

DIFERENCIAIS DE PRODUTIVIDADE DO TRABALHO NO BRASIL E O PROCESSO DE *CATCHING UP**

*Eduardo Gonçalves***

*Cristina Márcia Barros de Castro****

*Tharsila Reis de Medeiros*****

RESUMO Este artigo realiza testes econométricos sobre séries de produtividade do trabalho da indústria de transformação de estados e regiões brasileiros no período 1985-2000. Aplica-se o teste de Perron nos dados da Pesquisa Industrial Mensal do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Diferentemente de outros estudos, a data da quebra não é estabelecida de maneira exógena, mas adota-se um método endógeno. Além disso, o artigo investiga a existência de um processo de *catching up* do nível de produtividade entre estados do Sudeste, Regiões Nordeste e Sul e o Brasil. Os resultados mostraram que as séries não são caracterizadas pela presença de uma raiz unitária, além de apresentarem trajetórias determinísticas diferenciadas de acordo com o período considerado.

Palavras-chave: produtividade do trabalho; processo de *catching up*; quebra estrutural; determinação endógena; Brasil

Códigos JEL: R11; C22

* Artigo recebido em agosto de 2002 e aprovado em junho de 2003. Os autores agradecem o apoio dos programas PIBIC/CNPQ e PROBIC/FAPEMIC para a realização deste trabalho.

** Professor-assistente da Faculdade de Economia e Administração, UFJF – Universidade Federal de Juiz de Fora, Campus Universitário-Martelos, CEP 36030-330, Juiz de Fora, MG, Brasil, e-mail: eduardo.goncalves@ufjf.edu.br

*** Bolsista de Pesquisa do Núcleo de Pesquisas Econômicas – NUPE, Faculdade de Economia e Administração, UFJF – Universidade Federal de Juiz de Fora, Campus Universitário-Martelos, CEP 36030-330, Juiz de Fora, MG, Brasil, e-mail: crismbc@bol.com.br

**** Bolsista de Pesquisa do Núcleo de Pesquisas Econômicas – NUPE, Faculdade de Economia e Administração, UFJF – Universidade Federal de Juiz de Fora, Campus Universitário-Martelos, CEP 36030-330, Juiz de Fora, MG, Brasil, e-mail: tharsila@cedeplar.ufmg.br

DIFFERENT LEVELS OF LABOUR PRODUCTIVITY IN BRAZIL AND THE CATCHING UP PROCESS

ABSTRACT This paper shows econometric tests that were carried out on the labor productivity series of manufacturing industry of the south-eastern states, north-eastern and south regions and Brazil from 1985 to 2000. The Perron test is applied to the data collected from the Monthly Industrial Survey which is conducted by the Brazilian Statistics Institute (IBGE). In contrast to some previous studies, the date of break is not fixed exogenously, but an endogenous method is adopted. Moreover, this paper contains research on the existence of a catching up process of the productivity level between the south-eastern states, north-eastern and south regions and Brazil. The results show that the time series are not characterized by the presence of a unit root and they present differentiated deterministic trends according to the period that is taken into consideration.

Key words: labor productivity; catching up process; structural break; endogenously determined date; Brazil

INTRODUÇÃO

O crescimento da produtividade industrial brasileira tem despertado grande interesse. Entretanto, há ainda algumas questões que precisam ser melhor explicadas. O presente trabalho tem como objetivos propor um tratamento metodológico com base nos testes de raiz unitária de Perron, que identificam endogenamente o momento de quebra estrutural das séries, e investigar a existência de trajetórias diferenciadas de produtividade do trabalho entre os estados da Região Sudeste, Regiões Nordeste e Sul e o Brasil.¹ Ao identificar possíveis trajetórias desiguais da produtividade interestadual e inter-regional, pode-se saber suas implicações para a possibilidade de reordenamento do desempenho econômico interno do Brasil. Particularmente, verificar-se-á a hipótese de diminuição do hiato de produtividade industrial entre alguns estados do Sudeste, Regiões Nordeste e Sul e o Brasil através da presença de trajetórias determinísticas diferenciadas, caso a hipótese nula de raiz unitária seja rejeitada. Serão utilizados indicadores de produção física e pessoal ocupado da Pesquisa Industrial Mensal de Produção Física (PIM-PF) e de Dados Gerais (PIM-DG), do IBGE, com o intuito de verificar quais são as conclusões a que se pode chegar sobre diferenciais de produtividade entre estados e regiões brasileiras a partir desta base de dados.

O uso de modelos econométricos com base nos índices de produtividade do IBGE foi feito por Amadeo e Soares (1996), Cacciamali e Bezerra (1997), Nogueira e Rosa (1999) e Gonçalves e Oliveira (2002). Apenas o penúltimo analisa as séries sob um enfoque regional, embora não tenha sido objetivo dos autores discutir estacionaridade e quebra estrutural sob a perspectiva dos testes de Perron. Além disso, os outros trabalhos, quando analisam as séries sob o contexto de quebras estruturais, não empregam testes de determinação endógena do momento de quebra.

A identificação de uma raiz unitária numa série é importante para classificar a sua tendência em determinística ou em estocástica. Na presença de raiz unitária, a série exibe variação sistemática que é difícil de prever, conhecida como tendência estocástica. Por outro lado, as séries que não são caracterizadas pela presença de raiz unitária possuem a tendência de serem totalmente previsíveis, caso se conheça o coeficiente do tempo, sendo denominadas tendências determinísticas (Maddala e Kim, 1999).

