

TRANSFORMAÇÕES ESTRUTURAIS DA PRODUTIVIDADE INDUSTRIAL BRASILEIRA ALGUMAS EVIDÊNCIAS RECONSIDERADAS*

*Eduardo Gonçalves***

Faculdade de Economia e Administração da Universidade Federal de Juiz de Fora

Av. Benjamin Constant, 790, Centro, CEP 36015-400, Juiz de Fora, MG, Brasil
e-mail: edugon@fea.ufjf.br

*Alexandre Sabino de Oliveira****

Faculdade de Economia e Administração da Universidade Federal de Juiz de Fora

Av. Benjamin Constant, 790, Centro, CEP 36015-400, Juiz de Fora, MG, Brasil
e-mail: alsabino@ig.com.br

RESUMO Este artigo faz uma revisão da literatura sobre o crescimento da produtividade do trabalho na indústria brasileira na década de 1990, enfatizando os impactos das mudanças econômicas do período do Plano Collor e do Plano Real sobre a produtividade. As características econométricas das séries de produtividade são analisadas através do teste de quebra estrutural, especificamente o teste de Perron. Aplica-se esse teste aos dados da Pesquisa Industrial Mensal do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Os resultados diferem de acordo com o setor industrial considerado e o momento em que ocorreu o ajuste estrutural na década de 1990.

Palavras-chave: produtividade industrial, quebra estrutural, Brasil

* Os autores agradecem o apoio do CNPq, FAPEMIG e da UFJF para a realização do trabalho.

** Professor assistente da FEA/UFJF.

*** Bolsista do CNPq (FEA/UFJF).

**STRUCTURAL CHANGES IN BRAZILIAN INDUSTRIAL PRODUCTIVITY:
A RECONSIDERATION OF SOME DATA**

ABSTRACT This paper is a review of the literature on labor productivity increase in the Brazilian manufacturing industry during the 1990s and emphasizes the impact on productivity caused by economic changes occurred under both Collor and Real economic plans. The econometric characteristics of various productivity series are analyzed by resorting to a structural break test, specifically the Perron test. This test is applied to data collected from the Monthly Industrial Survey conducted by the Brazilian Statistics Institute (IBGE). Results differ in accordance to each industrial sector considered and to the timing of structural adjustments made during the 1990s.

Key words: industrial productivity, structural break, Brazil

INTRODUÇÃO

A produtividade é definida como uma relação entre a quantidade produzida e os insumos utilizados no processo produtivo. Tanto os trabalhos que medem a produtividade total quanto a parcial possuem em comum a apresentação de um notável crescimento da produtividade industrial brasileira nos anos 90.

Embora haja extensa literatura sobre o aumento da produtividade industrial brasileira, poucos trabalhos se propuseram dar um tratamento econométrico para essas séries. Um dos objetivos deste trabalho é aplicar um teste de quebra estrutural, com determinação exógena do momento da quebra a partir da inspeção gráfica das séries. Através deste teste é possível conhecer os efeitos de transformações estruturais sobre o comportamento das séries no Brasil.

Além disso, a discussão sobre o momento exato da transformação estrutural em cada subsetor industrial é tema pouco explorado e sua importância pode ser justificada ao se constatar que a década de 1990 é marcada por dois conjuntos de fatos econômicos relevantes, aqueles vinculados ao Plano Collor e os relacionados ao Plano Real.

Implementado no início dos anos 90, o Plano Collor produziu forte recessão e inaugurou uma fase de aceleração da abertura comercial. As empresas foram forçadas a se ajustar através de demissões que ocorreram em maior proporção que a queda da produção e tiveram que se adaptar tecnologicamente para enfrentar maior concorrência externa. Redução de barreiras comerciais tarifárias e não tarifárias, dos níveis de produção e emprego e aumento das privatizações marcam esse período da economia brasileira.

