	8840,565	8737
PR	5770,023	4569,825	6313,247	7315,056	7513,778	6737,611	6555,370	5450,505	5588
SC	7913,001	5580,060	7609,940	8586,666	8347,941	11143,205	8750,146	8672,770	15809
RS	6597,681	5600,686	7476,101	8275,349	9039,648	13154,303	12574,748	12441,258	12261
MS	6666,166	6652,756	8308,071	9600,624	10280,976	14451,882	11912,784	11285,932	10276
MT	6300,393	4407,229	5232,193	3923,710	3923,848	7016,280	5028,172	7515,289	6552
GO	4695,124	3904,376	4695,435	4505,193	3813,618	4447,761	3547,146	3170,376	2900
	90	91	92	93	94	95	96	97	
MA	1132,740	1205,727	1362,055	807,081	1414,598	1385,791	1903,474	1857,256	
PI	992,573	1020,108	921,764	1233,310	2026,929	2127,152	2070,315	1404,615	
CE	1993,386	2124,077	2076,621	1628,352	2716,052	2095,074	2334,155	1771,369	
RN	2248,242	2482,111	1882,934	1244,359	2210,118	1969,377	1943,990	2045,328	
PB	3488,726	2191,012	1838,936	2290,996	3441,424	3623,154	3507,680	3269,861	
PE	3037,325	2579,134	2289,587	2181,993	3682,852	3695,629	4101,470	3919,457	
AL	3008,089	1562,060	1858,825	1383,886	2647,241	1899,993	1465,634	1765,323	
SE	2182,676	1998,378	2112,889	2715,709	3271,333	3108,003	3150,172	2867,359	
BA	1910,541	1954,475	1822,675	1830,158	2779,367	2821,459	3267,888	2788,989	
MG	4520,101	4264,066	3330,446	3711,355	6297,876	4647,064	4941,340	4984,475	
ES	3807,376	2952,943	2607,019	3308,244	6230,771	5788,791	5815,730	4741,216	
RJ	2740,286	2774,393	1786,681	2316,267	3799,191	4584,832	4722,592	4617,972	
SP	11270,739	9951,865	8387,073	7106,486	11833,133	12968,482	10775,048	15319,229	
PR	5640,748	3717,418	3883,790	5048,219	8596,582	5419,302	8217,426	10117,322	
SC	9342,410	7019,230	8116,967	7397,675	12265,147	10452,013	10892,782	11099,932	
RS	9980,710	8283,691	8134,657	9152,352	13277,757	12696,411	13921,859	13219,182	
MS	9006,758	9250,122	7390,660	9836,006	12412,464	11673,795	13826,510	12299,960	
MT	3386,893	3319,526	2771,381	2833,989	6494,300	5240,550	5656,791	7414,342	
GO	4127,616	4151,322	3460,765	4259,091	5265,608	5377,657	5445,819	5089,270	