A seção 1 apresenta a relação teórica existente entre crescimento do produto e da produtividade, conhecida como Lei de Verdoorn. A seção 2 resume o comportamento da produtividade industrial brasileira, descrevendo a base de dados que é usada no trabalho. A seção 3 apresenta a metodologia que é aplicada na seção 4.

1. A LEI DE VERDOORN

Definida como uma relação entre quantidade produzida e insumos utilizados no processo produtivo, a produtividade assume importância vital no sistema econômico porque viabiliza a economia de recursos escassos, compensa a elevação dos custos de produção e permite a consecução de maior competitividade internacional (Villela e Silva, 1994).

Iniciada uma trajetória de crescimento, a produtividade pode gerar um círculo virtuoso para a economia, a partir de sua relação com o nível de produção. A relação entre crescimento da produtividade e do produto foi inicialmente estabelecida por Verdoorn (1951). Segundo o autor,

For the purpose of making long term estimates of the future development of the productivity of labor, a comparison has been made in a number of cases between: (i) the rate of increase of labor productivity, and (ii) the corresponding increase of the volume of output. As a result of these investigations for industry as a whole, a fairly constant relationship has been found between the two rates of increase just mentioned.

Segundo McCombie (1987), a Lei de Verdoorn é importante porque estabelece que parte do crescimento da produtividade é endógena ao processo de crescimento e está associada à taxa de expansão do produto através dos efeitos das economias de escala. As economias de escala podem ser estáticas ou dinâmicas. Enquanto as primeiras são função do volume do produto, as segundas refletem meios de aprendizado como o *learning by doing*. Neste caso, ganhos de produtividade seriam oriundos da aquisição de conhecimento associada a métodos de produção mais eficientes. Os ganhos de produtividade dos retornos de escala estáticos são reversíveis, uma vez que os benefícios de escala acompanham as oscilações do produto. Por outro lado, com retornos dinâmicos, os ganhos são irreversíveis.

Os trabalhos de Nicholas Kaldor deram notoriedade à Lei de Verdoorn. Segundo Kaldor (1994), a Lei de Verdoorn sugere que o crescimento do produto possui papel primordial na determinação das taxas de crescimento da produtividade. Ainda que a relação de causalidade de Verdoorn-Kaldor tenha sido originalmente estabelecida na direção de produto para produtividade, não há dúvida que, em determinado momento do processo, os ganhos de produtividade sustentam posteriores acréscimos no produto.

Há um aumento da eficiência econômica à medida que a produção e a produtividade crescem, pois estes aumentos se refletem em queda dos custos e dos preços relativos. Isso faz aumentar a demanda interna e externa por produtos deste setor, na região que passa por estas transformações. De outro ponto de vista, aumentos de produtividade são um indicador de rentabilidade para o capital, tornando mais atrativa a região para novos investimentos, induzindo o processo de crescimento econômico regional. Portanto, os ganhos de produtividade determinam a dinâmica econômica das diferentes regiões de um país, influenciando no processo de convergência ou divergência em relação à média de desenvolvimento nacional.

A Lei de Verdoorn permite entender uma das razões que estão por trás do desenvolvimento regional desigual, pois integra-se como hipótese a modelos que associam rentabilidade e crescimento regional (Azzoni, 1986). Essa idéia, por sua vez, fundamenta a noção de causalidade circular cumulativa de Myrdal. Segundo Myrdal (1957), as regiões mais pobres e mais ricas tenderiam a se distanciar cada vez mais em termos de desenvolvimento, porque as últimas, mais atrativas, receberiam mais investimentos. Existiria aqui um círculo vicioso que afastaria o sistema do ponto de equilíbrio. Se um sistema sofresse primeiramente a ação de uma força negativa, nele se desencadearia uma série de outros efeitos negativos que seriam cumulativos. O mesmo aconteceria com forças positivas em qualquer processo social. Neste sentido, o autor escreve:

(...) in the normal case there is no such tendency toward automatic self-stabilization in the social system. The system is by itself not moving toward any sort of balance between forces but it is constantly on the move away from this situation in the normal case a change does call forth countervailing changes but instead, supporting changes, which move the system in the same direction as the first change but much further. Because of such circular

causation a social process tends to become cumulative and often to gather speed at an accelerating rate.

O tema principal a que esta discussão conduz é o da possibilidade de diminuir ou não o hiato de desenvolvimento regional. Algumas interpretações sugerem que a existência de retornos crescentes de escala fariam com que alguns países (regiões) mais desenvolvidos atingissem equilíbrio com maior acumulação de capital, enquanto que os pobres seguiriam para outro ponto de equilíbrio, caracterizado por baixa acumulação de capital, e permaneceriam presos a esse estado de pobreza (armadilha da pobreza). Sobre esses aspectos do crescimento econômico, há extensa literatura que discute o fenômeno de “convergência condicional” da renda e a idéia de clubes de convergência (ver Barro e Sala-i-Martin, 1992; Mankiw *et al.*, 1992).

Antes de avaliar como as trajetórias de crescimento da produtividade industrial do trabalho reagiram às mudanças estruturais introduzidas pela abertura econômica do início dos anos 90, a próxima seção expõe o comportamento da produtividade industrial brasileira e a validade da base de dados usada neste trabalho.

