

DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

PUC-RIO

TEXTO PARA DISCUSSÃO

N.º 356

**QUEBRA ESTRUTURAL DA RELAÇÃO ENTRE PRODUÇÃO E EMPREGO NA
INDÚSTRIA BRASILEIRA ***

EDWARD J. AMADEO**
RODRIGO REIS SOARES**

JULHO 1996

* Os autores agradecem a Gustavo Gonzaga, José Carlos Carvalho e Hamilton Kai pelos comentários.

** Do Departamento de Economia da PUC-RIO

RESUMO

O debate em torno do crescimento recente da produtividade do trabalho na indústria tem sido intenso. Apesar disso, as características econométricas da série ainda não foram devidamente estudadas. Este artigo tem como objetivo básico caracterizar estatisticamente as mudanças ocorridas no comportamento da produtividade horária na indústria de transformação brasileira, fornecendo subsídios para as discussões em curso. Para tal, estima-se uma equação relacionando a produtividade à utilização da capacidade instalada e procura-se identificar alguma instabilidade em seu comportamento, através da utilização de mínimos quadrados recursivos e do teste de Chow. Em seguida, é testada a hipótese de existência de raiz unitária na série de produtividade horária contra a hipótese alternativa de estacionariedade em torno de uma tendência quebrada em janeiro de 1990. A hipótese de *random-walk* contra quebra estrutural também é testada para os 16 setores da indústria de transformação. Os resultados obtidos indicam a ocorrência de uma forte transformação exógena no comportamento da produtividade e, sendo assim, na relação entre produção e emprego na indústria, evidenciando a relevância do debate.

ABSTRACT

The debate about the recent growth of labor productivity in the Brazilian industry has been intense. However, the econometric characteristics of the series have not yet been carefully studied. The main objective of this paper is to characterize statistically the changes that occurred in the behaviour of the hourly productivity in the Brazilian manufacturing industry, providing subsidies for the discussions in course. For that, an equation relating productivity to the capacity utilization is estimated and its stability is analysed through recursive least squares and the Chow test. The hypothesis of unit root in the hourly productivity series is then tested against the alternative hypothesis of stationarity around a trend broken in January of 1990. The *random-walk* hypothesis against the broken trend is also tested for the 16 sectors of the manufacturing industry. The results indicate the existence of a strong exogenous transformation in the behaviour of the productivity series and therefore in the relationship between production and employment in industry, showing the relevance of the debate.

1. Introdução

A forte tendência de crescimento da produtividade horária¹ na indústria de transformação a partir de 1990, deu origem a um debate em torno das causas e da própria relevância econômica e estatística desse fenômeno (ver, por exemplo, Considera e Valadão, 1995; Feijó e Carvalho, 1994; e Pastore e Pinotti, 1994). Esse indicador, assim como a produtividade homem² e medidas análogas obtidas a partir da pesquisa conjuntural da FIESP, apresentou uma taxa média de crescimento anual da ordem de 7% na década de 90, depois de ter permanecido praticamente constante entre 85 e 90.

O ano de 1990 marca, na realidade, um momento de significativas mudanças em alguns aspectos específicos da economia brasileira. Entre 1985 e 1989, o mercado interno era fechado à concorrência externa, com elevadas barreiras tarifárias e não tarifárias às importações. Em linhas gerais, a política monetária era acomodativa, a política fiscal expansionista e a política cambial, à exceção do congelamento do câmbio no Plano Cruzado em 1986, tinha como objetivo básico a manutenção do câmbio real.

Depois de 1990, pelo menos uma transformação significativa teve lugar. No mandato do presidente Fernando Collor (1990-92), assistiu-se um congelamento de preços (1990-91), seguido por descongelamento e por uma profunda recessão, com evidentes repercussões sobre o mercado de trabalho. Com a posse de Itamar Franco, depois de um período de política monetária relativamente apertada, implementou-se o Plano Real com apreciação cambial e forte expansão da demanda doméstica. A busca de manutenção dos baixos níveis de inflação e de retorno ao equilíbrio comercial determinaram uma forte contração no nível de atividade econômica a partir do primeiro trimestre deste ano (Amadeo e Gonzaga, 1995). Apesar da aparente heterogeneidade, o que confere identidade ao quinquênio 1990-95 é a adoção sistemática de políticas de abertura comercial, com eliminação de barreiras não tarifárias, redução de tarifas e sobretaxas e simplificação dos impostos sobre importações.

Com este movimento, a indústria brasileira passou a sofrer concorrência externa muito mais significativa, e é natural associar o aumento da produtividade observado a partir de então à maior abertura comercial. Diversos fenômenos têm sido apontados como possíveis nexos causais entre a abertura comercial e os aumentos da produtividade, sendo os mais importantes a introdução de novas tecnologias e métodos organizacionais, a terceirização de parte do emprego e a substituição de componentes nacionais por importados na indústria. A importância relativa de cada um destes fatores determina, em última análise, qual é a parcela do aumento de produtividade que se deve a mudanças

¹ A produtividade horária é medida pela razão entre o índice de produção física (IPF) e o índice de número de horas pagas (NHP) da Pesquisa Industrial Mensal (PIM) do IBGE.