produto real (R\$ de 1995) por trabalhador - Indústria

	81	82	83	84	85	86	87	88	
MA	8260,6425	6035,55	5780,9115	4842,469	3844,3421	3819,633	3359,932	3173,6485	391
PI	3807,9727	4021,95	2248,7114	3572,605	3408,5593	4453,574	3984,1719	4598,6022	482
CE	4121,266	5108,39	3818,4229	5835,55	6075,8063	6700,539	4206,6012	6939,6942	6846
RN	7518,7001	9661,72	6384,6765	13095,31	14272,575	13771,08	7930,5724	9453,946	1041
PB	5255,1812	6922,67	4439,8659	7444,744	6799,0379	6932,834	5568,5018	6407,2168	672
PE	8951,6326	8866,37	5883,6289	8597,813	10348,106	11293,39	11645,368	11423,514	1130
AL	9709,4839	9994,13	6350,0958	8799,474	11234,589	14050,73	9040,0026	9797,1055	6832
SE	10401,462	17072,6	14736,771	31718,18	36770,337	32242,13	21916,154	22113,772	1855
BA	13258,348	13546,3	11633,143	17934,14	21034,243	18970,98	16687,908	16730,714	1674
MG	14061,415	14428,6	14064,203	16100,02	18346,09	17063,05	17121,212	17398,393	1609
ES	15025,295	17449,8	16690,567	19692,24	23308,254	18435,69	22710,331	23451,149	2376
RJ	18451,341	19034,4	18540,077	20644,53	20058,102	18262,02	15931,812	17267,2	1517
SP	20237,801	20381,9	19181,945	20810,08	21141,493	20912,1	21987,298	23440,408	2153
PR	15520,26	16512,8	16223,722	18720,89	19619,529	18754,42	17191,119	19524,256	2127
SC	15003,153	14876,9	14089,448	15295,48	16568,972	16181,76	14625,644	18517,271	2222
RS	14402,472	15737,2	14529,455	16212,83	18045,816	16561,67	18435,61	20182,461	2047
MS	10273,251	9848,52	8134,4825	8286,853	7949,6157	9333,482	8199,5939	9056,1004	962
MT	11269,803	9332,09	8980,8979	6960,214	6144,1397	7017,376	6803,0493	6699,7142	5940
GO	10512,114	9270,17	8248,1659	8391,683	7520,9749	9366,091	6865,8773	7589,7442	7065
	90	91	92	93	94	95	96	97	
MA	4466,5549	4843,3	5932,6701	4848,432	5985,6275	6296,11	5911,5704	6669,2883	
PI	4578,2043	4663,59	5007,7163	5126,878	5788,4757	5691,329	5862,4948	8527,2846	
CE	6840,3017	8141,11	8197,3909	7215,479	8544,6023	10195,47	10832,51	13425,144	
RN	9167,5658	9199,91	8444,7374	9355,653	9699,8133	9552,709	9730,9523	12596,659	
PB	7065,1541	7809,1	7488,3461	8622,354	9983,6585	9393,759	8853,3095	11129,071	
PE	9797,8648	11114,9	11249,169	10150,77	11687,62	12873,46	12690,644	15891,225	
AL	7662,5261	8547,71	8383,4941	9504,837	10656,776	9606,866	9582,0706	12126,438	
SE	15748,196	16845,5	16978,722	18735,81	17842,939	16410,56	13979,318	18031,828	
BA	16751,627	14511,1	14453,706	15642,69	15452,132	14174,92	15972,793	17694,051	
MG	16087,703	15464,7	15523,33	15107,76	17085,459	17298,11	18549,733	20048,35	
ES	23832,56	19714,4	19766,807	17710,73	18181,651	20069,19	19871,405	22131,572	
RJ	16352,016	18856,5	19048,874	17593,22	20454,173	19606,84	23676,229	26820,68	
SP	21215,104	20112,6	20764,08	19723,76	22512,473	23649,82	23942,762	27293,075	
PR	22389,092	21739,4	19733,416	19665,8	20181,291	20194,32	20638,375	20708,077	
SC	18717,215	16283,8	17302,082	16867,47	16305,901	16173,36	18289,96	18877,725	
RS	21618,75	17823,7	19240,957	22285,18	23096,284	18883,51	18527,886	21249,459	
MS	8516,0775	8192,99	10275,967	9635,549	12940,655	12979,18	14615,092	14235,155	
MT	8867,8576	7422,38	7633,8371	7588,711	8975,1261	9395,125	9268,8492	9589,7854	
GO	8673,7429	9385,15	10734,304	11010,42	11753,476	10878,7	10864,639	9508,802	

produto real (R\$ de 1995) por trabalhador - Indústria de Transformação e Extrativa Mineral

