

MUDANÇA CÍCLICA *VERSUS* MUDANÇA ESTRUTURAL: UMA ANÁLISE DA PRODUTIVIDADE DA MÃO-DE-OBRA NA INDÚSTRIA BRASILEIRA

Antônio Fialho Galvão Júnior

Da University of Illinois e do Centro de Pesquisa em Economia Internacional (Cepe)

Fábio Augusto Reis Gomes

Da Escola de Governo da Fundação João Pinheiro de Minas Gerais e do Cepe

Márcio Antônio Salvato

Da Pontifícia Universidade Católica de Minas Gerais (PUC-MG) e do Cepe

Este artigo analisa duas diferentes explicações sobre a evolução recente da produtividade da mão-de-obra brasileira. Enquanto a primeira sugere que o aumento da produtividade verificado no início da década de 1990 se deve a fatores cíclicos, a segunda propõe que tal aumento se deve a um choque estrutural: a abertura comercial. Desenvolvemos então uma nova abordagem econométrica, baseada em testes de mudança estrutural endógena, para avaliar a aderência aos dados dessas explicações. Encontramos evidências de que a indústria como um todo e 14 de seus 16 gêneros apresentam uma mudança estrutural, cuja data varia entre maio de 1987 e abril de 1994. Portanto, não rejeitamos a hipótese de que a abertura comercial teve um impacto crucial sobre a evolução da produtividade brasileira.

1 INTRODUÇÃO

O aumento da produtividade brasileira ocorrido no início dos anos 1990 impulsionou uma série de artigos que discutem suas possíveis causas. Basicamente, existem duas explicações concorrentes. A primeira sugere que a produtividade é cíclica, estando sujeita às oscilações da economia. Dessa maneira, a recessão do início da década de 1990 seria a causa do aumento da produtividade verificado nesse período. A segunda propõe que apenas fatores cíclicos não justificam o comportamento da produtividade e que, de fato, teria ocorrido uma mudança estrutural, provavelmente devido à abertura comercial. Essa segunda explicação é baseada em uma extensa literatura teórica, segundo a qual a abertura comercial resulta em ganhos de produtividade, além de aumentos de bem-estar [Romer (1990) e Melitz (2004)].

O objetivo deste artigo é avaliar a evolução da produtividade da mão-de-obra da indústria brasileira, confrontando essas duas correntes teóricas. Mais especificamente, investiga-se se existem ou não evidências a favor de quebras estruturais na produtividade, tanto na série agregada quanto nos gêneros da indústria, no período de janeiro de 1985 a maio de 2000. Ao contrário de artigos anteriores, como Amadeo e Soares (1996) e Ferreira e Guillén (2004), utilizaremos testes econométricos que identificam a data da possível quebra estrutural endogenamente.

Amadeo e Soares (1996) investigam essa questão através de um teste de raiz unitária com seleção exógena do ano da quebra estrutural. Porém, aqui, utilizaremos tal teste apenas como pré-teste, uma vez que estamos interessados em saber se a

produtividade é cíclica ou se ela é cíclica em torno de uma tendência quebrada, e em ambos os casos assumimos que a produtividade é não-integrada. Posteriormente, utilizamos a metodologia proposta por Vogelsang (1997), que identifica a data da quebra estrutural endogenamente.

Ferreira e Guillén (2004) também investigam o impacto da abertura comercial sobre a produtividade da indústria brasileira como um todo e por gênero, escolhendo exogenamente a data da possível mudança estrutural. Isso é feito em um modelo com dados em painel através de uma variável *dummy* que assume valor 1 entre 1985 e 1990 e 0 posteriormente. Com isso, esses autores concluem que apenas 7 dos 16 gêneros da indústria apresentam mudança estrutural em sua produtividade, devido à abertura comercial.¹

Ao utilizar então uma metodologia econométrica, que seleciona endogenamente o ano da quebra estrutural, obtemos os seguintes resultados: *a*) os testes de raiz unitária com quebra estrutural sugerem que a série da produtividade da mão-de-obra da indústria de transformação brasileira é não-integrada e, com relação aos dados desagregados, para 14 de seus 16 gêneros obteve-se o mesmo resultado; *b*) estimamos que a série agregada apresenta uma quebra estrutural em fevereiro de 1990 e que, dos 14 gêneros não-integrados, todos apresentam quebra estrutural, com datas variando entre maio de 1987 e abril de 1994; *c*) estimamos intervalos de confiança para as datas de quebra estrutural estreitos e com pouca interseção, o que corrobora a existência de uma grande variabilidade nessas datas; e *d*) a hipótese de que a produtividade cíclica não é validada pela evidência empírica. Esses resultados evidenciam a contribuição deste artigo: ao realizarmos um teste de quebra estrutural endógena, concluímos que, para a indústria como um todo e para a maioria de seus gêneros, não se pode rejeitar a hipótese de mudança estrutural. Além disso, a imensa dispersão identificada nas datas de quebra estrutural para os gêneros da indústria sugere que o resultado de Ferreira e Guillén (2004) de que apenas sete gêneros sofrem uma mudança estrutural é devido a um erro de especificação. Ou seja, a seleção exógena da data da quebra estrutural logo após as reformas dos anos 1990 é uma hipótese não razoável para vários gêneros.

Do ponto de vista econométrico, a evidência encontrada de mudança estrutural em várias séries de produtividade é apenas uma condição necessária para a validação da hipótese de que a abertura comercial teve impacto permanente sobre a economia, ou seja, esta não é uma condição suficiente para validar tal hipótese, pois a quebra estrutural pode ser devida a qualquer outro choque exógeno. Contudo, como é exaustivamente discutido por Pinheiro e Almeida (1994), Kume (1998), Ferreira e Rossi Jr. (1999 e 2003), Kume, Piani e Souza (2000) e Ferreira e Guillén (2004), o processo de abertura comercial brasileiro, iniciado pelas reformas tarifárias

1. Ferreira e Guillén (2004) utilizam como medida de produtividade a produtividade total dos fatores.

de 1988, ocorreu de forma rápida, constituindo-se em uma mudança estrutural extremamente relevante. Além disso, existe uma larga literatura teórica mostrando como tais reformas podem culminar em aumento de produtividade da mão-de-obra [ver Romer (1990) e Melitz (2004)]. De fato, a existência, nesse período, de outros choques exógenos de magnitude similar à abertura comercial é bastante questionável. Portanto, sugere-se que a abertura comercial deve ser um fator preponderante para explicar o comportamento da produtividade da indústria brasileira no período em análise.

O trabalho está organizado em cinco seções, além desta introdução. A Seção 2 comenta a literatura para o caso brasileiro. A Seção 3 faz um breve resumo de evidências empíricas sobre a liberalização comercial. A Seção 4 apresenta a metodologia econométrica, a base de dados utilizada e os resultados. Por fim, a Seção 5 apresenta as conclusões.

2 MUDANÇA CÍCLICA *VERSUS* MUDANÇA ESTRUTURAL

Analisando a evolução da produtividade da indústria de transformação brasileira podem-se identificar duas fases bem distintas: entre 1985 e 1990, estagnação, e na década de 1990, crescimento. A literatura sugere duas explicações para o aumento da produtividade observado na década de 1990. A primeira considera que ocorreu uma mudança estrutural na economia brasileira no início da década, provavelmente devido à abertura comercial [ver Ferreira e Rossi Jr. (1999), Bonelli e Fonseca (1998), Feijó e Carvalho (1994) e Amadeo e Soares (1996)]. A segunda considera que o aumento da produtividade se deve à recessão nesse período, uma vez que a produtividade seria determinada apenas pelas flutuações cíclicas da economia [Considera (1995) e Silva *et alii* (1993)].