² A produtividade homem é análoga à produtividade horária, tendo no denominador o índice de pessoal ocupado na produção (POP) da PIM.

na estrutura produtiva e ganhos reais de produtividade e qual é a parcela que se deve a mudanças na composição setorial do emprego e no *mix* entre insumos domésticos e importados. É em torno deste ponto que o debate tem se concentrado, associando essa diferenciação a efeitos distintos sobre o emprego industrial e sobre o mercado de trabalho (para um detalhamento do debate e dos argumentos acima, ver Amadeo e Gonzaga, 1995).

O fato do indicador não medir apenas o aumento da produtividade do trabalho estrito senso (definido pela razão entre valor agregado e horas pagas) não invalida o estudo sobre o comportamento temporal da série. Isto porque, seja qual for o peso de cada um dos fatores que contribuem para sua evolução, a quebra estrutural que buscamos documentar a seguir representa uma significativa transformação na relação entre produção e emprego na indústria de transformação brasileira. Tanto o aumento da produtividade do trabalho estrito senso, quanto a terceirização e terciarização do emprego, quanto a mudança na composição dos insumos da indústria, são parte de uma transformação estrutural com efeitos sobre as *performances* da indústria e do mercado de trabalho (ver Amadeo e Soares, 1996).

O objetivo deste artigo não é investigar o papel de cada um dos fatores enumerados acima na determinação do crescimento da produtividade horária observada. Na realidade, buscaremos aqui apenas caracterizar estatisticamente a mudança de comportamento observada na série, levantando evidências acerca do momento em que ocorreu e testando-a econometricamente. A partir dos resultados alcançados, procuraremos argumentar que alguns dos efeitos esperados do aumento observado na produtividade horária independem das causas específicas tomadas como verdadeiras.

Para tal, a seção 2 analisa descritivamente a evolução do emprego, da produção e da produtividade na indústria de transformação ao longo da última década, destacando a aparente mudança em seu padrão de comportamento. Em seguida, na seção 3, a metodologia a ser utilizada é descrita e os resultados obtidos apresentados. A seção 4 analisa os resultados e é seguida pelas considerações finais.

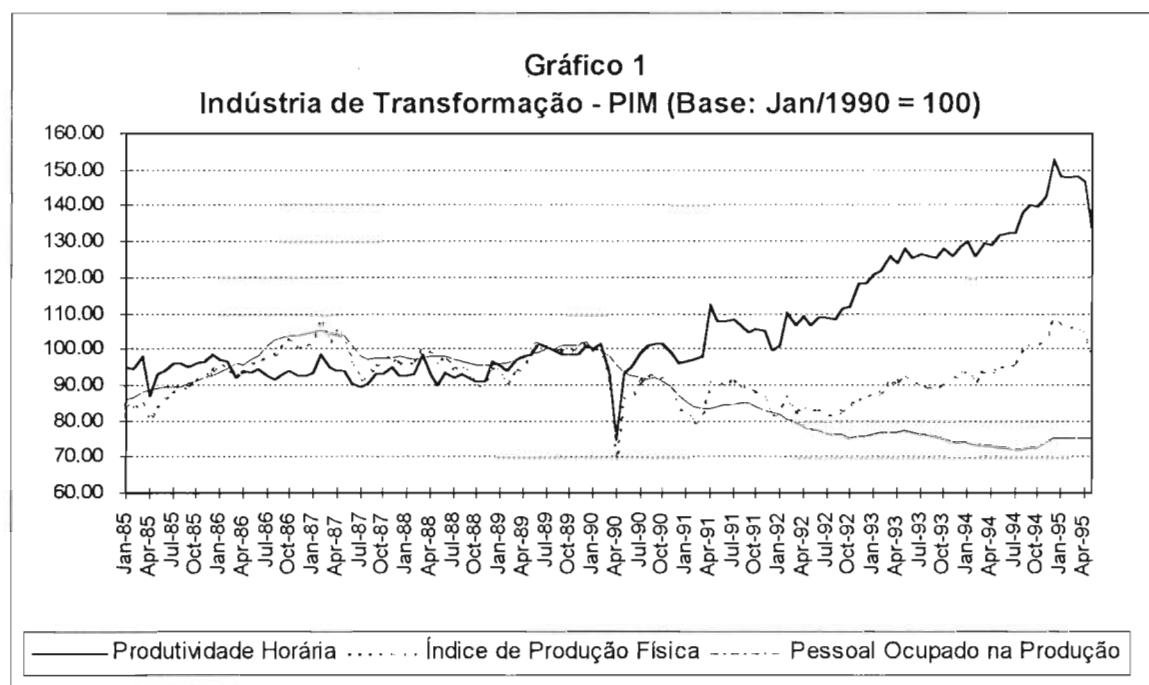
2. Análise Descritiva

As tendências do emprego, da produção e da produtividade são determinadas por aspectos estruturais da economia. Sendo assim, sua evolução salienta a importância da distinção entre o período que vai até 1989 e o período que tem início em 1990. Em particular, tudo indica que a recessão dos anos de 1990-91, acompanhada por uma política de abertura consistente e crível, teve significativos efeitos sobre as práticas de gestão das empresas, os investimentos e a composição dos insumos, com repercussões imediatas sobre o emprego e a produtividade do trabalho na indústria.