	81	82	83	84	85	86	87	88
MA	8734,8131	8043,45	6807,8395	7189,506	7071,7049	5561,797	4757,3074	4483,1479 5887,45
PI	5529,8901	4272,85	4088,1424	4840,999	4690,9783	5454,982	4833,7513	6102,9023 6541,776
CE	3079,602	3474,01	3483,4312	5372,248	6526,6681	6843,592	5244,124	7135,0357 6563,552
RN	8230,767	9908,52	14695,294	17099,84	22973,228	20573,82	15451,844	14090,65 14820,61
PB	8669,8069	8620,4	7842,3626	8667,33	8305,2634	8893,959	6521,1133	7875,3989 6884,526
PE	10967,809	10336,2	9391,1687	10192,34	11553,629	12482,11	13893,856	13898,072 12340,07
AL	13008,015	11480,2	10293,255	9300,608	11760,692	13815,92	8461,4242	9218,6332 5558,660
SE	9295,2581	20138,8	31509,734	45097,24	82110,221	60763,86	40012,288	42429,103 32793,28
BA	14105,102	15652,8	20120,92	28139,91	36343,853	31197,12	26183,321	27138,463 26476,42
MG	16567,493	18296,4	19143,381	22373,28	24848,616	21041,3	21078,98	21730,391 20033,73
ES	14288,725	19324,1	21411,832	25218,46	33437,167	25157,96	32327,168	31310,675 29640,35
RJ	22006,483	22667,2	23047,802	24014,73	23213,693	20396,16	17105,677	19496,976 16448,61
SP	25093,209	24872,8	23642,912	24004,49	23532,637	22320,37	23826,161	26373,858 22926,15
PR	16913,275	18506,7	19747,5	23076,34	24518,018	23174,47	20216,194	22974,438 24355,90
SC	17325,164	16892	17684,865	17815,11	19390,389	18668,95	16331,524	22828,078 27244,50
RS	17327,245	18757,9	18084,609	19132,19	21795,476	19244,55	22566,305	23799,686 24715,26
MS	11640,408	12067,2	8837,7795	8703,81	8104,8852	8677,157	8987,335	9584,0986 10185,83
MT	15387,725	14457,1	12806,776	9698,128	8818,5931	10815,68	9939,5826	10555,555 9709,012
GO	13528,495	12013,5	11331,477	11270,02	9811,6685	11057,86	8353,2999	10130,379 8983,974
	90	91	92	93	94	95	96	97
MA	6038,8621	7647,99	8268,0769	6574,245	7870,0346	7653,553	8226,4192	6968,7911
PI	5580,2117	6464,75	7277,7698	6128,991	6877,7826	6246,585	5565,4975	8238,9619
CE	6517,7785	7779,62	8551,6093	6623,902	7041,6949	7158,379	7919,5026	8669,6531
RN	12040,019	11065,7	9535,9752	11669,64	10542,327	9427,421	9659,8855	10461,672
PB	7573,1592	8383,81	8657,9288	10418,95	11169,05	10674,15	9406,1258	10795,84
PE	10161,048	11867,1	12384,498	12374,1	12846,781	13486,16	12967,704	15290,585
AL	7274,3837	9587,52	9327,793	11136,54	11820,417	9217,231	9495,2268	11174,576
SE	24041,322	27195,2	27966,432	31073,7	27710,823	23770,8	20784,441	25604,309
BA	23429,106	21540,1	23545,476	24473,21	22467,592	19534,5	22076,795	22009,028
MG	17532,962	18123,1	18777,236	17991,06	19175,18	18613,22	19741,009	21006,531
ES	29775,17	25778,9	27300,474	23128,58	22617,32	23814,85	21274,473	23948,254
RJ	16695,657	21090,3	23385,114	21083,35	23516,482	22271,86	26149,382	29695,633
SP	22120,661	21753,1	23063,556	22013,02	23884,219	24136,08	23733,9	27285,762
PR	24915,691	23832,6	21289,487	20530,41	19310,316	18019,05	17784,846	17023,47
SC	20838,524	18629	20781,499	19973,62	18707,668	17872,55	20340,088	20715,682
RS	25107,074	20563,4	22666	26305,56	26442,833	20887,61	21274,497	24622,161
MS	7540,5135	7009,96	12081,705	10703,09	12585,253	11318,39	16214,702	13268,196
MT	10115,432	10333,5	12666,093	14037,18	11378,435	10111,81	9216,4693	9767,9796
GO	9447,3967	12072,2	14756,213	15990,91	15180,545	11575,95	11375,201	11173,574