Em meados da década de 1990, outro conjunto de mudanças econômicas ocorre a partir do Plano Real, que procurou acabar com o processo inflacionário mediante sobrevalorização cambial e altas taxas de juros. Além disso, houve continuidade do processo de privatizações e maior exposição da indústria nacional à concorrência externa. A continuidade do processo de abertura econômica esteve vinculada ao contexto macroeconômico e à política não tarifária do governo, como ausência de restrições ou mecanismos de controle sobre concorrência desleal em termos de preços, condições de financiamento e normas de qualidade do produtos importados (IEDI, 1998).

Logo, outro objetivo do presente artigo é verificar se o ajuste estrutural sofrido pela indústria teve padrão similar quanto à forma pela qual a produtividade foi afetada entre os gêneros industriais brasileiros e quanto ao momento em que tal ajuste ocorreu durante a década de 1990.

1. EVOLUÇÃO DA PRODUTIVIDADE INDUSTRIAL BRASILEIRA

A relação entre transformações estruturais na década de 1990 e aumento da produtividade foi enfatizada por diversos autores — ver, por exemplo, Feijó e Carvalho (1994), Amadeo e Soares (1996), Cacciamali e Bezerra (1997), Salm *et alii* (1997), Sabóia e Carvalho (1997) e, mais recentemente, Rossi Júnior e Ferreira (1999) e Feijó e Carvalho (1999).

Esses autores enfatizam como causas do aumento da produtividade a abertura comercial juntamente com o uso de inovações organizacionais e tecnológicas. Amadeo e Soares (1996) mostraram a ocorrência de uma quebra estrutural no comportamento da produtividade no início de 1990. A explicação reside na “adoção sistemática de políticas de abertura comercial, com eliminação de barreiras não tarifárias, redução de tarifas e sobretaxas e simplificação dos impostos sobre importações”. Esses acontecimentos teriam exposto a indústria nacional a uma maior concorrência externa, ocasionando elevação da produtividade.

Haguenauer *et alii* (2001) destacam que a combinação de abertura econômica, forte recessão e privatizações no início da década de 1990 fez com que as empresas empreendessem ajustes, embora defensivos, que aumentaram sobremaneira a produtividade. Esse aumento da produtividade se deu mediante redução de pessoal, maior eficiência do processo produtivo (inovações organizacionais e melhoria dos sistemas de qualidade), terceirização, especialização no negócio central da empresa e importação de insumos. A retomada do crescimento a partir de 1993 foi caracterizada por novo esforço para o aumento da produtividade ao lado de maiores importações de equipamentos.

Salm *et alii* (1997) assinalam a associação positiva obtida entre a difusão de várias técnicas e métodos e os índices de produtividade, destacando os seguintes: fabricação *just in time*, aquisição de equipamentos automáticos, sistemas CAM, CAD e Kanban, trabalho em grupo, uso de minifábricas, gestão da qualidade total, ISO-9000, terceirização e programas de P&D.

Rossi Júnior e Ferreira (1999) reforçam as conclusões de que, a partir de 1990, “houve uma mudança estrutural da economia com ganhos generalizados de produtividade”. Em segundo lugar, destacam que “o processo de abertura pode ser definido como um dos principais causadores dos ganhos de produtividade”, o que aliás é coerente com a evidência internacional, dada a revisão da literatura dos autores.

2. DESCRIÇÃO DA BASE DE DADOS E METODOLOGIA

2.1 A base de dados

Os dados de produtividade utilizados compreendem o período de janeiro de 1985 a outubro de 2000, sendo obtidos a partir das séries de produção física e de pessoal ocupado ligado à produção do IBGE – conceito de produtividade-homem.¹ A primeira é oriunda da Pesquisa Industrial Mensal – Produção Física (PIM-PF) e a segunda pertence à Pesquisa Industrial Mensal – Dados Gerais (PIM-DG). Embora amplamente utilizadas, as séries do IBGE que deram origem à medida de produtividade testada pelos modelos econométricos deste trabalho são muitas vezes questionadas por causa dos problemas associados à representatividade amostral e à metodologia de cálculo, que requerem cuidado na interpretação dos resultados, ainda que considerações favoráveis a estas bases de dados sejam realizadas frequentemente.