O nível de emprego industrial cresceu em 20% entre 1985 e o início de 1987 (devido à expansão da demanda que se seguiu ao Plano Cruzado) e ficou praticamente estável até 1989 (Gráfico 1). A partir daí, caiu sistematicamente até 1995. A queda total entre 1989 e 1995 foi da ordem de 25%. Além disso, a

jornada média de trabalho sofreu uma redução de aproximadamente 5%, em consequência da redução da jornada normal de trabalho prevista na Constituição de 1988. Considerando-se o efeito conjunto das duas variáveis, tem-se uma queda da ordem de quase 30% nas horas trabalhadas na indústria entre 1989 e 1995 (Amadeo & Gonzaga, 1995).

A produção, por sua vez, teve um comportamento bastante variável. Em 85 e 86 o crescimento foi muito grande, acumulando mais de 20% em apenas 2 anos. No biênio seguinte, ocorreu uma queda acumulada de mais de 8%, seguida por um crescimento de 6% em 1989. Assim, entre 85 e 89, a média de crescimento anual foi da ordem de 3%. Nos cinco anos posteriores, depois de um queda acumulada de mais de 17% em 90 e 91, a produção se recuperou, crescendo 6%, 7% e 13%, respectivamente, em 92, 93 e 94. Em 95, registrou-se novamente uma considerável queda, de aproximadamente 12%. Desse modo, entre 1985 e 1995, o crescimento total da produção foi de aproximadamente 10%.



Ao mesmo tempo, a produtividade do trabalho manteve-se estagnada até 1989 e cresceu sistematicamente a partir daí (38% entre janeiro de 1990 e junho de 1995). O crescimento resultou da redução da jornada de trabalho em 1989 - não acompanhada por crescimento do emprego - e do aparente descolamento entre produção e emprego que se deu a partir de 1990. Claramente, existe uma transformação na relação entre produto e emprego e, conseqüentemente, no comportamento da produtividade, e é este fenômeno que tentaremos caracterizar estatisticamente nas próximas seções.

3. Metodologia e Resultados

3.1 Instabilidade no Comportamento da Produtividade

O caráter pró-cíclico da produtividade já foi largamente documentado. As explicações mais comuns para esse comportamento recorrem a choques tecnológicos exógenos (modelos de ciclos reais), retornos crescentes de escala no curto prazo ou mensuração imperfeita dos fatores de produção relevantes no decorrer do ciclo econômico (Basu, 1995). De qualquer modo, supõe-se comumente que a produtividade horária (PHR) sofre uma forte influência do ciclo econômico, e uma *proxy* natural para o ciclo econômico é a utilização da capacidade instalada (UCI)³. Dessa forma, o exercício proposto foi o seguinte: ajustar, da melhor maneira possível, uma equação entre UCI (independente) e PHR (dependente) para o período entre 1985 e 1995 e, em seguida, analisar a estabilidade dos coeficientes da equação estimada, procurando detectar o momento em que seu comportamento é alterado.

Para alcançar uma especificação satisfatória da relação entre PHR e UCI foi testada, através do método Dickey-Fuller aumentado, a estacionariedade das séries e de suas primeiras diferenças. É verdade que a reduzida amplitude da amostra (125 observações, cobrindo dez anos e meio) diminui consideravelmente a potência desse tipo de teste, mas, ainda assim, seu resultado é uma evidência adicional a ser levada em conta. A definição do número de defasagens se deu através da significância (a 10%) do último *lag* incluído na regressão, a partir de um máximo de 8 defasagens, como proposto por Campbell e Perron (1991, p.155); também foi considerado o nível de significância a partir do qual a estatística Q de Ljung-Box aceitaria a hipótese nula, que é de ausência de autocorrelação nos resíduos. Os resultados obtidos estão descritos na Tabela 1.

³ A série utilização da capacidade instalada foi construída como a razão entre o IPF do mês em questão e o IPF máximo do período 1985-95 (dados dessazonalizados). Claramente, essa não é uma medida ideal da utilização da capacidade, sendo mais adequado, por exemplo, tomar uma tendência estocástica do índice de produção como seu nível de pleno emprego e a razão IPF/tendência como a utilização da capacidade. Ainda assim, como o objetivo aqui é apenas estimar a relação entre a produtividade e o nível de atividade econômica, a medida proposta é razoável, podendo até mesmo ser vista como o próprio IPF, já que não passa de uma transformação linear deste.

Tabela 1
Teste de Dickey-Fuller Aumentado*

Variável	Sem Tendência			Com Tendência		
	nº lags	p-value do Q**	t	nº lags	p-value do Q**	t
PHR	1	0.6360	-0.5366	1	0.6930	-2.442
UCI	0	0.4932	-3.1963	0	0.4924	-3.193
ΔPHR	0	0.5933	-13.815	-	-	-
ΔUCI	0	0.6049	-12.754	-	-	-

Nota:* Os valores críticos, ao nível de significância de 5%, são aproximadamente -2.89 e -3.45 para, respectivamente, os casos sem tendência e com tendência (Hamilton, 1994, p.763).