produto real (R\$ de 1995) por trabalhador - Indústria da Construção

	81	82	83	84	85	86	87	88	
MA	6488,5272	5396,31	2861,0125	3881,712	2729,256	3216,387	2874,0725	3338,009	3385,6
PI	3028,1482	3583,32	9414,7429	2772,655	2271,8438	3162,447	2484,9315	2873,4534	2858,7
CE	3276,2085	5602,52	13863,267	6183,523	5284,7399	6677,408	2816,9647	6908,6932	7575,6
RN	4687,3127	6076,73	9773,2413	7748,281	7063,5374	9945,358	4898,303	7824,797	8812,9
PB	3244,2917	5529,67	2652,6654	7262,222	6033,129	7583,073	5052,3568	5391,4499	6965,7
PE	6286,5789	6674,81	2902,2409	6668,971	8610,0221	9985,99	7542,3511	7797,2825	8993,4
AL	6302,5286	8945,17	3531,55	9455,527	11183,523	15840,73	11007,276	11274,027	10333,1
SE	6017,7776	8578,42	4326,3433	11564,83	11840,938	16984,85	11756,965	9672,4411	11210,1
BA	7945,3379	7389,1	4327,1834	7880,239	7846,2201	8904,728	5669,9029	4931,7375	6796,7
MG	8248,321	7680,49	6679,7013	7696,185	8033,0914	9646,414	9609,6296	8520,9366	9702,2
ES	9076,0851	10297,6	8903,1947	9909,909	10973,841	11941,22	12138,454	13964,059	1786,1
RJ	10192,964	9715,04	8074,5475	9006,957	8101,2256	9771,155	8669,9439	9702,5467	10146,1
SP	11995,357	11266,3	9751,6626	10381,65	10353,524	12638,55	10700,343	11410,325	12406,1
PR	10449,129	10451	9266,1136	10771,46	10606,239	11496,29	10046,177	11854,972	13843,1
SC	10163,194	9526,25	7023,6914	8821,617	7912,1469	8817,828	7025,7978	6801,3555	8760,0
RS	9538,5136	9554,45	7956,0226	9185,251	8442,6635	9811,134	8884,4454	9253,8091	1095,4
MS	9008,9315	8133,49	6961,0995	8316,243	8080,5321	10225,85	7488,3707	8411,4842	9206,3
MT	9587,2439	8895,61	6924,7273	7214,086	6727,3003	8151,052	6700,5199	6138,7062	7236,0
GO	7958,4876	7355,67	6412,8768	8363,697	7640,2858	10474,06	6880,6231	7070,3899	6762,2
	90	91	92	93	94	95	96	97	
MA	2543,4346	2452,19	4126,0574	3288,932	4323,0603	4709,594	3711,3069	5761,5405	
PI	2399,024	2493,32	3004,7078	3957,128	4813,3675	5225,854	5931,0294	8389,1555	
CE	6909,3798	8441,4	7601,1403	7817,376	10648,392	13756,11	15552,536	21627,993	
RN	5931,5771	8105,2	9677,0544	8969,487	11311,952	11500,63	12740,814	17620,794	
PB	5870,7733	7016,58	7605,5517	8193,127	10494,084	9344,098	8916,5845	12655,646	
PE	7413,9126	9124,51	9938,0529	7723,636	10063,759	12459,15	13621,132	16565,861	
AL	8308,3321	6159,34	6184,2614	7435,74	9250,4489	9919,078	9840,1923	13103,449	
SE	8278,7682	7661,91	8098,4003	7288,777	9631,8824	10677,7	7314,7296	10418,67	
BA	6769,2945	6220,92	6159,8952	6924,56	8460,5613	9768,861	10434,088	12232,706	
MG	9862,1833	9410,04	9427,5329	9417,934	12770,96	14604,17	15260,524	17071,994	
ES	14181,827	12602	13361,761	12557,44	15101,317	18292,81	19610,299	22797,293	
RJ	9440,1151	9714,33	9461,6124	9211,686	13220,257	13703,09	16810,955	19032,834	
SP	11210,312	10466,8	9562,4426	9455,515	13772,415	17183,61	18873,238	20536,534	
PR	11986,853	10959,7	10934,581	12629,19	17067,612	20715,93	20661,095	22800,097	
SC	8136,2317	7317,69	6415,8986	6301,524	8534,5528	11058,42	11911,429	13289,839	
RS	9846,8055	8509,27	8083,4639	8397,138	12247,557	11606,68	9016,3049	10439,259	
MS	8877,258	8740,94	8337,3858	8233,038	13526,52	15744,75	13625,133	14960,618	
MT	6800,6747	6204,1	6361,6744	5984,258	9554,937	9795,585	9197,2425	9791,1101	
GO	6224,19	5384,89	6076,5959	6555,849	8305,4456	9805,977	9790,9542	10530,757	