São levantadas dúvidas sobre a precisão dos índices de produtividade porque estes não estariam captando as seguintes mudanças econômicas: crescimento da economia informal, aumento da terceirização e trajetórias diferentes da produção física e valor da produção real, comprometendo a utilização da produção física como *proxy* do valor agregado.²

Alguns estudos, no entanto, confirmam a validade das estatísticas da PIM-PF e da PIM-DG. Dois destes são o de Feijó e Carvalho (1999) e o de Bonelli e Fonseca (1998), que comparam as estatísticas de emprego da PIM-DG com a Pesquisa Mensal de Emprego (PME) e demonstram que as taxas de variação acumuladas entre 1990 e 1996 são semelhantes. Assim, concluem que as séries de emprego da PME e PIM-DG são consistentes, “não estando os resultados desta última comprometidos na sua qualidade devido à transformação da economia”. Esta mesma comparação, realizada por Sabóia e Carvalho (1997), levaria os autores a classificarem como equivocado

o uso do argumento da maior informalização da economia para desqualificar a PIM-DG.

O aumento da terceirização distorceria os índices do IBGE porque sua pesquisa registraria decréscimo do emprego industrial, embora os trabalhadores continuassem no mesmo local, agora trabalhando para outra empresa. Há dois contra-argumentos que rebatem esta crítica (Sabóia e Carvalho, 1997; Cacciamali e Bezera, 1997; Bonelli e Fonseca, 1998; Rossi Júnior e Ferreira, 1999; Feijó e Carvalho, 1999).

Primeiro, deve-se ressaltar que o pessoal ocupado da PIM-DG está ligado à produção, enquanto que notoriamente a terceirização foi um fenômeno mais intenso nas atividades não diretamente ligadas ao processo produtivo, como os serviços (restaurante, segurança, transporte, assistência médica etc.). Segundo, destaca-se que ainda é reduzido o número de empresas (9%) que utiliza a terceirização em médio e alto graus (BNDES/CNI/SEBRAE, 1996).

Feijó e Carvalho (1999), com base em Considera (1998), mostraram que, no período 1990-1996, o valor da produção real aumentou 17,7% e o valor agregado real 17%, o que permite concluir que a relação valor agregado (VA)/valor da produção (VP) praticamente manteve-se constante para o total da indústria. Esse fato também conduz à idéia de que a penetração de importações não desencadeou um processo de desindustrialização, ainda que a penetração das importações no total do valor da produção tenha se elevado. Segundo Feijó e Carvalho (1999), “apesar do envelhecimento da amostra e do seu distanciamento da base de ponderação, o índice de *quantum* continua sendo uma boa *proxy* da variação no curto prazo do valor agregado real para a indústria como um todo, sendo uma das razões disso a estabilidade da relação VA/VP”.

2.2 Metodologia: testes de raiz unitária e de Perron

Enders (1995) apresenta três modelos que são usados para o teste de raiz unitária:

$$\Delta y_t = \alpha_1 + \gamma y_{t-1} + \alpha_2 T + \sum_{i=1}^K \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (\text{modelo 1})$$

$$\Delta y_t = \alpha_1 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^K \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (\text{modelo 2})$$

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^K \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (\text{modelo 3})$$

A diferença entre os modelos 2 e 3 é a presença do intercepto, enquanto o modelo 1 apresenta, além do intercepto (1), o termo de tendência determinística (T).

Como destacam Holden e Perman (1994), se os dados são gerados de acordo com o modelo 1, com $\gamma = 1$ e $\alpha_2 \neq 0$, diz-se que y_t é um passeio aleatório sobre uma tendência não-linear (*random walk about a non-linear time trend*). Se os dados são gerados pelo modelo 2, com $\gamma = 1$ e $\alpha_1 \neq 0$, então y_t é integrado de um e representa um passeio aleatório com intercepto (*random walk with non-zero drift*). De acordo com o Modelo 3, com $\gamma = 1$, então pode-se dizer que y_t é integrado de ordem um e é um passeio aleatório sem intercepto (*random walk without drift*).