** O Q neste caso testa a hipótese conjunta de ausência de autocorrelação nos resíduos para defasagens de 1 a 30.

As evidências sugerem que PHR é integrada de primeira ordem (I(1)) e UCI é estacionária (I(0)). Apesar disso, no caso de UCI sem tendência, a rejeição da hipótese nula mostrou-se consideravelmente sensível ao número de defasagens incluídas na regressão. Sendo assim, dada a possibilidade de que UCI seja I(1), pareceu razoável verificar se as séries co-integram, antes de se chegar a uma especificação final da equação⁴. Desde que elas não sejam co-integradas, a especificação correta será a regressão da variação em PHR (ΔPHR) nos valores simultâneo e defasados da variação em UCI (ΔUCI) e nos valores defasados de ΔPHR (Campbell e Perron, 1991, p.170). Podemos testar a existência ou não de co-integração entre as séries através do resíduo da regressão simples (Engle e Yoo, 1987, p.156; Campbell e Perron, 1991, p.174)

$$UCI_t = \gamma + \delta.PHR_t + \varepsilon_t.$$

Se ε_t não é estacionário, então as séries não são co-integradas e o procedimento descrito acima é o correto. O resultado do teste de Dickey-Fuller aumentado para ε_t indicou a sua não estacionariedade⁵ e, sendo assim, a especificação correta da equação é:

⁴ Na realidade, séries como utilização da capacidade instalada e taxa de desemprego são, por definição, estacionárias, já que seus valores estão restritos a um intervalo definido. Apesar disso, se a persistência dos choques aleatórios for grande, a modelagem através de um processo integrado terá melhores propriedades preditivas e fornecerá aproximações melhores das distribuições relevantes em amostras finitas do que a suposição de estacionariedade (Campbell e Perron, 1991, p.160-3).

⁵ A estatística t e o p-value de Q, para o teste com uma defasagem, foram, respectivamente, 0.3066 e 0.9637. Valores críticos aproximados do t para este tipo de teste de co-integração são apresentados em Engle e Yoo (1987, p.158) e, para o caso em questão, se situam em torno de -3.17 (nível de significância de 5%).

$$\Delta PHR_t = \eta + \sum_{i=0}^r \theta_i \cdot \Delta UCI_{t-i} + \sum_{j=1}^s \phi_j \cdot \Delta PHR_{t-j} + v_t.$$

O número de defasagens em cada uma das variáveis independentes (r e s) foi determinado através da minimização do critério de informação de Akaike, a partir de um máximo de 8 lags. Foram escolhidas 3 defasagens em ambas as variáveis. Os coeficientes e as estatísticas estimadas foram os seguintes:

Tabela 2
Equação Estimada

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	t	P-Value
Constante	0.311296	0.171173	1.818608	0.0716
ΔPHR_{t-1}	-0.237466	0.089211	-2.661841	0.0089
ΔPHR_{t-2}	0.146670	0.090054	1.628679	0.1061
ΔPHR_{t-3}	0.090696	0.091170	0.994804	0.3219
ΔUCI_t	105.2497	4.761445	22.10458	0.0000
ΔUCI_{t-1}	17.13095	10.70151	1.600798	0.1122
ΔUCI_{t-2}	-30.71722	10.54820	-2.912083	0.0043
ΔUCI_{t-3}	-17.19165	10.93613	-1.572005	0.1187

$R^2 = 0.830268$

F = 79.66386, Nível de significância de F = 0.000000

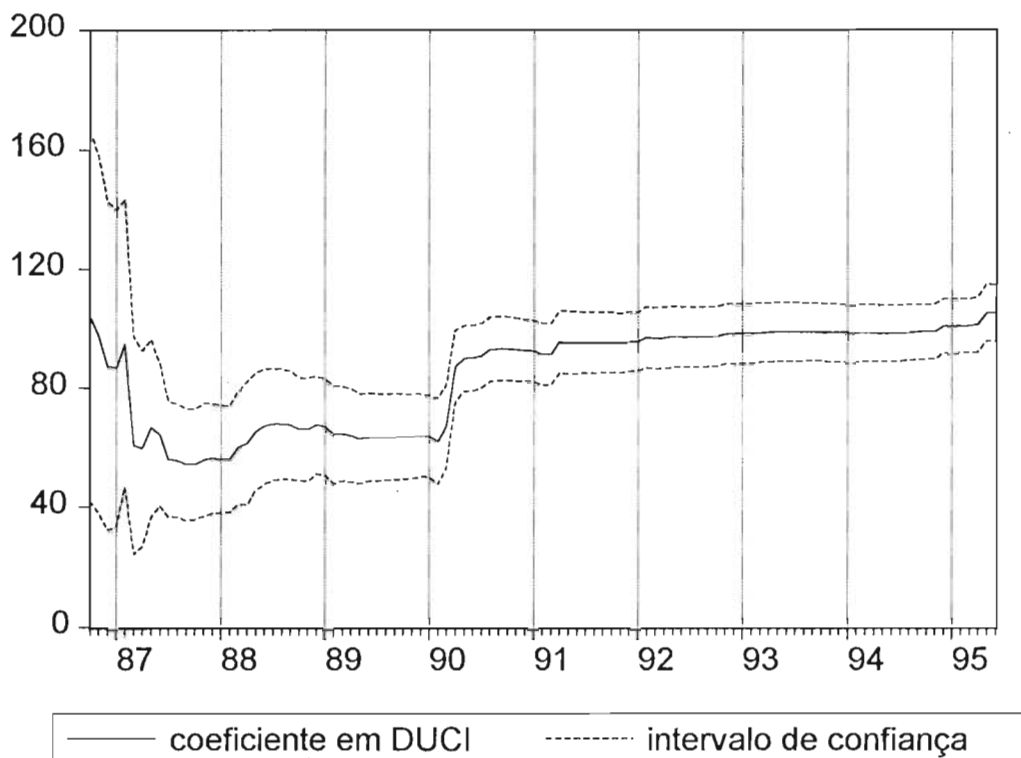
Nível de significância do Q para hipótese simples superior a 0.829 para 36 defasagens.