produto real (R\$ de 1995) por trabalhador - Serviços

	81	82	83	84	85	86	87	88	
MA	5093,4483	4796,85	4989,9505	5313,418	3997,7375	4136,684	3964,0877	4429,4303	4189,336
PI	5200,1587	4168,08	3931,9407	4289,261	4192,5862	4599,361	4293,0841	3515,0599	3695,242
CE	5937,8453	5971,83	6045,458	6263,873	4914,9725	4501,612	4678,4248	4310,373	4738,690
RN	6455,5611	7087,18	6529,6761	5712,002	4472,5512	4213,548	4555,7209	4498,393	4348,448
PB	5840,0892	5196,4	4941,6262	4662,506	3848,4023	4097,058	4105,7424	3902,5194	3762,122
PE	6968,2078	6399,17	6115,3253	5303,666	5575,2568	5715,144	5709,101	5548,7634	5778,101
AL	7528,2401	7708,74	7473,043	7134,333	7283,9066	7329,381	6665,3387	5585,7092	5079,236
SE	6909,5039	6964,36	5703,0689	6356,421	5427,4618	5782,15	5163,3862	5940,3527	5958,714
BA	7629,2886	7306,5	7519,872	7009,231	6652,6856	8366,903	6277,5351	6371,2921	6339,012
MG	8444,6906	7843,61	7589,4258	7112,398	6553,9427	6159,746	7192,6183	6974,9077	7484,403
ES	11219,395	9661,83	8975,0462	7969,328	8186,974	8056,703	7964,7194	7895,3314	8630,672
RJ	12098,11	11274,3	10899,899	10020,37	9431,5854	8623,106	9316,758	9049,4526	9431,679
SP	13253,164	12589,2	11963,997	11170,07	10364,39	9869,396	11627,367	11724,951	13449,48
PR	9871,2823	9659,78	9604,3624	9165,226	8016,9593	7414,131	8341,9525	7917,8477	8465,002
SC	11266,784	10902,1	10272,794	10547,77	8702,22	8640,542	10139,899	9410,7016	9943,706
RS	10744,022	10957	10287,34	9895,514	9189,5058	9315,955	8092,8127	8557,461	9890,876
MS	8846,1097	7528,38	7125,8389	6867,761	5952,6092	5771,402	6413,7404	6457,6322	6519,687
MT	9999,3398	8862,49	9041,0499	9035,895	8373,2803	8427,492	8695,9695	8300,08	9665,862
GO	7689,3413	6836,18	6338,6755	6179,411	5189,2352	5422,247	5476,7249	5232,9894	5072,367

	90	91	92	93	94	95	96	97
MA	3866,6367	4249,39	4239,5254	3803,194	3748,7944	3859,658	4384,3791	4762,2069
PI	4307,767	4541,88	3836,3547	4007,693	3796,5056	4351,157	3506,4292	4869,9264
CE	4319,8	4997,82	5018,5647	5375,377	5075,3791	5210,168	6826,6826	6268,4758
RN	5016,555	5137,07	4325,1131	5324,374	4858,0242	4942,852	4979,9677	5917,0084
PB	4593,6856	5009,37	4260,3358	4333,586	4186,8333	4318,985	4090,2487	5078,7558
PE	5662,0586	6733,13	6271,0236	6411,245	6063,5685	6596,674	7316,4451	7575,1638
AL	5775,5074	5893,23	5116,9282	5282,444	4835,5009	4874,525	6567,2637	6396,9768
SE	5683,8749	6545,76	5718,9451	5921,054	5406,1789	6038,465	5625,4505	6435,7304
BA	6422,9074	6920,3	6936,9263	6719,8	6206,7339	6127,073	5882,9499	7295,7983
MG	7118,0831	7922,19	8160,5465	8228,933	7944,6897	8508,391	10248,147	9620,3144
ES	9273,2954	9308,59	8016,0883	8644,192	9567,5717	10939,9	10555,771	12330,717
RJ	9057,7985	11143,3	11636,846	12323,92	11175,587	11955,2	9454,4463	12743,596
SP	11536,949	12323,3	13197,461	14044,44	12421,347	13268,72	15481,111	15332,463
PR	7664,4547	7750,15	8649,149	8663,428	8359,3424	9185,862	10181,94	10114,039
SC	10313,447	10127,5	10200,021	9567,958	8887,6435	9299,396	10039,268	10961,271
RS	9146,5543	9593,14	10178,97	10402,88	10062,391	11280,26	13081,032	11958,67
MS	6552,7522	6898,97	6259,9136	6756,539	7013,9372	7114,943	6874,891	8137,6443
MT	8987,3343	8659,3	7613,5078	9343,234	8407,3948	7645,384	7767,8712	8679,4723
GO	5197,0485	6467,94	7387,9332	6340,173	6216,9381	5586,344	5932,3868	6080,3538