Feijó e Carvalho (1994) argumentam que o processo de abertura comercial vivenciado pela economia brasileira no início dos anos 1990 gerou um novo paradigma tecnológico-gerencial que explica a mudança de tendência do crescimento da produtividade. Além disso, essa mudança se deu de maneira generalizada entre os setores, não ficando restrita aos setores com maior exposição à competição externa. Nesse sentido, Ferreira e Rossi Jr. (1999) destacam como um dos principais indicadores da modernização industrial o aumento da aquisição de máquinas e equipamentos importados, que chegou a 90% em 1995. Esse fato deve estar ligado à considerável queda das tarifas de importação de insumos ocorrida em 1994, que foi potencializada pela valorização da moeda nacional advinda do Plano Real.

Por outro lado, Silva *et alii* (1993) consideram que o aumento de produtividade está vinculado a aspectos puramente cíclicos, devido basicamente à recessão do início da década, sugerindo que o movimento contrário se observaria quando a economia retomasse o crescimento. Para esses autores, não se observa mudança

estrutural no período porque a mola que impulsiona tais mudanças está sustentada nos gastos em investimento que tiveram taxas declinantes no período. Nesse sentido, Considera (1995) argumenta que a recessão do início da década de 1990 levou a um fechamento de empresas com baixa produtividade, de modo que a eficiência do sistema aumentou. Enfim, a produtividade teria um comportamento contracíclico.

Os trabalhos mais recentes de Ferreira e Rossi Jr. (1999), Bonelli e Fonseca (1998) e Amadeo e Soares (1996) observam que a produtividade da mão-de-obra e a produtividade total dos fatores apresentaram durante toda a década de 1990 uma forte tendência de crescimento, mesmo com a recuperação da atividade econômica no período pós-Plano Real. Assim, embora o processo recessivo possa ter colaborado para o aumento da produtividade, necessariamente fatores estruturais afetaram a eficiência da indústria brasileira. Postula-se, então, que o processo de abertura comercial denotado pela redução de tarifas e sobretaxas, simplificação dos impostos sobre importação e eliminação de barreiras não-alfandegárias culminou em transformações na evolução da produtividade da indústria. De fato, a maior concorrência externa levou à adoção de novas tecnologias e métodos organizacionais, terceirização de parte do emprego e substituição de insumos.

Em particular, Amadeo e Soares (1996) investigam a existência de quebra estrutural através de um teste de raiz unitária com seleção exógena da data da mudança estrutural. Os autores mostram que não se pode rejeitar a hipótese de que a produtividade da mão-de-obra da indústria e de oito de seus gêneros é estacionária em torno de uma tendência quebrada, no nível de significância de 5%, quando a data da quebra estrutural escolhida é janeiro de 1990. Segundo os autores, esse resultado corrobora a idéia de que ocorreu uma mudança estrutural nessas séries de produtividade. No entanto, essa metodologia pode ser questionada se o objetivo é avaliar qual das duas correntes teóricas citadas encontra respaldo nos dados. Se a produtividade apresenta apenas mudanças cíclicas, ela é estacionária. Caso a produtividade apresente mudança estrutural, ela é estacionária em torno de uma tendência quebrada. Nesse sentido, um teste de hipótese adequado seria do tipo:

$$H_0: \text{Estacionária}; \quad (1)$$

$$H_A: \text{Estacionária em torno de uma tendência quebrada.}$$

No entanto, um teste de raiz unitária com quebra estrutural consiste no seguinte teste de hipótese:

$$H_0: \text{Integrada;} \quad (2)$$

H_A : Estacionária em torno de uma tendência quebrada.

No teste que entendemos ser adequado, tanto sob a hipótese nula quanto sob a hipótese alternativa, admite-se que a série não é integrada, ao contrário do teste de raiz unitária que investiga justamente essa questão. Daí evidencia-se qual é a utilidade do teste de raiz unitária: ser usado como pré-teste. Como discutido na seção seguinte, para realizar o teste de hipótese (1) utilizamos a metodologia proposta por Vogelsang (1997). Esse autor apresenta uma metodologia para estimar e fazer inferência sobre quebras estruturais, aplicáveis a séries $I(0)$.² Nessa metodologia, a data da quebra estrutural é escolhida endogenamente.

Ferreira e Guillén (2004) também investigam o impacto da abertura comercial sobre a produtividade da indústria brasileira, considerando a possibilidade de ter ocorrido uma mudança estrutural nessa variável. Esses autores consideraram um modelo com dados em painel com 16 gêneros da indústria de transformação brasileira. A análise de mudança estrutural foi feita através de uma variável *dummy* que assume valor 1 entre 1985 e 1990 e 0 daí em diante. Enfim, os autores concluem que apenas 7 dos 16 gêneros da indústria apresentam uma mudança estrutural, no nível de significância de 5%, quando se permite que o coeficiente da *dummy* seja particular para cada gênero da indústria. Ao impor que esse coeficiente seja o mesmo para todos os gêneros, encontra-se evidência a favor de uma mudança estrutural na indústria como um todo, no nível de significância de 5%.

Ressaltamos que Ferreira e Guillén (2004) e Amadeo e Soares (1996) se assemelham no sentido de que ambos selecionam exogenamente a data da possível mudança estrutural, sendo esta inclusive muito parecida. Ao contrário, utilizamos uma metodologia na qual a escolha da data da possível quebra estrutural é feita endogenamente. Acreditamos que tal modificação é crucial para a investigação sobre a evolução da produtividade da mão-de-obra no Brasil, já que, caso existam mudanças estruturais em consequência da abertura comercial, não há porque supor que elas teriam ocorrido no mesmo período para todos os gêneros da indústria.

Cabe ainda uma questão. Do ponto de vista teórico, por que a abertura comercial causaria mudança estrutural positiva na produtividade da indústria? Existem vários artigos que discutem o impacto de uma abertura sobre a produtividade da indústria. Em particular, apresentaremos o argumento de Romer (1990) e Melitz (2004).

2. Essa metodologia é aplicável também a séries $I(1)$.

A partir de um modelo de crescimento endógeno, Romer (1990) estabelece que a abertura tem um efeito positivo sobre a produtividade devido a uma mudança tecnológica. O mecanismo por trás desse efeito é bastante simples: países mais abertos têm acesso às novas tecnologias dos países ricos.

Por sua vez, Melitz (2004) desenvolve um modelo de indústria com firmas heterogêneas para avaliar quais são as consequências de uma abertura. O resultado do modelo é o seguinte: a exposição ao comércio internacional, ou o aumento dessa exposição, induz as firmas mais produtivas a exportar e as menos produtivas a deixar o mercado. Esses dois efeitos contribuem para uma elevação da produtividade agregada da economia. Além disso, por esse mecanismo, o aumento da produtividade agregada ocorre sem que haja, necessariamente, um aumento da eficiência das firmas individuais. Ao contrário de Considera (1995), Melitz (2004) evidencia que a saída das firmas menos produtivas do mercado brasileiro estaria ligada a um fator estrutural, o aumento abrupto e permanente da exposição ao mercado externo da economia brasileira.