Desse modo, a especificação da equação é satisfatória, o teste F indicando a grande significância conjunta dos regressores e a estatística Q indicando a ausência de autocorrelação entre os resíduos.

O nosso objetivo aqui é basicamente tentar captar alguma mudança de comportamento dessa equação aparentemente bem ajustada. Uma forma de abordar este tipo de problema é estimar os coeficientes através de mínimos quadrados recursivos e verificar se existe alguma instabilidade na sua evolução. Este foi o procedimento adotado, e o resultado obtido apontou para uma considerável estabilidade de todos os coeficientes, à exceção do coeficiente de ΔUCI_t . Seu comportamento a medida que a amostra é expandida, até englobar todo o período, é descrito no Gráfico 2.

Como a simples observação da série já fazia esperar, o ano de 1990 parece, definitivamente, marcar uma transformação na relação entre PHR e UCI. O coeficiente, que tinha um comportamento consistente até esse momento, sofre uma abrupta elevação, se estabilizando novamente num nível superior ao inicial em aproximadamente 50%. O novo valor chega a estar fora do intervalo de confiança anterior.

Gráfico 2
Mínimos Quadrados Recursivos



Isso demonstra a instabilidade da equação, o que é confirmado por um teste de Chow que fixa a quebra em janeiro de 1990⁶, reportado na Tabela 3.

Tabela 3
Teste de Quebra de Chow para Janeiro de 1990

<i>Estatística F</i>	5.902945	Nível de Signif.	0.000003
<i>Razão de Verossimilhança</i>	44.95199	Nível de Signif.	0.000000

O teste de Chow testa a hipótese nula de que os coeficientes da equação são os mesmos nos dois períodos (Jan/85 a Dez/89 e Jan/90 a Jun/95), contra a alternativa de que os coeficientes são diferentes nos dois subperíodos (a respeito, ver Greene, 1993, p.211-212). Desse modo, existem fortes evidências de que o comportamento de PHR se alterou no decorrer da última década ou, em outras palavras, de que a produtividade industrial se comportou de maneira diferenciada nos períodos 85-89 e 90-95.

⁶ Este teste não se mostrou nem um pouco sensível ao momento específico em que foi fixada a quebra.

3.2 A Hipótese de Quebra Estrutural

A pergunta sobre a mudança no padrão de evolução da PHR no início dos anos 90 pode ser refeita da seguinte forma: houve uma quebra estrutural no processo estocástico seguido pela PHR no ano de 1990? Caso a resposta seja afirmativa, ΔPHR teria continuado sendo sensível a ΔUCI , mesmo depois de 1990, mas a partir de então um novo fator, no caso uma tendência, estaria influenciando PHR.

A quebra estrutural se refere a uma mudança exógena no comportamento da série, o que, aqui, diz respeito a uma variação na inclinação da tendência de PHR⁷.

De acordo com essa lógica, à parte dessa mudança, a série manteria as mesmas características, tanto no que diz respeito a seu comportamento cíclico, quanto a sua sensibilidade a choques exógenos transitórios.

Perron (1989) sugere um teste simples, válido para uma hipótese específica nesse sentido. A hipótese nula é que o processo segue um *random-walk* com *drift*, contra a alternativa de estacionariedade em torno de uma tendência que sofre uma quebra (mudança de inclinação) em um momento T. Desse modo, seguindo Perron (1989, p.1381), estimou-se a seguinte equação:

$$PHR_t = \mu + \beta \cdot t + \omega \cdot DT_t + \alpha \cdot PHR_{t-1} + \sum_{i=1}^k \rho_i \cdot \Delta PHR_{t-i} + v_t,$$

onde DT é uma variável *dummy* que assume o valor 0 em $t = [0, T]$ e $t - T$ em $t > T$.

Essa equação é a mesma estimada em um teste de Dickey-Fuller aumentado com tendência, adicionada da variável DT (para a especificação do teste de Dickey-Fuller ver Hamilton, 1994, p.529). Perron (1989) mostra que a estatística t_α sob $H_0 : \alpha = 1$ (a mesma utilizada no teste de Dickey-Fuller) permite o teste das hipóteses descritas anteriormente, quais sejam:

$$\begin{aligned} H_0: PHR_t &= \mu + PHR_{t-1} + v_t, \text{ contra} \\ H_1: PHR_t &= \mu + \beta \cdot t + \omega \cdot DT_t + v_t. \end{aligned}$$

Os valores críticos adequados são apresentados por Perron e Vogelsang (1993, p.249). Essa distribuição é sensível apenas à razão entre o número de observações antes da quebra e o número total de observações, chamada de λ ⁸.

Busca-se através desse teste responder à seguinte questão: o comportamento da produtividade foi uniforme na última década e as aparentes

⁷ Nas palavras de Perron (1993, p.2), "*the intuitive idea behind this type of modeling is that the coefficients of the trend function are determined by long-term economic fundamentals (e.g., the structure of the economic organization, population growth, etc.) and that these fundamentals are rarely changed*".

⁸ Na derivação das distribuições assintóticas, Perron supõe que λ se mantém constante quando $n \rightarrow \infty$.

mudanças decorreram de choques transitórios que têm um efeito duradouro (choques de demanda, por exemplo), ou realmente ocorreu uma transformação na estrutura que determina o padrão de crescimento da produtividade?