Enders (1995) destaca que a presença de parâmetros adicionais na estimação do modelo 1 reduz o grau de liberdade e o poder do teste, fazendo o analista concluir pela não-estacionaridade da série. Isto significa a possibilidade de concluir que os dados contêm raiz unitária quando esta não existe de fato. O autor propõe um procedimento que se baseia inicialmente na estimação do modelo menos restritivo (1) até a estimação do mais restritivo (3).

A importância de verificar a existência de raízes unitárias em séries temporais está relacionada às seguintes implicações econométricas e econômicas quando se nota a presença de raiz unitária:

- (1) As estatísticas do modelo de regressão que usam essas médias e variâncias são também dependentes do tempo, não convergindo para seus verdadeiros valores à medida que aumenta o tamanho da amostra. Rocha e Teixeira (1996) destacam que variáveis não-estacionárias possuem variância infinita e não se podem basear nas estatísticas t , R^2 e F . Os testes de hipótese seriam viesados no sentido de que haveria um viés para baixo no desvio-padrão dos parâmetros estimados da regressão, induzindo ao chamado erro do tipo I e aumentando as estatísticas R^2 e F .
- (2) A principal consequência econômica quando há raiz unitária numa série temporal é que os choques aleatórios possuem um efeito permanente sobre a série, ou seja, as flutuações não são transitórias (Holden e Perman, 1994; Perron, 1994). A inexistência de raiz unitária garante que o impacto de qualquer choque se torne cada vez menor com o decorrer do tempo.

Embora bastante utilizado, o procedimento descrito por Dickey-Fuller não é suficiente quando ocorrem mudanças estruturais na série. Esses testes estatísticos são viesados para a aceitação da hipótese nula, ou da presença de raiz unitária nos dados. Segundo Perron (1989), a maioria das séries macroeconômicas não é caracterizada pela presença de raiz unitária, ao contrário de conclusões de trabalhos anteriores, como o de Nelson e Plosser (1982). Essas variáveis são, portanto, estacionárias ao redor de uma tendência que sofre uma mudança estrutural.

Com base em Perron (1989, 1994), foi utilizado o modelo abaixo, o qual considera a possibilidade de mudança de inclinação:

$$\text{Modelo de Perron: } y_t = \alpha_1 + \beta_1 T + \beta_2 DT^* + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^K c_i \Delta y_{t-i} + e_t$$

onde:

α_1 = intercepto;

β_1 = coeficiente da tendência;

β_2 = *dummy* que mede mudanças de inclinação;

c_i = polinômio de médias móveis, cujo objetivo é retirar a correlação serial;

DT^* = *dummy* de inclinação, sendo igual a $t - TB$ quando $t > TB$ e zero para outros períodos.

O modelo usado, denominado *breaking slope with no crash*, é empregado nas séries que apresentam variação da inclinação. Esse modelo 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 de seu nível.

Os valores críticos para a decisão de rejeição da hipótese nula foram calculados por Perron, os quais dependem também da posição relativa da quebra estrutural dentro da amostra, ou seja: $\lambda = TB/T$, onde TB é o número de observações até o ano específico em que ocorreu a quebra e T é o tamanho da amostra. Por outro lado, a rejeição da hipótese de raiz unitária permite que se utilize o teste padrão com base nas estatísticas *t-student* para a tendência, as mudanças de inclinação e o intercepto, pois nesse caso suas distribuições são normalmente assintóticas.

De acordo com Perron (1989, 1994) e Baptista (1997), é possível observar os seguintes resultados:

- (a) $\gamma = 1$: a série segue um passeio aleatório;
- (b) $\gamma \neq 1$: a série apresenta comportamento determinístico;
- (c) $\beta_1 \neq 0$: a série apresenta tendência determinística até a mudança estrutural;
- (d) $\beta_1 = 0$: a série não apresenta tendência até a quebra;
- (e) $\beta_2 \neq 0$: a série apresenta uma mudança na inclinação da tendência após o período de quebra estrutural. Se $\beta_2 > 0$ (< 0), a série é crescente (decrecente) após a quebra estrutural.