2. EVOLUÇÃO DA PRODUTIVIDADE INDUSTRIAL BRASILEIRA E CARACTERÍSTICAS DA BASE DE DADOS

O período 1985-1990 é marcado por uma recuperação dos níveis de produção e por uma elevação da produtividade após a fase de declínio econômico que caracteriza a primeira metade dos anos 80.

A partir de 1990, a abertura econômica e comercial que caracteriza o período do Plano Collor é seguida por uma trajetória crescente da produtividade. Segundo Bonelli e Fonseca (1998), a elevação da produtividade desse período foi conseqüência, principalmente, da abertura comercial, do Programa de Qualidade e Produtividade, da implantação de novas técnicas, da privatização e da desregulamentação da economia. Houve uma reestruturação do sistema produtivo, que visou tanto à manutenção das atividades produtivas, que foram ameaçadas pelo acesso facilitado de produtos estrangeiros de melhor qualidade e com preços mais baixos, quanto à busca de ganhos de produtividade, via redução dos custos e utilização de processos produtivos mais eficientes.

A avaliação dos ganhos de produtividade da economia brasileira tem sido realizada através da PIM-PF e PIM-DG do IBGE. Ambas têm, respectivamente, sua base de ponderação no Censo Econômico de 1985 e no Censo Industrial de 1980, o que gera questionamentos quanto à precisão dos índices destas pesquisas. Ainda que seja possível incorporar novos informantes na PIM-PF, o mesmo não ocorre com novos produtos, sendo esta uma de suas principais limitações. A PIM-DG, por outro lado, não permite a incorporação de novos informantes por se tratar de uma pesquisa feita através de amostras probabilísticas, como afirmam Salm, Sabóia e Carvalho (1997).

Neste sentido, pode haver vieses nos índices de produtividade da PIM-PF e da PIM-DG à medida que houve envelhecimento dessas pesquisas com as mudanças ocorridas na economia, sendo que nos “setores em que foi intensa a terceirização da produção, a importação de insumos, a introdução de novos produtos e a queda de preços, o envelhecimento foi mais rápido” (Salm *et al.*, 1997, p. 385). É difícil afirmar com certeza se os valores encontrados para a produtividade estão superestimados ou subestimados, pois a inclusão de novos produtos, de novos informantes e a melhoria da qualidade dos produtos aumentariam a produtividade, levando à sua subestimação. Por outro lado, a terceirização da produção e a importação de insumos a superestimam.

Após comparações das estatísticas de emprego da PIM-DG com a Pesquisa Mensal de Emprego (PME), nos anos 90, Feijó e Carvalho (1999, p. 637) afirmam que as “séries de emprego da PME e da PIM-DG são consistentes, o que vem atestar o valor de ambos os levantamentos, não estando os resultados desta última comprometidos na sua qualidade devido às transformações da economia”. Além disso, os autores enfatizam que a estabilidade da relação valor agregado e valor da produção no período 1990-1996 dá sinais de que o índice de *quantum* continua sendo uma *proxy* válida da variação no curto prazo do valor agregado real, apesar do envelhecimento da amostra e do seu distanciamento da base de ponderação.

Em que pesem as limitações da base de dados usada, pode-se verificar, através da metodologia empregada, o que a PIM permite concluir a respeito de trajetórias diferenciadas de produtividade entre estados e regiões brasileiras. Os aspectos metodológicos deste trabalho serão apresentados na próxima seção.

3. METODOLOGIA

Neste trabalho serão utilizadas as bases de dados do IBGE, particularmente a Pesquisa Industrial Mensal de Produção Física (PIM-PF) e de Dados Gerais (PIM-DG), para medir a produtividade do trabalho, ou seja, são construídas as seguintes séries:

$P = Q / N$, onde P é a produtividade-homem, Q é a produção física e N o número de trabalhadores ocupados na indústria de transformação.

A metodologia desenvolvida por Perron (1989), que seleciona o ponto de quebra pela visualização do gráfico da série, denominada quebra exogenamente determinada, foi questionada por diversos autores (Christiano, 1992; Bernal, 1996). A razão das críticas estava relacionada ao fato de que esse método poderia viesar os resultados em favor da aceitação da hipótese alternativa de ausência de raiz unitária — problema conhecido na literatura como “*data-mining*” — e a escolha da data da quebra deveria estar correlacionada com os dados.

Ainda que o método de quebra exógena possa ser usado como primeira aproximação para o problema de seleção da data da quebra quando ocorrem eventos que reconhecidamente afetam a variável analisada, Perron (1997) adotou um procedimento em que o momento de quebra está perfeitamente correlacionado com os dados, denominando-o determinação endógena da quebra estrutural. A vantagem desse método reside no fato de ele permitir evitar arbitrariedades e um possível viés quando se seleciona visualmente a data da quebra, uma vez que são os próprios dados que apontam o momento mais provável de quebra na série.

A despeito dos vários métodos de determinação endógena da quebra discutidos na literatura, esse trabalho basear-se-á no procedimento que minimiza a estatística t do termo auto-regressivo.² Tal estatística é definida como $t^* \alpha = \text{Min}_{T_b \in (k+1, T)} t \alpha (T_b, k)$ (Perron, 1997; Vogelsang e Perron, 1998). O termo T_b corresponde à data da quebra e k é o parâmetro de defasagem. T_b e k são considerados desconhecidos, de tal forma que o T_b escolhido corresponde à data mais provável de rejeitar a hipótese nula. Neste procedimento, todas as possíveis quebras são consideradas, não se requerendo nenhum “*trimming*”, diferentemente do teste de Bernal (1996).