Cabe destacar que esta abordagem, tratando a PHR isoladamente com um instrumental de séries temporais, ignora quaisquer relações causais que possam estar por trás da mudança de comportamento da produtividade. Se existisse uma “teoria da determinação da produtividade”, a alteração de alguma variável relevante, que anteriormente estivesse estabilizada, poderia estar sendo responsabilizada pelo crescimento recente na PHR. Nesse caso, não seria relevante o tipo de análise feito aqui, e a eventual aceitação da hipótese de quebra estrutural estaria apenas evidenciando o papel de um fator que num primeiro momento havia permanecido constante. Mas, na realidade, estamos longe de compreender plenamente os determinantes da produtividade-horária e, portanto, um dos objetivos básicos do trabalho é justamente chamar a atenção para o fato de que alguma variável que até 1990 não estava exercendo sua influência sobre PHR, tem sido, a partir de então, um de seus determinantes básicos. Desse modo, tentamos mostrar que, por algum motivo que ainda não está claro, a relação entre emprego e produção industrial se alterou na última década, e essa alteração parece ter um caráter estrutural.

Optou-se aqui, pelos motivos discutidos na introdução, por tomar janeiro de 1990 como o momento da quebra estrutural⁹, o que nos dá $\lambda \approx 0.5$ e o valor crítico de -3.93 ao nível de significância de 5%. A determinação do número k de defasagens em ΔPHR se deu através do mesmo procedimento descrito para o teste de Dickey-Fuller aumentado. As principais estatísticas da equação utilizada no teste são as seguintes:

Tabela 4
Teste de Quebra Estrutural para a Indústria de Transformação

k	μ	t_{μ}	β	t_{β}	ω	t_{ω}	α	t_{α}
0	37.77	4.96	-0.01	-0.39	0.31	4.33	0.62	-5.33

Portanto, rejeita-se facilmente a hipótese de raiz unitária em favor da estacionariedade em torno de uma tendência quebrada em janeiro de 1990.

Argumenta-se usualmente que, apesar da aparente mudança ocorrida na PHR da indústria de transformação, a relevância do fenômeno estaria muito

⁹ É importante salientar que o tipo de exercício aqui proposto só é válido quando a escolha do momento da quebra é exógena aos dados, caso contrário, as distribuições assintóticas das estatísticas estimadas são diferentes das aqui utilizadas (para uma discussão a respeito ver Perron, 1993). No nosso caso, a seção 3.1 não deve ser vista como uma tentativa endógena de determinação do momento da quebra. As seções 3.1 e 3.2 são simplesmente evidências diferentes a respeito de um mesmo fenômeno, e a escolha da data (janeiro de 1990) foi determinada basicamente pelas mudanças no ambiente econômico discutidas na introdução. Prova disso é a evidência apresentada no Gráfico 2, que sugere fortemente que a mudança de patamar do coeficiente se deu em algum momento entre fevereiro e abril de 1990, e não em janeiro.

mais relacionada ao seu caráter setorial e, sendo assim, exigiria uma análise desagregada. Para responder a possíveis críticas nesse sentido, efetuamos o teste descrito nesta seção para os 16 gêneros da indústria de transformação para os quais dados relativos a produtividade podem ser obtidos, a partir do cruzamento dos dados da PIM - Produção Física e da PIM - Dados Gerais. As equações utilizadas estão sintetizadas na Tabela 5.

Tabela 5
Principais Estatísticas das Equações Estimadas para os Testes de Quebra Estrutural

Setor ^a	k	μ	t_{μ}	β	t_{β}	ω	t_{ω}	α	t_{α}^b
Alimentos	0	25.12	3.61	-0.01	-0.60	0.21	3.12	0.75	-4.06
Bebidas	7	13.15	1.50	0.16	1.95	0.14	1.21	0.73	-3.11
Borracha	0	50.33	5.25	-0.01	-0.27	0.23	2.48	0.54	-6.04
Mat. Comun.	0	43.51	4.81	-0.03	-0.74	0.55	4.58	0.59	-5.60
Farmacêutica	7	61.07	4.05	-0.20	-3.11	0.51	3.94	0.53	-4.18
Fumo	8	40.70	2.66	0.11	1.20	0.29	1.83	0.55	-3.32
Mecânica	4	20.47	2.68	-0.03	-0.80	0.18	2.27	0.82	-2.96
Metalúrgica	0	25.47	3.69	0.00	0.05	0.20	3.00	0.73	-4.22
M. Não-Met.	0	25.65	3.72	-0.01	-0.49	0.17	2.74	0.76	-4.08
Perf., Sab. e V.	0	9.97	1.01	0.54	4.02	0.28	1.63	0.55	-5.85
Mat. Plásticas	0	22.00	3.01	-0.04	-0.87	0.15	1.86	0.82	-3.50
Química	1	31.46	3.14	-0.01	-0.33	0.09	1.18	0.66	-3.79
Têxtil	0	27.55	3.47	-0.09	-2.39	0.17	2.54	0.80	-3.74
Mat. Transp.	1	48.16	4.00	-0.14	-2.28	0.50	3.67	0.58	-4.58
Vestuário	0	24.42	3.10	-0.11	-2.43	0.15	2.21	0.86	-3.21
Papel, Papelão	3	17.01	3.02	0.10	2.64	0.18	2.48	0.75	-3.84

Observações: a) $n = 126$ e $\lambda \approx 0.5$ para todos os setores.
b) A hipótese nula é $\alpha = 1$.