produto real (R\$ de 1995) por trabalhador - Transportes e Comunicações

	81	82	83	84	85	86	87	88
MA	6857,7331	5839,96	8061,3056	7666,425	5330,4624	8792,204	11703,721	16430,072
PI	5770,8679	6582,22	8056,1289	6193,284	5488,3276	5579,739	4907,3749	4075,694
CE	7915,4025	8109,58	8162,4381	8304,576	5844,7371	6706,868	4004,3799	5717,9507
RN	7534,3867	9309,74	9212,4843	9773,847	6517,334	6177,65	6233,1508	7728,2833
PB	6413,5877	6793,15	7756,3058	7086,582	5046,2826	7087,104	4637,5996	5193,741
PE	8339,4729	8083,16	7228,2268	7678,654	5595,9738	5933,211	6113,7791	5927,9792
AL	9670,6075	10646	7853,4391	10548,07	8284,6607	9375,121	5869,7728	5003,2957
SE	7334,552	9473,62	7187,7323	9150,886	6142,7896	6216,678	5969,997	8115,6175
BA	9330,2484	9329,35	9341,2522	9702,737	7707,4091	8444,646	7028,4159	6720,9672
MG	10922,242	12905,5	11471,132	12417,74	9198,025	9376,597	8003,5598	8194,8996
ES	15242,111	16610	15389,406	17441,92	16523,22	17459,63	13025,877	15387,811
RJ	15169,316	14762	16566,995	15192,69	11149,333	12042,3	10307,208	9910,2265
SP	14591,773	15225,3	14906,667	15297,99	10278,321	9891,977	7956,0797	9056,2096
PR	12915,95	14328,9	15491,391	15909,72	11976,463	12224,16	8825,2041	9116,3279
SC	12747,968	13559,7	15428,794	16896,9	9366,4162	10543,91	7104,2457	9633,4688
RS	12012,783	12749,4	12262,577	13097,3	10199,718	11086,12	8979,3116	11629,524
MS	11285,948	10817,1	10312,428	13124,5	9352,4629	9766,458	7348,7114	11144,772
MT	11776,74	12104,9	13566,838	17462,58	10017,618	11288,19	10078,116	12661,627
GO	9761,2314	8561,46	8479,0183	8940,279	6144,0332	7242,602	4970,3211	5592,7494
	90	91	92	93	94	95	96	97
MA	7814,4846	10012,8	11139,137	10225,22	8240,9199	6722,855	7671,9444	9811,1178
PI	3821,019	5245,6	7306,2398	6181,699	5349,2892	5064,733	4393,9336	6015,7584
CE	3916,5572	4522,43	4639,2244	6324,51	7526,9005	6012,035	9098,7034	10211,504
RN	6461,4635	7747,98	8696,7514	10138,93	8118,655	5726,985	7097,367	6196,8659
PB	4463,6988	5568,43	6116,2978	5988,318	5677,0993	5414,866	5920,0023	7636,7681
PE	4696,9839	5745,04	5319,9201	5290,151	4799,0985	3688,371	6285,5082	6656,8259
AL	4350,1577	5016,2	5146,0463	5050,902	6360,9016	5661,557	5514,7118	4112,6999
SE	6542,9772	6920,49	5784,1014	7126,5	5828,585	4725,568	4525,7759	5347,6576
BA	6194,5719	6907,3	7591,3556	7510,209	7689,8789	7529,894	8422,3214	8723,6704
MG	7142,8327	8358,17	8080,3598	8303,441	8405,4818	8036,006	10107,206	12466,46
ES	18794,387	16704,4	12925,852	16880,59	19659,225	18705,5	21432,228	23212,294
RJ	8229,2626	9303,71	11623,678	11034,23	12089,629	10510,2	11595,046	12071,428
SP	7718,4003	8999,2	8192,6645	8574,823	10159,711	9058,15	11856,238	12052,126
PR	8641,97	9659,39	9531,524	11236,32	10867,402	9444,317	11679,364	11565,831
SC	8899,8285	9430,62	9910,9033	11287,76	9974,3388	7889,09	12581,096	13740,233
RS	8883,8228	9899,77	10526,346	11137,67	9989,741	7355,727	9014,2139	9116,8689
MS	11200,508	11571	9724,7774	10692,06	12400,494	13459,82	13291,195	11401,079
MT	8922,198	9298,03	9149,2537	8368,622	8556,4016	7065,038	8824,9145	8941,9643
GO	7349,3555	7952,35	8430,0286	8724,915	7109,5964	6986,778	8836,0024	8543,6096

Apêndice sobre Dados

A base de dados utilizadas neste trabalho compreende informações para o período 1981-97 sobre o Produto Interno Bruto (PIB), Valor Adicionado de setores e subsetores econômicos, População Residente, Pessoal Ocupado e Anos de Estudo para os seguintes 19 estados brasileiros: Maranhão (MA), Piauí (PI), Ceará (CE), Rio Grande do Norte (RN), Paraíba (PB), Pernambuco (PE), Alagoas (AL), Sergipe (SE), Bahia (BA), Minas Gerais (MG), Espírito Santo (ES), Rio de Janeiro (RJ), São Paulo (SP), Paraná (PR), Santa Catarina (SC), Rio Grande do Sul (RS), Mato Grosso do Sul (MS), Mato Grosso (MT) e Goiás (GO). Os dados referentes ao estado de Tocantins encontram-se já agregados em conjunto com os valores para o estado de Goiás. Também não são considerados os estados da região Norte em virtude de inexistência de dados sobre Pessoal Ocupado para as áreas rurais destes estados.