Portanto, uma vez que não haja um retrocesso considerável no processo de abertura comercial, os modelos desenvolvidos por Romer (1990) e Melitz (2004) dão subsídio teórico para a hipótese de mudança estrutural na produtividade da indústria brasileira.

3 EVIDÊNCIA EMPÍRICA DA ABERTURA COMERCIAL

Vários autores analisam a evolução das tarifas de proteção da indústria nacional a partir de meados da década de 1980 com o intuito de dimensionar o avanço da abertura comercial. Dentre eles, podem-se citar Pinheiro e Almeida (1994), Kume (1998), Ferreira e Rossi Jr. (1999 e 2003), Kume, Piani e Souza (2000) e Ferreira e Guillén (2004). Dada essa extensa literatura, nos limitaremos a analisar brevemente a evolução das tarifas nominal e efetiva entre os anos de 1987 e 1998, pois, como é bem sabido, em meados de 1988 iniciou-se um processo de redução das tarifas.

Na Tabela 1 reportamos a evolução das tarifas média nominal e efetiva de 1987 a 1998 e suas respectivas medidas de dispersão. Para a tarifa efetiva apresenta-se ainda a média ponderada pelo valor adicionado setorial. De forma geral, ocorreu uma sensível queda dessas tarifas no período em análise, o mesmo ocorrendo com a medida de desvio-padrão. Esse comportamento de média e dispersão denota que a redução de tarifas ocorreu de forma similar entre os setores, o que já foi diagnosticado em estudos prévios, como os já citados.

Cabe ressaltar que os anos de 1988, 1989, 1991 e 1992 apresentaram as maiores reduções em ambas as tarifas de proteção. Esse comportamento é melhor visualizado através do Gráfico 1, que reporta a evolução da queda percentual das

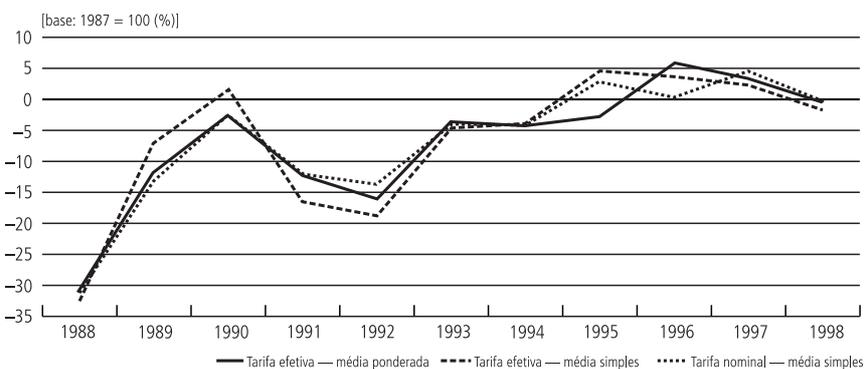
TABELA 1
BRASIL: TARIFAS NOMINAL E EFETIVA — 1987-1998

Ano	Tarifa nominal		Tarifa efetiva		
	Média	Desvio-padrão	Média		Desvio-padrão
			(1)	(2)	
1987	57,5	21,3	77,1	67,8	53,8
1988	39,6	14,6	52,1	46,8	36,6
1989	32,1	15,8	46,5	38,8	44,5
1990	30,5	14,9	47,7	37,0	60,6
1991	23,6	12,7	34,8	28,6	36,5
1992	15,7	8,2	20,3	17,7	17,2
1993	13,5	6,7	16,7	15,2	13,5
1994	11,2	5,9	13,6	12,3	8,4
1995	12,8	7,4	17,1	10,4	19,5
1996	13,0	8,7	19,9	14,3	37,2
1997	15,6	7,6	21,6	16,6	29,6
1998	15,5	6,6	20,2	16,2	21,3

Fonte: Kume, Piani e Souza (2000).

Nota: (1) Média simples. (2) Média ponderada pelo valor adicionado.

GRÁFICO 1
VARIACÃO PERCENTUAL RELATIVA DAS TARIFAS DE PROTEÇÃO — 1988-1998



tarifas médias, considerando o ano de 1987 como base. O corte de tarifas é tal que as mesmas representavam em 1994, aproximadamente, 20% do nível verificado em 1987. Após 1994, ocorreu um leve aumento da média de tarifas, mas ainda assim, em 1998, as mesmas representavam aproximadamente 25% do nível verificado em 1987.

4 TESTES ECONOMÉTRICOS E RESULTADOS

4.1 Testes econométricos

Conforme exposto na seção anterior, aplicamos primeiro o teste de raiz unitária. Como estamos interessados em discutir mudanças estruturais, utilizaremos um teste de raiz unitária que leva em conta a possibilidade de existirem tais mudanças. Além do mais, se uma série possuir uma quebra estrutural e esta não for modelada resulta em um viés a favor de raiz unitária, devido à má especificação da equação de teste. Utiliza-se então o teste proposto por Perron (1997), cuja hipótese nula é raiz unitária e a hipótese alternativa é estacionariedade em torno de uma tendência quebrada. A equação de teste é a seguinte:

$$\Delta y_t = \mu + \theta DU_t + \beta t + \gamma DT_t + \delta D(T_b)_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{j=1}^k c_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3)$$

em que y é o logaritmo da produtividade da mão-de-obra, μ é uma constante, t é uma tendência e Δ é o operador de diferenças. O período no qual a mudança nos parâmetros da função de tendência ocorre é referido como data de quebra, T_B . DU_t , DT_t e $D(T_b)_t$ são variáveis *dummies* que assumem os seguintes valores: $DU_t = 1$ se $t > T_B$, 0 caso contrário; $DT_t = t - T_B$ se $t > T_B$, 0 caso contrário; e $D(T_b)_t = 1$ se $t = T_B + 1$, 0 caso contrário. A equação (3) é estimada sequencialmente para $T_B = 2, \dots, T - 1$, em que T é o número de observações.³ A escolha de k foi feita seguindo o procedimento proposto por Campbell e Perron (1991) e Ng e Perron (1995).

A data de quebra, T_B , é selecionada endogenamente correspondendo ao período no qual a estatística-t para o coeficiente α é máxima (em valor absoluto). Após a escolha de T_B procede-se o teste de raiz unitária a partir do valor da estatística-t para o coeficiente α , para esse período. Os valores críticos para amostras finitas são reportados em Perron (1997).

Caso seja rejeitada a hipótese nula de raiz unitária no teste citado anteriormente, aplicamos a metodologia proposta por Vogelsang (1997), aplicável a séries $I(0)$, que permite estimar e fazer inferência sobre quebras estruturais. Para tanto é utilizada uma equação de teste que possibilita mudança estrutural tanto no intercepto quanto na tendência da série:

$$y_t = \mu + \theta DU_t + \beta t + \gamma DT_t + \sum_{j=1}^k c_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (4)$$

3. A quebra estrutural, caso exista, não pode ocorrer no primeiro nem no último período da série.

A equação (4) é estimada sequencialmente para cada data de quebra com $T_B = 2, \dots, T-1$. A data da quebra é escolhida endogenamente correspondendo ao período no qual a estatística-F, para o teste $\theta = \gamma = 0$, é máxima. Após a escolha de T_B , a hipótese de quebra estrutural é testada usando a estatística-2F para esse mesmo período. Os valores críticos são reportados em Vogelsang (1997).