Os resultados básicos dos testes estão na Tabela 6.

Tabela 6
Resultados dos Testes de Raiz Unitária com Drift contra Estacionariedade em Torno de uma Tendência Quebrada em Janeiro de 1990

<i>Rejeitam raiz unitária ao nível de significância de 5% (valor crítico de -3.93):</i>	<i>Rejeitam raiz unitária ao nível de significância de 10% (valor crítico de -3.65):</i>	<i>Não rejeitam raiz unitária:</i>
- Alimentos; - Borracha; - Material de Comunicação; - Farmacêutica; - Metalúrgica; - Minerais Não-Metálicos; - Perfumes, Sabões e Velas; e - Material de Transporte.	- Química; - Têxtil; e - Papel e Papelão.	- Bebidas; - Fumo; - Mecânica; - Matérias Plásticas; e - Vestuário.

4. Análise dos Resultados

Todos os exercícios realizados para a indústria de transformação indicaram instabilidade no seu comportamento.

Na seção 3.1, as evidências mostram que as variações da produtividade horária passaram a responder mais fortemente às variações da utilização da capacidade a partir de 1990 e que a relação entre essas variáveis está longe de ser estável ao longo do período.

A seção 3.2 apresenta uma outra evidência em favor da transformação ocorrida: apesar da série de produtividade não rejeitar a hipótese de raiz unitária contra a alternativa de estacionariedade pura ou estacionariedade em torno de uma tendência, ela rejeita essa hipótese em favor da estacionariedade em torno de uma tendência quebrada em janeiro de 1990. Ou seja, aparentemente, o comportamento da produtividade sofreu uma transformação estrutural e exógena no início dos anos 90.

Todas as evidências agregadas são muito fortes, não restando dúvidas quanto à significância dos resultados em nenhum dos casos.

Quanto à análise setorial, dos 16 setores analisados, 8 rejeitaram a raiz unitária em favor da quebra estrutural ao nível de significância de 5%, 3 rejeitaram ao nível de significância de 10% e 5 não rejeitaram. Esse resultado pode parecer pouco robusto, já que 9 setores foram incapazes de corroborar a existência de uma transformação estrutural ao nível de significância de 5%, mas, como destaca Perron (1989, p. 1384), a baixa potência dos testes de raiz unitária contra hipóteses alternativas, quando os dados utilizados cobrem um curto período e têm frequência elevada, confere uma significância especial à eventual rejeição da hipótese nula¹⁰. Sendo assim, considerando que 11 setores mais a indústria de transformação como um todo indicaram a existência de uma mudança de inclinação na tendência da produtividade em janeiro de 1990, o resultado pode ser considerado bastante favorável à hipótese de que o processo estocástico seguido pela produtividade sofreu uma mudança exógena e permanente a partir da década de 90. Além disso, a estatística t do coeficiente ω atesta a relevância da variável *dummy* para quase todos os setores que rejeitaram a hipótese nula.

Além disso, na análise dos resultados é importante ter em mente exatamente o que está sendo testado e que características das séries podem levar à aceitação ou à rejeição da hipótese nula. O procedimento adotado testa a hipótese de raiz unitária com *drift* contra a alternativa de estacionariedade em torno de uma tendência que muda de inclinação no momento T. Sendo assim, a não estacionariedade da série, mesmo com uma tendência quebrada, pode levar à aceitação da hipótese nula num contexto no qual as hipóteses colocadas deveriam, na realidade, ser outras. O fato é que o teste pode estar aceitando a

¹⁰ Perron (1989) faz esse comentário num contexto de dados trimestrais com uma amplitude de 40 anos. A relevância do ponto em questão é ainda maior no caso deste trabalho, onde os dados são mensais e cobrem apenas 10.5 anos.

não estacionariedade da série, mesmo que a mudança na inclinação seja considerável.

5. Comentários Finais

De modo geral, o processo de determinação da produtividade horária na indústria brasileira parece realmente ter sofrido uma transformação de caráter estrutural no início dos anos 90. O claro salto do coeficiente de ΔUCI_t , a instabilidade dos coeficientes indicada pelo teste de Chow e a rejeição da hipótese de *random-walk* com *drift* em favor da hipótese de estacionariedade em torno de uma tendência que muda de inclinação em janeiro de 1990 para a maioria dos setores estudados sustentam o argumento básico desenvolvido. As evidências são de que a abertura da economia e suas consequências sobre a organização da produção nas firmas (em todos os sentidos) mudaram a relação entre o produto e o insumo trabalho. Apesar disso, essa transformação certamente ainda não se completou e o papel dos diferentes fatores apontados anteriormente não está suficientemente claro, merecendo uma discussão mais profunda e justificando o debate em curso.