Enders (1995) afirma que um problema em relação a tais modelos é encontrar um tamanho apropriado para a defasagem k . A inclusão de muitas defasagens reduz o poder do teste para rejeitar a hipótese nula, visto que a utilização de muitas defasagens necessita de parâmetros adicionais, causando uma perda dos graus de liberdade do teste. Quando o poder do teste é reduzido, o pesquisador pode concluir indevidamente que o processo gerador de dados contém raiz unitária. Por outro lado, defasagens pequenas não são apropriadas para que γ e seu erro-padrão sejam bem estimados.³

A determinação do número de defasagens — tanto nos modelos de Dickey-Fuller Aumentado quanto nos modelos de quebra estrutural de Perron — deve ser cuidadosa, pois afeta o diagnóstico de raiz unitária. Seguiu-se a sugestão de Campbell e Perron (1991), que se baseia inicialmente na escolha *a priori* de um k máximo. O número de defasagens foi definido a partir do nível de significância de 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 em 10%.⁴ No caso dos modelos de quebra estrutural, decidiu-se o tamanho de *lag* apropriado através do procedimento acima e verificou-se a estatística Q de Box e Pierce, para testar a hipótese de os resíduos serem “ruído branco”.

Embora existam testes que determinam de forma endógena a quebra estrutural, a escolha exógena da quebra é procedimento válido se essas datas estão relacionadas a eventos que possuem reconhecidos impactos sobre a série analisada (Perron, 1997). Neste trabalho, considera-se que as medidas econômicas adotadas e as transformações estruturais que se seguiram aos planos Collor e Real são impactos suficientes para justificar a determinação exógena da quebra estrutural. Ao lado disso, a inspeção visual da série é importante instrumento para detectar o momento de quebra, permitindo que

a escolha *a priori* do momento de quebra seja uma primeira aproximação válida do problema.

3. DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

Através da tabela 1, verifica-se que é possível rejeitar a raiz unitária em quase todas as séries com a especificação do teste de Dickey-Fuller que não possui intercepto nem tendência (modelo mais restritivo), exceto nos casos da indústria farmacêutica, fumo, material de transporte, papel, plásticos e têxtil. O setor papel e papelão parece ser melhor modelado com intercepto e tendência, uma vez que neste caso foi possível rejeitar a raiz unitária, ainda que no nível de 10% de significância.

O aumento dos números de casos de rejeição da hipótese nula quando o modelo mais restritivo é usado indica presença de regressores demais no modelo, o que reduz o grau de liberdade e o poder do teste. Isso ocorre porque regressores extras aumentam, em termos absolutos, os valores críticos, dificultando a rejeição da hipótese nula (Enders, 1995). A estacionariedade dessas séries só poderá ser confirmada aplicando-se os testes de quebra estrutural.

A partir da visualização gráfica das séries (Anexo A), não se considerou necessário o uso de outros modelos de Perron, a não ser o que permite avaliar a raiz unitária quando a tendência muda de inclinação e os dois segmentos da série permanecem unidos pelo ponto de quebra. A única série que não foi modelada pela metodologia de Perron foi a Indústria Extrativa Mineral. Nesta, aplicou-se somente o teste de Dickey-Fuller Aumentado, já que nenhuma quebra estrutural foi observada a partir da visualização gráfica (Anexo A).

A tabela 2 informa que nas séries da indústria farmacêutica, de transformação, mecânica (quebra em outubro de 1992), metalúrgica (quebra em abril de 1990) e papel e papelão foi possível rejeitar a hipótese de raiz unitária no nível de 1% de significância.⁵

Nos casos das indústrias de material de transporte e mecânica (quebra em outubro de 1995) e vestuário, calçados e artigos de tecido, rejeitou-se a hipótese nula nos níveis de 5%, nas duas primeiras indústrias, e 10%, na última. Nos outros casos, em que as séries são passeios aleatórios porque não foi possível rejeitar a raiz unitária, choques sofridos pelas séries possuem efeitos permanentes, que não se dissipam com o tempo. Assim, nas indústrias de alimentos, bebidas, borracha, fumo, material elétrico e de comuni-