Caso não seja rejeitada a hipótese nula no teste de raiz unitária definido na equação (3), podemos ainda testar a hipótese de existência ou não de quebra estrutural. Salientamos apenas que, nesse caso, a discussão de mudanças cíclicas versus estruturais perde sentido, uma vez que a série é integrada. Enfim, Vogelsang (1997) sugere que se a série contém uma raiz unitária, o teste de quebra estrutural deve ser aplicado na primeira diferença da mesma e a equação de teste não deve incluir uma tendência. Essas modificações visam aumentar a eficiência do teste. Portanto, as mudanças estruturais ocorrem na constante e a equação de teste torna-se:

$$\Delta y_t = \mu + \theta DU_t + \sum_{j=1}^k c_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (5)$$

A escolha do ano de quebra, T_B , segue o procedimento utilizado para a equação de teste (4). No entanto, a estatística-F refere-se agora ao teste $\theta = 0$. Quanto à inferência sobre a data da quebra, a única alteração é que agora não é necessário multiplicar a estatística-F por 2.

4.2 Base de dados

Os dados utilizados são referentes à indústria de transformação e 16 de seus gêneros, obtidos junto ao Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). São dados referentes à produção física e número de horas pagas, ambos com ajuste sazonal. Mais especificamente, a produção física é proveniente da Pesquisa Industrial Mensal - Produção Física (PIM-PF) e o número de horas, da Pesquisa Industrial Mensal - Dados Gerais (PIM-DG). As séries são disponíveis de janeiro de 1985 a maio de 2000, perfazendo um total de 185 observações.

A série da produtividade foi construída utilizando a produção física dividida pelo número de horas pagas. A produção física foi utilizada como *proxy* para o valor da transformação industrial, isto é, o PIB da indústria, e o número de horas pagas como *proxy* para o emprego industrial. Dessa forma, é possível caracterizar a evolução da produtividade da mão-de-obra ao longo do tempo. Isso se justifica, pois, ao utilizar produção física como *proxy* para o valor agregado, não é necessário nenhum tipo de deflacionamento dos dados, e conseqüente perda de informações. O número de horas pagas é usado como *proxy* para o número de horas trabalhadas devido à falta desta última estatística na PIM.

4.3 Resultados

Após a aplicação do teste de raiz unitária com quebra estrutural de Perron (1997), conclui-se que podemos rejeitar a hipótese nula de raiz unitária para a indústria como um todo e para 14 de seus 16 gêneros, no nível de significância de 10%, como reportado na Tabela 2.⁴ No caso dos gêneros bebidas e matérias plásticas, não rejeitamos a hipótese nula de raiz unitária, no nível de 10% de significância. Logo, esses dois gêneros não podem ser cobertos de forma satisfatória por nenhuma das correntes teóricas discutidas aqui.

Para as séries que rejeitam a hipótese nula de raiz unitária, aplicamos a metodologia de Vogelsang (1997) através da equação de teste (4). A hipótese nula

TABELA 2
TESTE DE RAIZ UNITÁRIA [PERRON (1997)]

Indústria/Gêneros da indústria	Estatística-t
Indústria	-7,5522***
Bebidas	-5,0204
Borracha	-9,8058***
Farmácia	-6,7478***
Fumo	-7,0877***
Mecânica	-5,5316*
Material elétrico	-6,9493***
Metalúrgica	-7,2279***
Material de transporte	-8,7123***
Produtos alimentares	-6,7209***
Matérias plásticas	-5,0600
Papel e papelão	-6,8510***
Perfumaria	-8,8013***
Química	-8,7069***
Têxtil	-6,5937***
Minerais não-metálicos	-5,5298*
Vestuário	-6,7681***

Obs.: *, ** e *** indicam rejeição de H_0 a 10%, 5% e 1% de significância, respectivamente.

4. A escolha do nível de significância de 10% se deve ao conhecido problema de baixo poder dos testes de raiz unitária.

de nenhuma mudança estrutural foi rejeitada em favor da alternativa de uma tendência quebrada para a indústria e para todos os seus gêneros, no nível de 5% de significância, como reportado na Tabela 3. Essa tabela contém ainda a data da mudança estrutural escolhida endogenamente, T_B , bem como seu intervalo de confiança (com 95% de confiança).⁵ Em geral, os intervalos de confiança estimados são estreitos e possuem poucos períodos em comum.

Com relação às séries dos gêneros bebidas e matérias plásticas, como discutido na seção anterior, utilizamos o teste de quebra estrutural, tomando a primeira diferença das mesmas, de acordo com a equação (5). Como reportado na Tabela 4, rejeita-se a hipótese nula de quebra estrutural, no nível de significância de 5%.

TABELA 3
TESTE DE MUDANÇA ESTRUTURAL PARA SÉRIES EM NÍVEL [VOGELSANG (1997)]

Indústria/Gêneros da indústria	Estatística-2F	Data da quebra (T_B)	Intervalo de confiança para T_B^a
Indústria	623,79280***	Fevereiro de 1990	Janeiro de 1990 - março de 1990
Borracha	275,14340***	Abril de 1994	Março de 1994 - maio de 1994
Farmácia	220,24220***	Dezembro de 1992	Novembro de 1992 - janeiro de 1993
Fumo	44,90974***	Maio de 1993	Setembro de 1992 - janeiro de 1994
Mecânica	329,89840***	Dezembro de 1992	Novembro de 1992 - janeiro de 1993
Material elétrico	181,45340***	Maio de 1987	Abril de 1987 - junho de 1987
Metalúrgica	417,89560***	Março de 1990	Fevereiro de 1990 - abril de 1990
Material de transporte	329,25500***	Fevereiro de 1990	Janeiro de 1990 - março de 1990
Produtos alimentares	289,93540***	Novembro de 1989	Outubro de 1989 - dezembro de 1989
Papel e papelão	259,76780***	Maio de 1988	Abril de 1988 - junho de 1988
Perfumaria	18,93634**	Dezembro de 1991	Agosto de 1991 - abril de 1992
Química	273,27020***	Outubro de 1992	Setembro de 1992 - novembro de 1992
Têxtil	596,51320***	Dezembro de 1990	Novembro de 1990 - janeiro de 1991
Minerais não-metálicos	331,10380***	Dezembro de 1993	Novembro de 1993 - janeiro de 1994
Vestuário	445,14840***	Outubro de 1991	Setembro de 1991 - novembro de 1991

Obs.: *, ** e *** indicam rejeição de H_0 a 10%, 5% e 1% de significância, respectivamente.

^a Os intervalos de confiança foram construídos utilizando a metodologia proposta por Bai [1997, equação (17)].

5. Os intervalos de confiança foram calculados segundo Bai [1997, equação (17)].

TABELA 4
TESTE DE MUDANÇA ESTRUTURAL PARA SÉRIES EM DIFERENÇA [VOGELSANG (1997)]

Gêneros da indústria	Estatística-F	Data da quebra (T_B)
Bebidas	1,2443	-
Matérias plásticas	3,8763	-

Obs.: *, ** e *** indicam rejeição de H_0 a 10%, 5% e 1% de significância, respectivamente.