6. Referências Bibliográficas

- AMADEO, Edward J. e GONZAGA, Gustavo. **Salário, produtividade e câmbio** - Uma análise do custo unitário do trabalho no Brasil (1985-95). Rio de Janeiro, 1995 (mimeo).
- AMADEO, Edward J. e SOARES, Rodrigo Reis. **Abertura, produtividade e organização industrial**: Bases para uma discussão sobre emprego industrial no Brasil. Rio de Janeiro, 1996 (mimeo).
- BANCO NACIONAL DE DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO E SOCIAL (BNDES). **Emprego, produtividade e salários na indústria brasileira**: Desempenho (1976-1992) e perspectivas para o futuro. Texto para discussão nº14, BNDES, Rio de Janeiro, 1993.
- BASU, Susanto. **Procyclical productivity: increasing returns or cyclical utilization?** NBER Working Paper nº 5336, Cambridge, 1995.
- CAMPBELL, John Y. e PERRON, Pierre. Pitfalls and opportunities: What macroeconomists should know about unit roots. in: BLANCHARD, Olivier Jean e FISCHER, Stanley (eds.). **NBER Macroeconomics Annual**. The MIT Press, Cambridge, 1991. p.141-201.
- CONSIDERA, Cláudio e VALADÃO, Lucília de Fátima Rocha. Produtividade e emprego: questões econômicas e estatísticas. **Boletim Conjuntural nº 31**. IPEA, Rio de Janeiro, outubro/95, p.35-37.

- ENGLE, Robert F. e YOO, Byung Sam. Forecasting and testing in co-integrated systems. *Journal of Econometrics*. v.35, 1987, 143-59. North-Holland.
- FEIJÓ, Carmem A. do V. C. e CARVALHO, Paulo Gonzaga M. de. **As causas do aumento da produtividade industrial nos anos recentes**: Comentário a Considera e Silva. Rio de Janeiro, 1994 (mimeo).
- GREENE, William H.. *Econometric analysis*. 2a ed.. Prentice-Hall, New Jersey, 1993.
- HAMILTON, James D.. *Time series analysis*. Princeton University Press, New Jersey, 1994.
- PASTORE, Afonso Celso e PINOTTI, Maria Cristina. Produtividade, emprego e paridade cambial. *Carta Econômica*. Banco Garantia, São Paulo, dezembro de 1994.
- PERRON, Pierre. The Great Crash, the oil shock prices, and the unit root hypothesis. *Econometrica*, Vol. 57, nº 6, november 1989, p.1361-1401.
- PERRON, Pierre. **Trend, unit root and structural change in macroeconomic time series**. Département de Sciences Economiques et C.R.D.E. - Université de Montréal (mimeo).
- PERRON, Pierre e VOLGELSANG, T.J.. The Great Crash, the oil shock prices and the unit root hypothesis: Erratum. *Econometrica*, Vol.61, no1, january 1993, p.248-249.

Textos para Discussão

- 0334 - AMADEO, E. J. Contra a inevitabilidade dos paradigmas. maio 1995. 30p.
- 0335 - AMADEO, E. J. ; CAMARGO, J. M. Regulations and flexibility of the labor market in Brazil. maio 1995. 43p.
- 0336 - GARCIA, M. G. P. O financiamento à infra-estrutura e a retomada do crescimento econômico sustentado. junho 1995. 22p.
- 0337 - WERNECK, R. L. F. The changing role of the state in Brazil. julho 1995. 19p.
- 0338 - AMADEO, E. J. International trade, outsourcing and labor: a view from the developing countries. agosto 1995. 38p.
- 0339 - TERRA, M. C. T. Openness and inflation: a new assessment. outubro 1995. 23p.
- 0340 - ABREU, M. P. , BEVILAQUA, Afonso S. Macroeconomic coordination and economic integration: lessons for a Western Hemisphere Free Trade Area, nov. 1995. 32p.
- 0341 - BEKAERT, g.; GARCIA, M.G. P. ; HARVEY, C.R. The contribution of speculators to effective financial markets. nov. 1995. 55p.
- 0342 -BEKAERT, g.; GARCIA, M.G. P. ; HARVEY, C.R. The role of capital markets in economic growth. nov. 1995. 53p.
- 0343 - TERRA, M. C. T. ; GONZAGA, G. Stabilization , volatility and the equilibrium real exchange rate. dez. 1995. 29p.
- 0344- BEVILAQUA, A. S. "Dual resource transfers and the secondary market price of developing countries' external debt". dez. 1995. 26p.
- 0345 - TERRA, M. C. T. The Brazilian debt renegotiation : a cure for overhang? dez. 1995. 16p.
- 0346 -BEVILAQUA , A. S. Dual resource transfers and interruptions in external debt service. dez. 1995 35p.
- 0347 - GONZAGA, G. ; SCANDIUZZI, J.C. "How does government wage policy affect wage bargaining in Brazil? " dez. 1995. 19p.
- 0348 - GONZAGA, G. "Educação, investimentos externos e crescimento economico: evidências empiricas" dez. 1995. 23p.
- 0349 - PERRON, P.; CATI, R. C.; GARCIA, M. G. P. Unit roots in the presence of abrupt governmental interventions with an application to Brazilian to Brazilian data. dez. 1995. 23p.
- 0350 - BONOMO, M. ; GARCIA, R. Infrequent information, optimal time and state dependent rules, and aggregate effects. dez. 1995. 41p.
- 0351 - CARNEIRO, D.D. Política monetária e a remonetização Pós Real. dez. 1995 24p.
- 0352 - BEVILAQUA , A. S. Public external debt and dual resource transfers. fev. 1996
- 0353 - AMADEO, E. J. ; PERÓ, V. Adjustment , stabilization and the structure of employment in Brazil. mar. 1996. 38p.
- 0354 - FRANCO, G. B. F. The Real Plan. abr. 1996. 16p.
- 0355 - GONZAGA, G. Rotatividade, qualidade do emprego e distribuição de renda no Brasil. abr. 1996. 26p.