A determinação de k seguiu sugestão de Campbell e Perron (1991, p. 15). Nesta, escolhe-se *a priori* um k máximo. O número de defasagens é definido a partir do nível de significância a 10% da última defasagem incluída na regressão. Se esta for significativa, então $k = k$ máximo; caso contrário, ela é retirada e a equação é reestimada, até que o coeficiente da última defasagem seja significativo a 10%.³ As estatísticas Q de Box e Pierce, para testar a hipótese de os resíduos serem “ruído branco”, também foram usadas para identificar possíveis problemas de autocorrelação serial.

Neste trabalho, será usado o terceiro modelo de Perron (1997), que permite testar a raiz unitária quando a tendência muda de inclinação, mas os dois segmentos da série estão unidos pelo ponto de quebra, ou seja, a série não sofre queda nem salto do seu nível. O teste é realizado usando-se a estatística t para a hipótese nula de que $\alpha = 1$ em dois passos.⁴ No primeiro, retira-se a tendência da série usando-se: $y_t = \mu + \beta T + \gamma DT^*_t + \varepsilon_t$, onde

μ = coeficiente de intercepto;

β = coeficiente de tendência;

γ = coeficiente da *dummy* (DT^*_t), que mede a mudança de inclinação da série, assumindo valor igual a $t - T_b$ quando $t > T_b$ e zero para os demais períodos.

No segundo passo, os resíduos são utilizados na regressão a seguir:

$$\varepsilon_t = \alpha \varepsilon_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta \varepsilon_{t-i} + v_t$$

4. TESTE DE QUEBRA ESTRUTURAL, PADRÕES DE AJUSTAMENTO INDUSTRIAIS E DIFERENCIAIS DE PRODUTIVIDADE NO BRASIL

A tabela 1 revela que em todas as séries houve rejeição da hipótese de raiz unitária, o que permite afirmar que elas são melhor caracterizadas por flutuações estacionárias ao redor de uma tendência determinística que sofre uma quebra estrutural entre 1989 e 1991.

Como a hipótese nula de raiz unitária foi rejeitada, pode-se testar a hipótese de diminuição do hiato de produtividade industrial entre alguns estados do Sudeste e o Brasil através da presença de trajetórias determinísticas diferenciadas. A motivação para isso nasce nos trabalhos de Azzoni e Ferreira (1997) e Nogueira e Rosa (1999).

O primeiro destaca os indicadores anuais de produtividade de Minas Gerais em relação a outros estados. Minas Gerais evoluiria do terceiro lugar nos anos 70 para o primeiro em termos de desempenho da produtividade, ultrapassando o Rio de Janeiro em 1975 e São Paulo em 1989. Os autores associaram tal desempenho da economia mineira aos setores produtores de bens intermediários.

No segundo trabalho, os autores demonstraram que a produtividade dos Estados de São Paulo e Minas Gerais teve melhor desempenho em relação ao Brasil, a outras regiões (Nordeste e Sul) e ao Rio de Janeiro, no período 1985-1990. Embora todas as séries apresentassem taxas de crescimento negativas para a produtividade, aqueles estados tiveram decréscimos menores. Esse resultado reforçou o argumento de reconcentração industrial no Sudeste no período 1985-1990, segundo os autores. Por outro lado, no período subsequente, 1990-1997, houve crescimento generalizado da produtividade industrial, sendo que São Paulo e Minas Gerais apresentaram as maiores taxas de crescimento, com destaque para este último. Os autores concluíram que a produtividade cresceu num ritmo similar entre os estados e regiões após a abertura econômica em 1990.

A série de números-índices da produtividade-homem do Estado de Minas Gerais revela que a média de produtividade dos últimos 12 meses da amostra usada (novembro de 1999 a outubro de 2000) era 139% maior que a média de 1985. Esta mesma comparação revela que no Rio de Janeiro, em São Paulo, na Região Sul, na Região Nordeste e no Brasil a produtividade era, respectivamente, 93%, 96%, 110%, 89% e 102% maior do que a média de 1985 de cada série. O melhor desempenho relativo da produtividade mineira em comparação com o nível inicial de sua série histórica (média de 1985) torna relevante essa discussão.

É nítido o comportamento diferenciado das séries de produtividade antes e após o momento de quebra, definido como outubro de 1990 para o Brasil, dezembro de 1990 para São Paulo, julho de 1990 para Minas Gerais, fevereiro de 1991 para o Rio de Janeiro, dezembro de 1989 para a Região Nordeste e setembro de 1990 para a Região Sul (Anexo A).

A taxa de crescimento da produtividade, medida pelo coeficiente do termo de tendência, era negativa antes do ajuste estrutural, quando se considera a indústria brasileira e a de São Paulo. A indústria do Rio de Janeiro se-

guia trajetória determinística sem tendência até a quebra estrutural, uma vez que o seu coeficiente de tendência não é estatisticamente significativo pelo teste t padrão ($t_\beta = -0,14$) (tabela 1).