Na Tabela 5 calculou-se a taxa de crescimento instantânea anual da produtividade da mão-de-obra, e nos casos em que a quebra estrutural foi significativamente estimada calcularam-se as taxas de crescimento pré-quebra e pós-quebra. Nesses casos, notamos que houve um impacto positivo na taxa de crescimento da

TABELA 5
TAXAS DE CRESCIMENTO — MÉDIA ANUAL PRÉ E PÓS-MUDANÇA ESTRUTURAL
[em %]

Indústria/Gêneros da indústria	Data da quebra (T_B)	Taxa de crescimento média a.a.		
		Todo o período	Pré-mudança ρ_1	Pós-mudança ρ_2
Indústria	Fevereiro de 1990	-	0,300	7,653
Borracha	Abril de 1994	-	0,488	11,772
Farmácia	Dezembro de 1992	-	-3,073	4,188
Fumo	Mai de 1993	-	3,941	2,942
Mecânica	Dezembro de 1992	-	-0,061	8,643
Material elétrico	Mai de 1987	-	-0,568	9,027
Metalúrgica	Março de 1990	-	0,506	8,146
Material de transporte	Fevereiro de 1990	-	-2,273	10,403
Produtos alimentares	Novembro de 1989	-	-0,589	7,004
Papel e papelão	Mai de 1988	-	-0,911	7,734
Perfumaria	Dezembro de 1991	-	2,847	5,297
Química	Outubro de 1992	-	1,244	9,306
Têxtil	Dezembro de 1990	-	-3,267	8,947
Minerais não-metálicos	Dezembro de 1993	-	1,511	7,382
Vestuários	Dezembro de 1993	-	0,204	8,451
Bebidas	-	7,207	-	-
Matérias plásticas	-	4,837	-	-

Nota: Como as séries são não-integradas, então estimaram-se as taxas de crescimento pré e pós-quebra usando a metodologia:

$$\ln(Y_t) = \mu_1 D_1 + \mu_2 D_2 + (\beta_1 D_1 + \beta_2 D_2)t + \varepsilon_t$$

$$D_1 = \begin{cases} 1, & t < T_B \\ 0, & t \geq T_B \end{cases} \quad \text{e} \quad D_2 = \begin{cases} 0, & t < T_B \\ 1, & t \geq T_B \end{cases}$$

$$\rho_1 = \exp(\beta_1) - 1 \quad \text{e} \quad \rho_2 = \exp(\beta_2) - 1$$

produtividade da mão-de-obra, com exceção do gênero fumo.⁶ A produtividade da mão-de-obra da indústria de transformação brasileira praticamente não apresentou tendência de crescimento (0,30% a.a.) até fevereiro de 1990 e passou a crescer, em média, 7,65% a.a. após essa data.

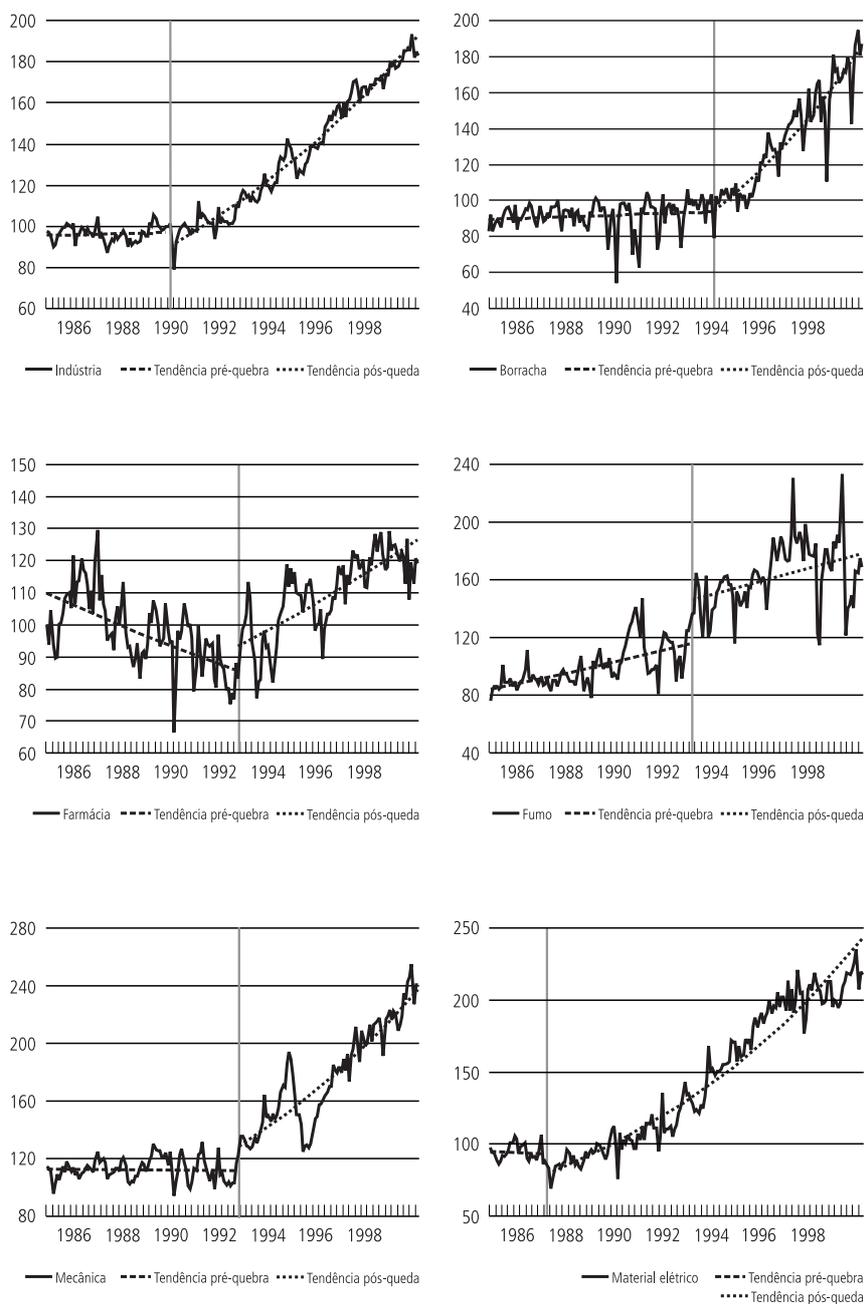
Os gêneros que apresentaram maior variação da taxa média de crescimento da produtividade da mão-de-obra após mudança estrutural foram material de transporte (-2,27% para 10,40% a partir de fevereiro de 1990), têxtil (-3,27% para 8,94% a partir de dezembro de 1990), borracha (0,49% para 11,77% a partir de abril de 1994) e material elétrico (-0,57% para 9,03% a partir de maio de 1987). Ademais, é interessante notar que alguns setores como farmácia, mecânica, material elétrico, material de transporte, produtos alimentares, papel e papelão e têxtil inverteram o sinal da taxa de crescimento, passando a apresentar taxas positivas de crescimento da produtividade da mão-de-obra.