A quase totalidade dos dados sobre os agregados supracitados foi obtida de duas fontes principais, ambas do IBGE: Contas Regionais, de onde provêm os valores para os PIBs estaduais, Valores Adicionados dos setores e sub-setores e dados sobre População dos estados, e as Pesquisas Nacionais por Amostra de Domicílio (PNADs), de onde foram obtidos, através dos micro-dados, as informações sobre Pessoal Ocupado e anos de estudo dos estados (total e por setor). Abaixo são discutidas de forma mais específica tais fontes e critérios utilizados de acordo com cada variável.

Produto Interno Bruto (PIB) e Valor Adicionado (VA)

Os dados sobre os valores de PIB estaduais e Valor Adicionado ou Produto dos setores e subsetores considerados neste trabalho para os anos de 1985 a 1997 foram obtidos das Contas Nacionais, número 3 – Contas Regionais do IBGE. Tais valores foram deflacionados para os preços de 1995 utilizando-se o deflator implícito do produto da Fundação Getúlio Vargas (FGV). Tais valores para os anos de 1981-84 foram estimados com base nas participações estaduais setoriais da renda total do trabalho na renda nacional setorial total do trabalho, obtidas através dos micro-dados das PNADs para os mesmos anos.

Até 1985, o cálculo dos PIBs estaduais era de responsabilidade da FGV, passando este cálculo a ser feito, oficialmente, pelo IBGE a partir de 1986 que adota sistema de semelhante ao dos Censos Econômicos, até então, quinquenalmente calculados. O caráter oficial está ligado às atribuições legais e ao fato de que os valores calculados são utilizados pelo Tribunal de Contas da União para definir os coeficientes do Fundo de Participação dos Estados. No início dos anos 90, com a extinção destes Censos quinquenais, o IBGE elabora uma série de publicações setoriais anuais. Finalmente em 1996, o IBGE adota novo sistema de cálculo dos PIBs estaduais com o objetivo de tornar possível cálculos anuais e adequar a metodologia das Contas Regionais àquela das Contas Nacionais, já implementadas pelo IBGE.

Os setores e subsetores utilizados neste trabalho, por sua vez, estão baseados na Classificação Nacional de Atividade Econômica - CNAE - do IBGE, utilizada por este órgão tanto no cálculo das Contas Regionais e Nacionais, como nas PNADs. Dos 15 subsetores desta classificação, foram escolhidos 7 destes: Agropecuária, Indústria de

Transformação, Indústria Extrativa Mineral, Construção, Comércio e reparação de veículos e de objetos pessoais e de uso doméstico, Transportes e Armazenagem e Comunicações. Foram desconsideradas, em verdade, demais atividades de serviços e a indústria de utilidades públicas (eletricidade, gás e água). Abaixo se descreve mais precisamente tais atividades.

Agropecuária

Tal setor engloba as atividades da agricultura, pecuária, silvicultura, exploração florestal e pesca. A consideração conjunta deve-se à simultaneidade das atividades na unidade produtora.

Indústria Extrativa Mineral

Corresponde às atividades dos estabelecimentos industriais dedicados à extração e ao beneficiamento de minerais encontrados em estado natural.

Indústria de Transformação

Atividades dos estabelecimentos industriais dedicados à fabricação que implicam em transformação das matérias-primas utilizadas no processo de produção industrial.

Construção

Atividades que incluem obras de edificações e engenharia civil relacionadas com demolições e preparação de terreno e canteiro de obras; realização de obras de edificações e de engenharia civil; instalação de equipamentos necessários ao funcionamento do imóvel; e realização de obras de infra-estrutura para engenharia elétrica e de comunicações.

Comércio

Engloba as atividades realizadas pelas empresas e seus estabelecimentos dedicados à venda no varejo ou atacado, de produtos novos ou usados, no mesmo estado em que foram recebidos ou adquiridos para a revenda.

Transportes, Armazenagem e Comunicações

Incluem as atividades relacionadas com o transporte, por conta de terceiros, de passageiros e carga, por rodovias, ferrovias, água, ar e dutos; de armazenagem de mercadorias; e as atividades prestadas por empresas de correios e de comunicações. Tal subsetor é referido no texto apenas como Transportes e Comunicações.