É interessante notar que a Indústria de Transformação da Região Nordeste e a do Estado de São Paulo foram mais gravemente afetadas pela tendência de produtividade decrescente do período pré-quebra. Os coeficientes dos termos de tendência (β) foram, respectivamente, $-0,0019$ e $-0,0013$, os quais são, em valores absolutos, significativamente maiores que o do Brasil ($\beta = -0,0005$).⁵

O Estado de Minas Gerais e a Região Sul, por outro lado, apresentavam tendência de produtividade crescente no período anterior à quebra estrutural. Os seus coeficientes dos termos de tendência são significativamente diferentes do coeficiente β do Brasil nos níveis de 1%. Como a diferença entre o coeficiente de Minas e do Sul não é estatisticamente significativa, pode-se afirmar que ambos possuíam trajetória anterior à quebra com a mesma magnitude em termos de inclinação.

O ajuste estrutural produziu estimativas positivas e significativas para as taxas de crescimento da produtividade industrial de São Paulo, Rio de Janeiro, Minas Gerais e Brasil, que podem ser vistas nos gráficos que possuem tendência linear estimada com quebra estrutural ou através das somas dos coeficientes β e γ da tabela 1.

Após a quebra estrutural, o Estado de São Paulo e a Região Nordeste apresentaram os maiores coeficientes da *dummy*, que mede mudanças de inclinação ($\gamma = 0,0083$ e $\gamma = 0,0081$) dentre todas as séries estaduais, regio-

Tabela 1: Quebra estrutural nas séries de produtividade da indústria de transformação no Brasil

	Quebra	k	μ	t_μ	β	t_β	γ	t_γ	α	t_α	Q
Brasil	1990:10	3	4,61	439,25	-0,0005	-2,27	0,0070	24,68	0,39	-6,61**	50,49
Minas Gerais	1990:07	3	4,58	488,13	0,0007	3,86	0,0063	24,51	0,40	-7,07**	50,93
Rio de Janeiro	1991:02	4	4,62	437,98	0,0000	-0,14	0,0058	20,36	0,56	-4,90*	37,75
São Paulo	1990:12	0	4,60	353,25	-0,0013	-5,19	0,0083	23,62	0,49	-8,02**	52,55
Nordeste	1989:12	3	4,61	364,73	-0,0019	-6,55	0,0081	22,55	0,46	-6,72*	40,79
Sul	1990:09	6	4,61	436,76	0,0010	4,80	0,0050	17,55	0,30	-5,76**	48,74

Obs.: ¹A hipótese nula é $\alpha = 1$. $N = 190$.

**Significativo no nível de 1%; * Significativo no nível de 5%.

A estatística $Q \sim \chi^2_{40} = 55,76$.

Fonte: Elaboração própria.

nais e também em relação ao Brasil ($\gamma = 0,0070$). A igualdade entre esses coeficientes não é rejeitada pelo teste t padrão. Por outro lado, o Estado do Rio de Janeiro e a Região Sul do país apresentaram os menores coeficientes ($\gamma = 0,0058$ e $\gamma = 0,0050$, respectivamente), os quais são menores que o coeficiente do Brasil ($\gamma = 0,0070$), sendo que essas diferenças possuem significância estatística pelo teste t nos níveis de 1%.

Embora o método indique que São Paulo e a Região Nordeste foram os mais beneficiados pelo ajuste estrutural, em relação ao Rio de Janeiro, Minas Gerais, Região Sul e o Brasil como um todo, ele, por si só, não é capaz de esclarecer a razão de tais resultados. Como hipótese explicativa, aponta-se que a difusão inter-regional de novas técnicas produtivas pode ocorrer mais rapidamente em contextos econômicos de maior liberdade comercial, como o que marcou o Brasil no início da década de 1990. Nesses momentos de choques exógenos, é possível aproveitar oportunidades, que de outra forma não existiriam, para a modernização do sistema produtivo e tornar o desenvolvimento um pouco mais homogêneo. Argumento semelhante é proposto por Nogueira e Rosa (1999) para explicar o porquê de os Estados de São Paulo, Rio de Janeiro e Minas Gerais, além das Regiões Nordeste e Sul, apresentarem crescimento de produtividade em ritmo similar na década de 1990, sinalizando a possibilidade de um encurtamento do período em que se poderia atenuar as diferenças regionais de produtividade.

Embora a Indústria de Transformação do Estado de Minas Gerais também apresente coeficiente da *dummy* positivo e significativo, o que representa um aumento da taxa de crescimento da produtividade, a magnitude do coeficiente ($\gamma = 0,0063$) é significativamente menor que os valores dos coeficientes do Brasil ($\gamma = 0,0070$) e de São Paulo ($\gamma = 0,0083$) e da Região Nordeste ($\gamma = 0,0081$) e estatisticamente igual ao valor do coeficiente do Rio de Janeiro ($\gamma = 0,0058$). O coeficiente mineiro só é maior que o da Região Sul.⁶

A comparação dos comportamentos das trajetórias determinísticas da produtividade nos períodos anterior e posterior à quebra estrutural ocorrida na série de Minas Gerais revela que a suposta diminuição do hiato de produtividade em relação a São Paulo ocorreu com maior intensidade no período 1985-1990, em que as taxas de crescimento da produtividade industrial mineira eram positivas, enquanto que as dos outros estados e do

Brasil não tiveram o mesmo desempenho, exceto quando a comparação é feita com a Região Sul, que, como já foi descrito, apresentou a mesma taxa de crescimento daquele estado no período anterior à quebra.