Toda essa análise é corroborada pela inspeção visual das séries, nos Gráficos 2 e 3. No Gráfico 2 apresentamos os gráficos para os casos estacionários, indicando a data da quebra estrutural identificada pelo modelo, T_B , bem como as tendências de crescimento pré e pós-quebra das mesmas. Pode-se observar que o procedimento adotado para identificar T_B mostrou-se bastante satisfatório e que a tendência de cada série modifica-se, consideravelmente, após T_B . Com relação ao gênero fumo, que apresentou uma redução da taxa de crescimento, nota-se que seu intercepto eleva-se consideravelmente após T_B . Além disso, cabe ressaltar que a análise visual sugere a existência de apenas uma quebra estrutural em cada série. No Gráfico 3 apresentamos os gráficos da primeira diferença das séries não-estacionárias — bebidas e matérias plásticas. Nota-se que não há evidência de quebra estrutural, como sugerido pelo resultado do teste de quebra estrutural, baseado na equação (5).

Podemos observar ainda na Tabela 5 uma grande variabilidade nas datas de mudança estrutural, T_B , identificadas pelo modelo para os diversos gêneros da indústria. Logo, a hipótese adotada por Amadeo e Soares (1996) e Ferreira e Guillén (2004) de que a mudança estrutural teria ocorrido no mesmo período para todos os gêneros parece muito restritiva. De fato, a adoção de tal hipótese justifica a disparidade entre o resultado aqui obtido e o resultado de Ferreira e Guillén (2004) de que apenas sete gêneros apresentam mudança estrutural. É interessante notar que esses autores rejeitam que setores como borracha, farmácia e minerais não-metálicos apresentam uma mudança estrutural, o que pode ser devido a um erro de especificação, já que neste trabalho (ver Tabela 5) esses gêneros apresentam datas de quebra estrutural bastante distintas daquela adotada por Ferreira e Guillén (2004).

6. Como discutido a seguir, apesar de ter ocorrido um pequeno declínio na taxa de crescimento do gênero fumo após a quebra identificada, há um deslocamento positivo no seu intercepto (ver Gráfico 2).

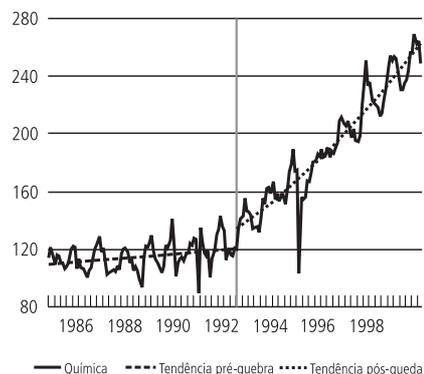
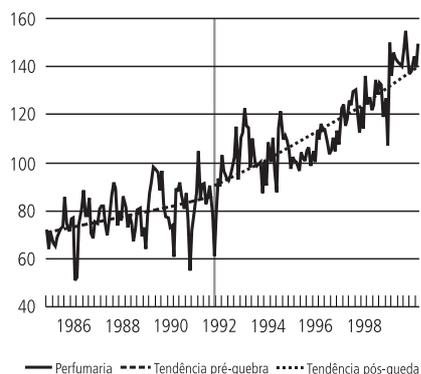
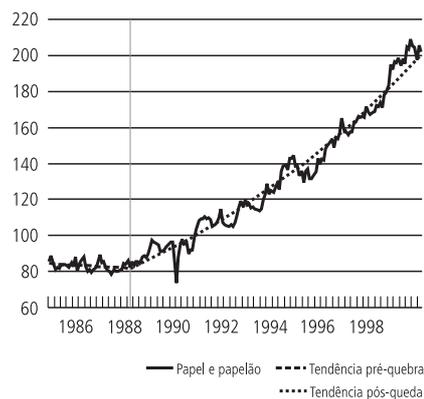
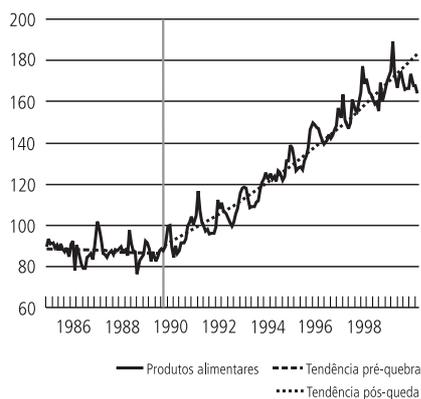
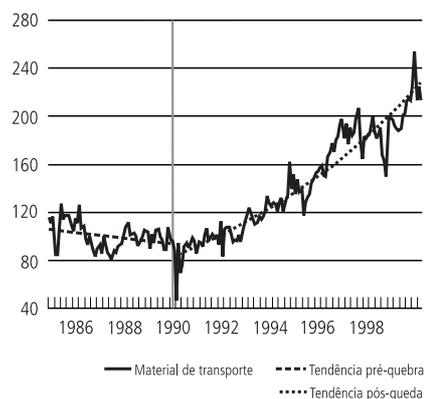
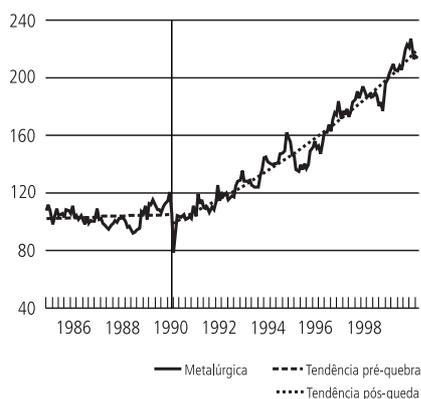
GRÁFICO 2
SÉRIES E DATAS DA MUDANÇA ESTRUTURAL



Obs.: As linhas verticais indicam a data de quebra (T_0).

(continua)

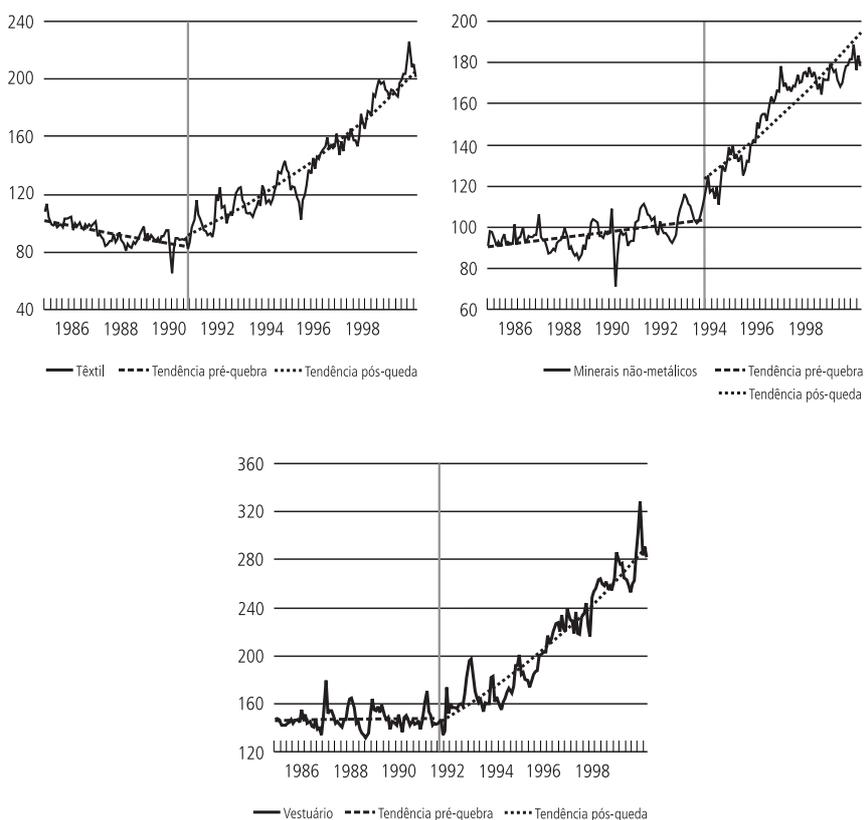
(continuação)



Obs.: As linhas verticais indicam a data de quebra (T_0).