Tabela 1: Testes de Dickey-Fuller Aumentado nas séries de produtividade industrial do Brasil

Setores	Modelo com			Modelo com			Modelo sem		
	intercepto e tendência			intercepto e sem tendência			intercepto e tendência		
	γ	$t\gamma$	k	γ	$t\gamma$	k	γ	$t\gamma$	k
alimento	-0,1940	-2,98	12	0,0025	0,13	12	0,0017	1,85***	12
bebida	0,2247	-2,59	10	0,0047	0,23	10	0,0031	2,45**	10
borracha	-0,0537	-1,16	9	0,0251	1,02	9	0,0033	2,43**	9
farmacêutica	-0,1018	-1,76	8	0,0880	-1,55	8	0,0005	0,33	8
fumo	0,2093	-1,46	11	-0,0594	-1,38	11	0,0029	1,41	11
ind. transf.	0,0690	-1,80	8	0,0175	1,27	8	0,0025	3,24*	8
ind. extr. min.	-0,2358	-3,18***	6	0,0073	1,02	6	0,0066	6,25*	6
mat. elet./ comun.	-0,0986	-1,88	8	0,0050	0,31	8	0,0034	2,93*	8
mat. transporte	-0,1299	-2,09	10	0,0174	0,52	10	0,0027	0,51	10
mecânica	-0,0542	-1,33	8	0,0102	0,50	8	0,0020	1,97*	8
metalúrgica	-0,0741	-1,82	8	0,0179	1,14	8	0,0019	2,53**	8
min. não-metálicos	-0,0615	-1,97	7	0,0020	0,15	7	0,0013	1,87**	7
papel e papelão	-0,1313	-3,41***	1	-0,0082	0,71	7	0,0082	0,71	7
perfume, sabão, veia	-0,2723	-2,19	12	-0,0019	1,2		0,0030	1,80***	12
plásticos	-0,0765	2,09	6	0,0140	0,63	6	0,0010	0,91	6
química	-0,1033	-1,92	10	0,0244	1,18	10	0,0036	3,09*	10
têxtil	-0,0818	-2,15	12	0,0194	0,95	12	0,0017	1,59	12
vest., calçados, art. tec.	-0,0658	-1,56	12	0,0173	0,79	12	0,0018	1,87***	12

Obs.: Os valores críticos de Mackinnon para rejeição de H_0 , ao nível de significância de 1%, 5% e 10% são, respectivamente, -4,01, -3,44 e -3,14 no modelo com Intercepto e Tendência, -3,47, -2,88 e -2,58 no modelo com Intercepto e sem Tendência, e -2,58, -1,94 e -1,62 no modelo sem Intercepto e Tendência.

*Significativo ao nível de 1%. **Significativo ao nível de 5%. ***Significativo ao nível de 10%.

cação, metalúrgica (quebra em 1995), minerais não-metálicos, perfume, sabões e velas, plásticos, química e têxtil, não é possível afirmar que os choques sofridos pela economia brasileira produziram uma trajetória determinística crescente para a produtividade desses setores.

O Anexo A revela que as séries analisadas são, de forma geral, bem-comportadas, o que facilitou a escolha do momento de quebra. Porém, em alguns casos, a análise gráfica sugeriu duas possíveis quebras estruturais: mecânica, metalúrgica e têxtil. Na mecânica, os resultados permitem rejeitar a raiz unitária, seja a quebra testada em 1992 ou em 1995. No caso da metalúrgica, apenas rejeita-se a raiz unitária num modelo, enquanto que no caso da indústria têxtil isso não ocorre em nenhum teste. As estatísticas Q da tabela 2 demonstram que não é possível rejeitar a hipótese nula de que os resíduos das regressões são “ruído branco”, indicando ausência do problema de

correlação serial, uma vez que as estatísticas calculadas são menores que o valor da estatística Q tabelada que segue distribuição χ^2 com 40 graus de liberdade (= 55,76).