Como as taxas de crescimento da produtividade industrial paulista após a quebra destacam-se em relação às do Brasil e às dos outros estados, há indícios de diminuição do ritmo de intensidade do processo de *catching up* da produtividade industrial mineira em relação a São Paulo. Isso é confirmado pela observação da tendência das séries após a quebra, a qual é dada pela soma dos coeficientes β e γ , que são 0,0057 (Rio de Janeiro), 0,0066 (Brasil), 0,0070 (Minas Gerais), 0,0070 (São Paulo), 0,0061 (Sul) e 0,0062 (Nordeste).

Após a quebra, Minas Gerais e São Paulo possuem o mesmo ritmo de crescimento da produtividade industrial, o que contrasta com o período prévio à quebra, em que Minas Gerais apresentava taxa de crescimento positiva ($\beta = 0,0007$) e São Paulo negativa ($\beta = -0,0013$). Nota-se que a posição relativa do Sul, quando somados os coeficientes β e γ , não é tão favorável como a que desponta quando só o coeficiente γ é considerado.

A Região Nordeste, por outro lado, parece iniciar um processo de *catching up* da produtividade industrial em relação aos demais estados mais desenvolvidos do país e ao Brasil como um todo, uma vez que, ao lado de São Paulo, possui o maior coeficiente que mede mudança de inclinação da tendência. Partindo do fato de que a Região Nordeste possuía a atividade industrial menos desenvolvida e mais atrasada tecnicamente, em termos relativos, esse resultado é positivo, pois indica que a incorporação de novas técnicas produtivas, a partir da abertura econômica do início dos anos 90, que produziu quebra estrutural na série foi intensificada e provavelmente tornou-se mais homogênea inter-regionalmente. Isso contribui para superar a defasagem de produtividade em relação a outras regiões mais desenvolvidas num período menor de tempo.

5. CONCLUSÕES

Os resultados revelaram que a trajetória da produtividade industrial do trabalho dos estados do Sudeste (Minas Gerais, Rio de Janeiro e São Paulo) e das Regiões Nordeste e Sul não é caracterizada pela presença de raiz unitária.

ria, mas sim por flutuações estacionárias ao redor de tendências determinísticas que sofrem quebras estruturais entre dezembro de 1989 e fevereiro de 1991. Pode-se afirmar, portanto, que a abertura econômica do início dos anos 90 redefiniu a possibilidade de diminuição do hiato de desenvolvimento regional, ao modificar as trajetórias de produtividade do trabalho dos estados e regiões do Brasil.

Antes da quebra estrutural, Minas Gerais e o Sul do Brasil destacavam-se em termos de crescimento de produtividade do trabalho, em relação ao estado mais desenvolvido, São Paulo, e ao Brasil. A Região Nordeste, o Estado de São Paulo e o Brasil apresentavam trajetórias declinantes de produtividade, ao passo que o Rio de Janeiro seguia trajetória determinística sem tendência até a quebra estrutural. Pode-se afirmar que, da segunda metade da década de 1980 até o início da década de 1990, ocorria um processo de *catching up* da produtividade industrial em relação a São Paulo, beneficiando Minas e o Sul do Brasil.

Ao se considerar a tendência da produtividade do trabalho no período pós-quebra, percebe-se que a quebra estrutural, ao mesmo tempo em que beneficiou mais o Nordeste e o Estado de São Paulo, também produziu ganhos generalizados de produtividade industrial do trabalho e as trajetórias determinísticas passaram a ter inclinações muito semelhantes entre os estados e regiões analisados, o que pode ser visto pela soma dos coeficientes β e γ , que são 0,0057 (Rio de Janeiro), 0,0066 (Brasil), 0,0070 (Minas Gerais), 0,0070 (São Paulo), 0,0061 (Sul) e 0,0062 (Nordeste).

O ambiente econômico mais competitivo e a maior eficiência produtiva decorrente da adoção de procedimentos tecnologicamente mais avançados, que viriam a marcar o início dos anos 90, não consolidaram o processo de evolução da produtividade do trabalho anterior à quebra estrutural. Ao contrário, permitiram que a Região Nordeste e o Estado de São Paulo despontassem como os mais beneficiados pelo ajuste estrutural, pois passaram a apresentar os maiores coeficientes que medem a mudança de inclinação das séries. Embora o método e os dados usados no trabalho não indiquem o porquê de tal fato, sugere-se que a abertura comercial cria melhores oportunidades para a absorção e a difusão inter-regionais de novas técnicas produtivas, generalizando ganhos de produtividade, como foi constatado neste trabalho, após a quebra estrutural. O Nordeste e o Estado de São Paulo pa-