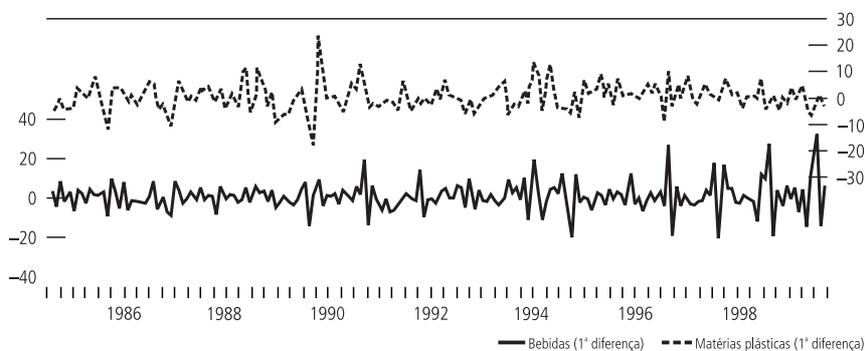
(continua)

(continuação)



Obs.: As linhas verticais indicam a data de quebra (T_q).

GRÁFICO 3
PRIMEIRA DIFERENÇA DAS SÉRIES INTEGRADAS



Cabe ressaltar que, apesar de Amadeo e Soares (1996) terem utilizado uma metodologia passível de crítica, mencionamos que sua seleção exógena do ano da quebra estrutural em janeiro de 1990 é bastante razoável para a indústria como um todo, já que, nesse caso, a escolha endógena se deu em fevereiro de 1990. Com relação aos gêneros da indústria, no nível de 5% de significância, esses autores sugerem que oito gêneros apresentam mudança estrutural, um valor inferior ao nosso.⁷

Para verificar se a escolha exógena de quebra estrutural em janeiro de 1990 é razoável ou não, construiu-se ainda a Tabela 6, na qual os intervalos de confiança para as datas de quebra são dispostos conjuntamente. É fácil observar que os intervalos são estreitos, possuindo poucas interseções. Logo, qualquer escolha exógena comum para todos os gêneros já se mostra pouco eficaz. Além disso, nota-se que apenas os intervalos de confiança para a indústria de transformação e o gênero material de transporte contêm a data janeiro de 1990.

Assim, os resultados aqui encontrados evidenciam que grande parte da indústria brasileira sofreu uma mudança estrutural positiva na época da abertura comercial, de modo que a evolução da produtividade da mão-de-obra, em geral, não pode ser explicada apenas por fatores cíclicos. Ou seja, a existência de quebra estrutural é uma condição suficiente para se rejeitar a hipótese de mudança cíclica.

Cabe ressaltar que a identificação da quebra estrutural constitui-se apenas em uma condição necessária para se concluir que a abertura comercial teve impacto permanente, e não trivial, sobre a produtividade da mão-de-obra. Uma forma de garantir suficiência seria construir um experimento natural através de um grupo de controle. Isso nos possibilitaria isolar o efeito da abertura comercial sobre a produtividade da mão-de-obra. No entanto, raramente se encontra um grupo de controle satisfatório. No nosso caso, o controle ideal seria uma série de produtividade sujeita aos mesmos choques que as séries em questão, com exceção do choque devido à abertura comercial.⁸ Ainda que o resultado obtido aqui não garanta suficiência, consideramos que a abertura teve um papel determinante na evolução da produtividade da mão-de-obra brasileira, visto que a existência de outro choque exógeno com impactos comparáveis sobre a produtividade é bastante questionável.⁹ Além do mais, como mencionado previamente, existe uma vasta literatura teórica que relaciona os ganhos de produtividade à abertura comercial.

7. Se considerarmos o nível de significância de 10%, como foi utilizado em nosso pré-teste, Amadeo e Soares (1996) encontram evidência de que 11 gêneros da indústria sofreram uma mudança estrutural, um valor ainda inferior ao nosso.

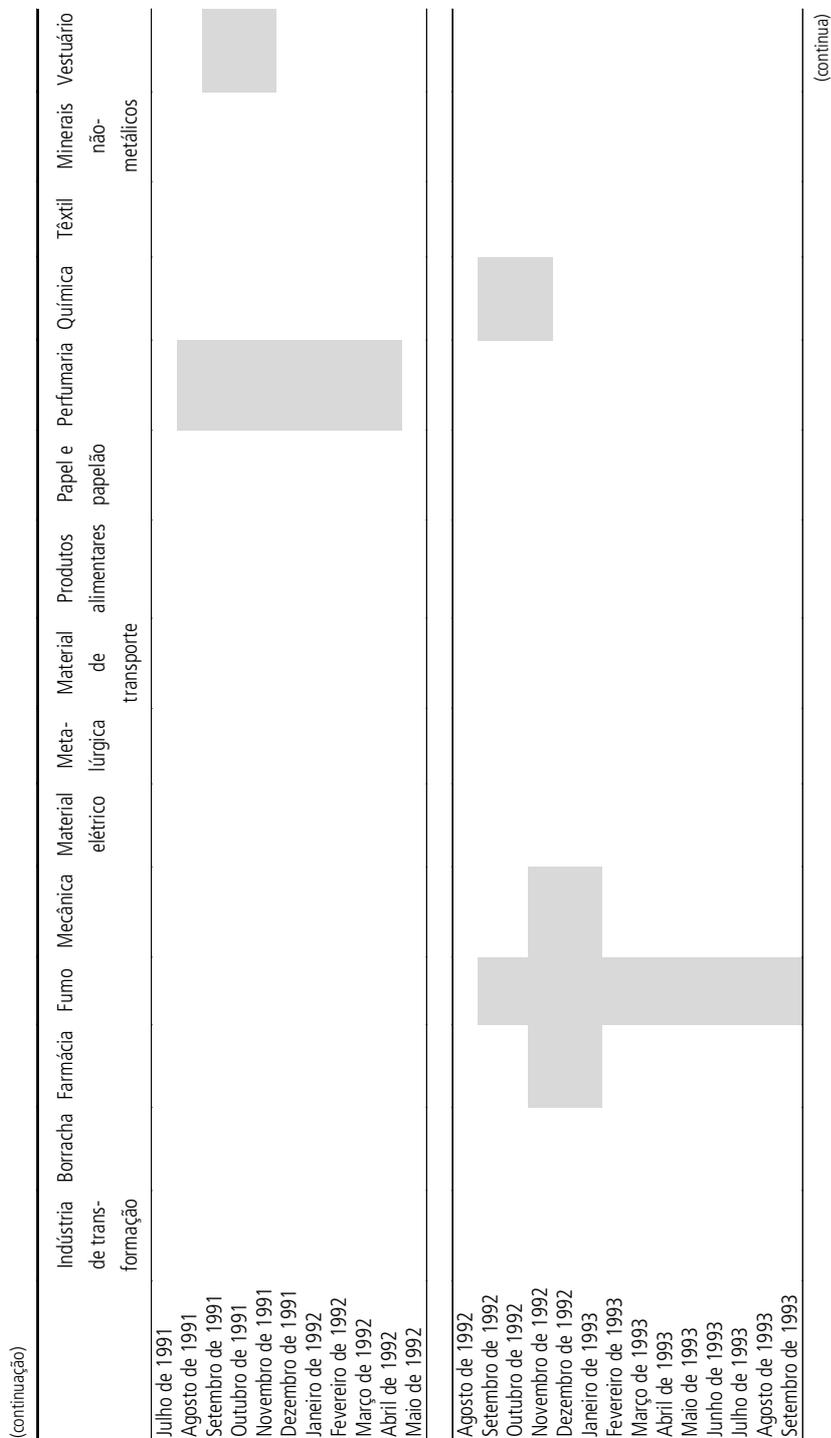
8. Um candidato potencial seria o setor de *non-tradeables*. Contudo, efeitos de *spillover* sobre produtividade invalidam esse candidato.