Obtenção dos Valores para o período 1981-1984

Com o objetivo de se utilizar as informações oficiais disponíveis sobre População e Pessoal Ocupado e incluir na análise a quase totalidade da década de 80, foram estimados valores para os PIBs estaduais e Valores Adicionados estaduais setoriais para estes anos. A obtenção de valores para estas variáveis foi feita utilizando-se séries, auxiliares, setoriais de participações estaduais da renda total do trabalho estadual na renda total do trabalho nacional obtidas a partir dos micro-dados das PNADs para estes anos.

Primeiro estimaram-se séries setoriais destas participações, para em seguida aplicá-las ao Valor Adicionado Nacional de cada setor já existentes e fornecidas pelo IBGE (1994, já de acordo com o Novo Sistema de Contas Nacionais). Os PIBs estaduais para estes anos foram, então, obtidos agregando-se os valores adicionados setoriais estimados para cada estado e distribuindo-se os valores dos serviços de intermediação financeira (menos) e impostos sobre produtos (mais), líquidos de subsídios de acordo com a

participação da renda total do trabalho dos estados na renda total do trabalho nacional, em expediente semelhante ao utilizado por Azzoni (1997).

O expediente consiste, na verdade, em uma interpolação para preencher a lacuna de valores para os anos de 1981 a 1984. Tomou-se os valores polares para 1980 e 1985 para as participações estaduais setoriais no produto setorial nacional fornecidos pelo IBGE e admitiu-se que a variação anual destas participações ao longo do período tenha seguido uma trajetória estável, dada por uma média geométrica anual; para cada estado foram obtidos valores para as participações do estado no setor em cada ano de acordo com a relação:

$$pt+1 = (pt+5/pt)^{(1/5)}.pt,$$

onde “p” refere-se à participação setorial de cada estado no produto setorial nacional.

O segundo passo é realizar o mesmo procedimento com uma série auxiliar de uma *proxy* destas participações. Utilizaram-se, neste sentido, as séries das participações da renda total do trabalho estadual de cada setor na renda total do trabalho nacional deste setor obtidos através dos micros dados das PNADs para o período. Tais séries revelaram valores praticamente coincidentes com aqueles das participações estaduais, para cada setor, no produto setorial nacional obtidos das Contas Regionais quando observadas para os anos em que há disponibilidade das duas séries (1985-1997). A seguir, obteve-se, para cada setor e estado, o desvio em torno da média geométrica anual registrada nas séries. O que foi feito, para cada estado e setor, através da relação:

$$it+1 = It+1 / ((It+5/It)^{(1/5)}.It) ,$$

onde I refere-se ao valor da participação anual observada para dado setor e estado.

Finalmente, as séries de participações estaduais estimadas, para cada setor, foram obtidas aplicando-se essas oscilações aos valores das participações obtidas inicialmente:

$$E_{t+1} = p_{t+1} \cdot i_{t+1}$$

onde E refere-se ao valor estimado da participação de determinado setor e estado. O expediente, na verdade, impõe sobre a série geométrica dos valores das participações a mesma oscilação anual das séries das participações obtidas das PNADs. Os valores de “E” obtidos foram então multiplicados pelos valores nacionais do produto ou valor adicionado para os 4 anos (81-84) para se obter estimativas dos valores adicionados anuais para cada setor e estado. A soma desses para todos os setores em cada estado, mais as parcelas da distribuição dos serviços de intermediação financeira e os impostos líquidos dos subsídios entre os estados forneceu, assim, as estimativas de PIB estaduais para os 4 anos.

Admite-se a maior fragilidade desta parte do conjunto de dados, mas as evidências obtidas para todo o período 1981-97 com diferentes séries de renda per capita setoriais (renda per capita do trabalho principal e renda total per capita do trabalho), obtidas através dos micros dados das PNADs, mostrando resultados semelhantes aos obtidos para o produto por trabalhador com a inclusão da parcela estimada do produto, sugerem que tal fragilidade é apenas aparente.

População e Pessoal Ocupado

Os números referentes à população dos estados para todos os anos foram obtidos do IBGE, em suas séries históricas e retrospectivas. Já os valores para pessoal ocupado total e para os setores supracitados foram obtidos, novamente, utilizando-se os micros dados das PNADs dos anos 1981-97, e referem-se às pessoas ocupadas de 10 anos ou mais. A classificação por ramos de atividade utilizada nas PNADs obedece também à CNAE do IBGE. Isto pôde ser comprovado comparando-se os valores de pessoal ocupado obtidos

dos micro dados com aqueles já agregados dos censos do IBGE disponíveis (por exemplo para 1985 e 1996).