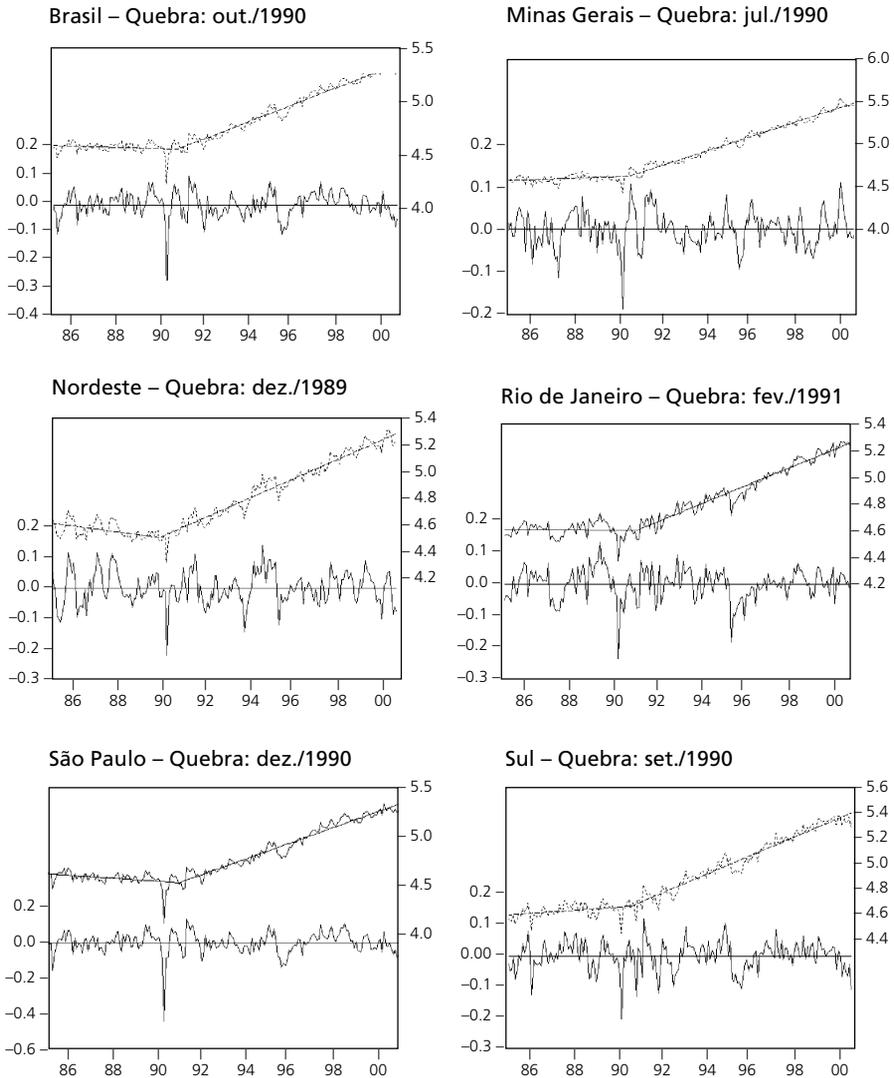
recem ter aproveitado melhor essas oportunidades e iniciaram trajetórias crescentes de produtividade do trabalho em contraste com o período anterior à quebra estrutural, quando apresentavam taxas de crescimento negativas para esta variável.

Considerando que a Região Nordeste era a que possuía a atividade industrial menos desenvolvida e mais atrasada tecnicamente, esse resultado é positivo, pois indica que a região pode reduzir o hiato de desenvolvimento econômico em relação à média do país. Entretanto, como o Estado de São Paulo também se destacou em termos de ganhos relativos de produtividade, é provável que a distância econômica entre o Nordeste e São Paulo não esteja sendo estreitada após a quebra estrutural e que a concentração econômica do Brasil não sofra alterações significativas, tendo em vista os fortes vínculos existentes entre o crescimento da produtividade e o desenvolvimento econômico.

Como trajetórias desiguais da produtividade interestadual e inter-regionais assumem papel relevante em termos de possibilidade de reordenamento do desempenho econômico entre os estados e regiões, abre-se espaço para ações de políticas públicas que sejam capazes de reverter as condições desfavoráveis ao desempenho econômico mais equilibrado entre os estados brasileiros, focando potencialidades econômicas já existentes em cada estado e região. A conquista e a preservação de ganhos crescentes de produtividade são fundamentais para gerar um círculo virtuoso entre produtividade e produção, para tornar a região mais atraente para novos investimentos e para quebrar a dinâmica concentradora do mecanismo de causação circular cumulativa.