Nos setores em que houve a rejeição da raiz unitária, é possível identificar padrões de trajetórias determinísticas. Usando o teste t padrão para os demais parâmetros do modelo, os setores farmacêutica, de transformação, material de transporte, metalúrgica — quebra em 1990 — e vestuário apresentam *dummies* de inclinação positivas e significativas. Nesses setores, as quebras estruturais, que ocorreram entre 1990 e 1992, inverteram as tendências determinísticas das séries que eram negativas antes da quebra. Todas essas séries, nas quais se rejeitou a raiz unitária, apresentam também

Tabela 2: Testes de quebra estrutural nas séries de produtividade do Brasil^a

Setor ^b	TB	k	γ	α_1	$t_{\alpha 1}$	β_1	$t_{\beta 1}$	β_2	$t_{\beta 2}$	γ	t_{γ}	Q
alimentos	1990:05	12	0,34	2,15	2,60	0,0004	0,92	0,0020	1,68	0,53	-2,65	32,68
bebidas	1992:04	10	0,46	1,92	3,60	0,0014	3,00	0,0015	2,45	0,58	-3,59	26,37
borracha	1994:04	9	0,59	1,16	1,73	0,0004	1,78	0,0022	1,46	0,75	-1,75	18,52
farmacêutica	1992:12	3	0,50	2,34	6,32	-0,0016	-4,50	0,0037	5,12	0,50	-6,32	44,09
fumo	1997:02	11	0,77	2,18	2,96	0,0025	2,97	-0,0043	-3,14	0,52	-2,94	19,36
ind. transf.	1990:04	8	0,34	2,30	4,60	0,0007	2,13	0,0039	4,22	0,52	-4,61*	37,12
mat. elétrico comun.	1990:04	10	0,34	0,64	1,60	0,0007	1,47	0,0004	0,50	0,86	-1,65	35,68
mat. transp.	1990:04	8	0,34	2,28	4,19	0,0021	-2,48	0,0056	3,59	0,51	-4,22**	45,85
mecânica	1992:10	3	0,43	1,59	5,74	4,41E-05	-0,23	0,0027	4,85	0,66	-5,69*	38,63
	1995:10	2	0,68	0,89	4,07	0,004	2,29	0,0014	2,78	0,81	-4,07**	45,24
metalúrgica	1990:04	0	0,34	1,74	6,68	-0,0004	-1,63	0,0026	5,31	0,62	-6,71*	49,99
	1995:09	8	0,68	0,54	2,13	0,0005	2,67	0,0005	1,21	0,88	2,15	35,78
minerais	1990:04	7	0,34	0,86	3,14	-0,0003	-0,98	0,0014	2,47	0,82	-3,16	36,38
não-met.												
papel e papelão	1990:04	9	0,34	2,42	5,32	0,0004	1,78	0,0027	4,50	0,47	-5,33*	43,87
perfume	1991:12	12	0,44	2,44	3,10	0,0005	1,11	0,0019	2,17	0,48	-3,10	19,42
sabão, vela												
plásticos	1994:07	6	0,60	0,86	2,61	0,0002	1,10	0,0015	1,83	0,81	-2,64	43,73
química	1992:05	10	0,47	1,96	2,06	0,0006	2,43	0,0025	1,64	0,57	-2,08	27,23
têxtil	1990:04	12	0,34	1,66	3,50	-0,0013	-1,95	0,0037	2,96	0,64	-3,56	44,13
	1995:08	12	0,67	0,67	2,46	0,0006	3,24	0,0010	1,53	0,84	-2,54	44,10
vestuário	1991:12	12	0,44	2,21	3,73	-0,0005	-1,62	0,0035	3,41	0,52	-3,75***	45,43
cal., art. tec.												

Obs.: a) Modelo: $y_t = \alpha_0 + \beta_1 T + \beta_2 D1^* + \lambda y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$. *Significativo ao nível de 1%, **Significativo ao nível de 5%,

b) N = 190.

***Significativo ao nível de 10%.

c) A hipótese nula é $\gamma = 1$.

A estatística Q - $\chi^2_{40} = 55,76$. TB refere-se ao momento de quebra da série.