ANEXO A
AJUSTAMENTO LINEAR DAS SÉRIES DE PRODUTIVIDADE
COM QUEBRA ESTRUTURAL ENDOGENAMENTE DETERMINADA

— Residual Observado - - - - Ajustado



NOTAS

1. Este trabalho está sujeito à mesma desagregação da base de dados do IBGE usada aqui, que se refere a séries de produtividade para os Estados de Minas Gerais, Rio de Janeiro e São Paulo e para as Regiões Nordeste e Sul, além do Brasil como um todo.
2. A utilização do critério que maximiza a estatística t do coeficiente que acompanha a variável *dummy* da tendência ($t_{\alpha\gamma_1}^*$ (3)) mantém os mesmos resultados discutidos na seção 4.
3. Nas regressões realizadas na seção 4 foi utilizado um k máximo igual a 6.
4. Os valores críticos estão disponíveis em Perron (1997, p. 363).
5. Esse teste se baseou na seguinte estatística: $t = (\beta_1 - \beta_2) / [(\text{var}(\beta_1) + \text{var}(\beta_2) - 2 \text{cov}(\beta_1, \beta_2))]^{1/2}$, onde β_1 e β_2 são estimadores de mínimos quadrados ordinários das regressões que são comparadas, $\text{var}(\beta_i)$ são variâncias dos respectivos estimadores e $\text{cov}(\beta_1, \beta_2)$ é a covariância entre eles (Gujarati, 1995). Como se supõe a independência entre os componentes estocásticos das séries consideradas, assumiu-se que $\text{cov}(\beta_1, \beta_2) = 0$. Com base na distribuição t com infinitos graus de liberdade, é possível rejeitar a hipótese de igualdade entre os coeficientes de São Paulo e Brasil nos níveis de 5% de significância e, para o Nordeste e o Brasil, nos níveis de 1%.
6. A diferença entre os parâmetros γ de Minas e do Brasil, de Minas e do Nordeste e de Minas e São Paulo é significativa nos níveis de 10%, 1% e 1%, respectivamente. A estatística t para a diferença entre os coeficientes de Minas e Rio de Janeiro não foi capaz de rejeitar a hipótese de igualdade entre os coeficientes. A diferença entre o coeficiente de Minas e da Região Sul é significativa nos níveis de 1% de significância.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AMADEO, E. J., SOARES, R. R. (1996) *Quebra estrutural da relação entre produção e emprego na indústria brasileira*. Texto para discussão n. 356, PUC/RJ, Rio de Janeiro, jul.
- AZZONI, C. R. (1986) *Indústria e reversão da polarização no Brasil*. São Paulo: FIPE/USP.
- , FERREIRA, D. A. (1997) “Competitividade regional e reconcentração industrial: o futuro das desigualdades regionais no Brasil”. Fortaleza, *Revista Econômica do Nordeste*, v. 28, número especial, jul., p. 55-85.
- BARRO, R., SALA-I-MARTIN, X. (1992) “Convergence”. *Journal of Political Economy*, v. 100, n. 2, p. 223-251.
- BERNAL, A. M. (1996) “Contrastes de raíz unitaria y ruptura estructural: un estudio de Monte Carlo para los estadísticos rolling, recursivo y secuencial”. *Revista Española de Economía*, v. 13, n. 1, p. 39-74.
- BONELLI, R., FONSECA, R. (1998) *Ganhos de produtividade e de eficiência: novos resultados para a economia brasileira*. Texto para discussão n. 557, IPEA, Rio de Janeiro, abr.
- CACCIAMALI, M. C., BEZERRA, L. L. (1997) “Produtividade e emprego industrial no Brasil”. In: L. Carleial e R. Valle (orgs.), *Reestruturação produtiva e mercado de trabalho no Brasil*. São Paulo: Hucitec-Abet.

- CAMPBELL, J. Y., PERRON, P. (1991) *Pitfalls and Opportunities: what macroeconomists should know about unit roots*. Technical Working Paper n. 100, NBER, Cambridge, April.
- CHRISTIANO, L. J. (1992) "Searching for breaks in GNP". *Journal of Business and Economic Statistics*, v. 10, p. 237-250.
- FEIJÓ, C. A., CARVALHO, P. G. M. (1999) "O debate sobre a produtividade industrial e as estatísticas oficiais". *Economia Aplicada*, São Paulo, v. 3, n. 4, out./dez.
- GONÇALVES, E., OLIVEIRA, A. S. (2002) "Transformações estruturais da produtividade industrial brasileira: algumas evidências reconsideradas". *Revista de Economia Contemporânea*, Rio de Janeiro, v. 6, n. 1, jan./jun., p. 87-106.
- GUJARATI, G. (1995) *Basic Econometrics*. Nova York: McGraw-Hill.
- KALDOR, N. (1994) "Causes of the slow rate of economic growth of the United Kingdom". In: J. E. King (ed.), *Economic Growth in Theory and Practice: a kaldorian perspective*. Cambridge: Great Britain University Press [1966].
- MADDALA, G. S., KIM, I.-M. (1999) *Unit Roots, Cointegration and Structural Change*. Cambridge: Cambridge University Press.
- MANKIW, G., ROMER, D., WEIL, D. (1992) "A contribution to the empirics of economic growth". *Quarterly Journal of Economics*, v. 107, May, p. 407-438.
- MC COMBIE, J. S. L. (1987) "Verdoorn's law". In: *The New Palgrave: a dictionary of economics*. The Macmillan Press Limited.
- MYRDAL, G. (1957) *Rich Lands and Poor*. Nova York: Harper and How.
- NOGUEIRA, C. A. G., ROSA, A. L. T. (1999) "Impactos da abertura econômica sobre a indústria brasileira: uma análise regional". *Anais do II Encontro de Economia da Região Sul*. Curitiba: ANPEC.
- PERRON, P. (1997) "Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables". *Journal of Econometrics*, v. 80, p. 355-385.
- (1989) "The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis". *Econometrica*, v. 57, n. 6, Nov., p. 1361-1401.
- SALM, C., SABÓIA, J., CARVALHO, P. G. M. (1997) "Produtividade na indústria brasileira: questões metodológicas e novas evidências empíricas". *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 27, n. 2, p. 377-396, ago.
- VERDOORN, P. J. (1951) "On an empirical law governing the productivity of labor". *Econometrica*, April, p. 209-210.
- VILLELA, A., SILVA, R. (1994) "Ganhos de produtividade: aspectos conceituais e implicações econômicas". *Revista do BNDES*, Rio de Janeiro, v. 1, n. 2, dez., p. 77-98.
- VOGELSANG, T. J., PERRON, P. (1998) "Additional tests for a unit root allowing for a break in the trend function at an unknown time". *International Economic Review*, v. 39, n. 4, Nov., p. 1.073-1.100.