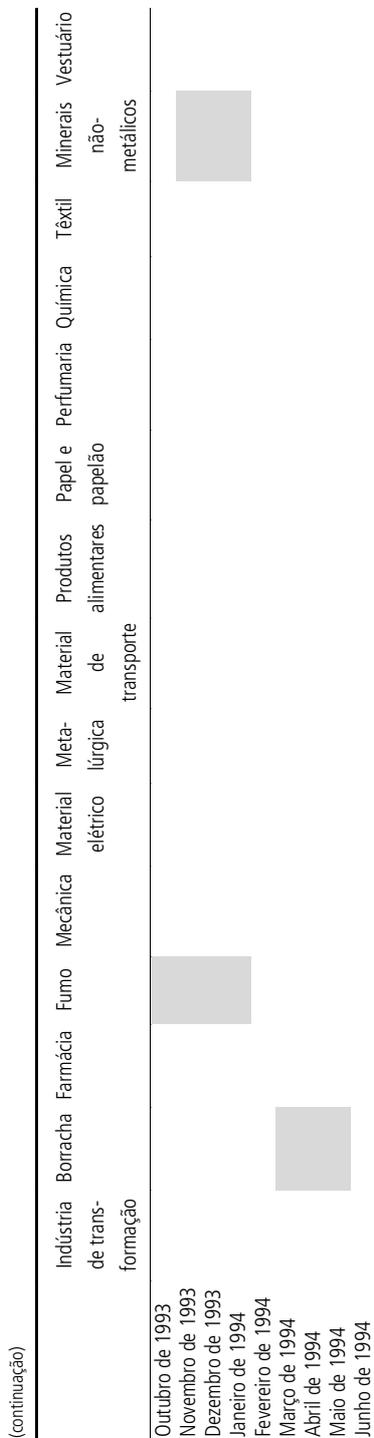
9. De fato, é possível identificar uma última crítica, a saber, a possibilidade de não ser dada a devida atenção ao fenômeno da terceirização — que constituiria um choque. Porém Feijó e Carvalho (1994) e Ferreira e Rossi (1999) refutam essa crítica, pois o cálculo da produtividade é baseado no número de horas e/ou de trabalho na produção, em que a terceirização não foi acentuada. Ademais, como esses autores ressaltam, a terceirização foi mais comum no setor de serviços das empresas, o que diminui sua importância no cálculo da produtividade industrial.

TABELA 6
INTERVALO DE CONFIANÇA PARA A DATA DE QUEBRA

	Indústria de trans- formação	Borracha	Farmácia	Fumo	Mecânica	Material elétrico	Meta- lúrgica	Material de transporte	Produtos alimentares	Papel e papelo	Perfumaria	Química	Têxtil	Minerais não- metálicos	Vestuário
Março de 1987															
Abril de 1987															
Mai de 1987															
Junho de 1987															
Julho de 1987															
Março de 1988															
Abril de 1988															
Mai de 1988															
Junho de 1988															
Julho de 1988															
Setembro de 1989															
Outubro de 1989															
Novembro de 1989															
Dezembro de 1989															
Janeiro de 1990															
Fevereiro de 1990															
Março de 1990															
Abril de 1990															
Mai de 1990															
Outubro de 1990															
Novembro de 1990															
Dezembro de 1990															
Janeiro de 1991															
Fevereiro de 1991															

(continua)





5 CONCLUSÃO

Este trabalho analisa a evolução da produtividade da mão-de-obra no Brasil, de forma agregada e por gênero, com o objetivo de avaliar duas argumentações teóricas. A primeira sugere que a produtividade é cíclica e o crescimento verificado no início da década de 1990 estaria ligado à recessão econômica. A segunda propõe que ocorreu uma ruptura estrutural positiva na produtividade da mão-de-obra advinda da abertura comercial, impulsionada pelos governos Collor e Itamar Franco. Para conduzir essas análises, foram utilizados testes de raiz unitária com quebra estrutural e testes específicos de quebra estrutural, ambos com seleção da data da quebra endogenamente.

São estes os principais resultados encontrados: *a)* a produtividade da indústria de transformação e de 14 de seus gêneros é estacionária em torno de uma tendência quebrada, o que é uma condição suficiente para rejeitar a hipótese de mudança cíclica, nesses casos; *b)* as datas de quebra identificadas apresentam grande dispersão; e *c)* os gêneros bebidas e matérias plásticas são integrados, não sendo cobertos de forma satisfatória por nenhuma das correntes teóricas discutidas aqui.

Além desses resultados, destacamos que o uso de uma metodologia que identifica o ano da possível mudança estrutural endogenamente nos possibilitou, ao contrário de artigos anteriores, identificar uma grande dispersão nas datas de quebra estrutural dos gêneros da indústria, o que é corroborado pela análise dos seus intervalos de confiança — estreitos e com pouca interseção.

Por fim concluímos que, devido à adoção dessa metodologia, que acreditamos ser mais adequada, encontramos maior evidência de que grande parte da indústria brasileira sofreu uma mudança estrutural positiva à época da abertura comercial, de modo que a evolução da produtividade da mão-de-obra, em geral, não pode ser explicada apenas por fatores cíclicos.

ABSTRACT

This article studies two different explanations about the recent evolution of Brazilian labor productivity. While the first states that the increase of productivity in the early 90's comes from cyclical factors, the second propose that this increase comes from an structural shock: the trade liberalization. Thus, we develop a new econometric approach to appraise the matching of these explanations using endogenous structural change tests. The results suggest that the total industry and 14 of its 16 sectors experienced a structural change, whose date varies between May-1987 and April-1995. Therefore, we do not reject the hypothesis that trade liberalization had a crucial impact on the Brazilian productivity evolution.

BIBLIOGRAFIA

- AMADEO, E. J., SOARES, R. R. Quebra estrutural da relação entre produção e emprego na indústria brasileira *Anais do XVIII Encontro Brasileiro de Econometria*, Águas de Lindóia, p. 781-796, 1996.
- BAI, J. Estimation of a change point in a multiple regression models. *The Review of Economics and Statistics*, v. 97, p. 551-563, 1997.

- BONELLI, R., FONSECA, R. *Ganhos de produtividade e de eficiência: novos resultados para a economia brasileira*. Rio de Janeiro: IPEA, 1998 (Texto para Discussão, 557).
- CAMPBELL, J. Y., PERRON, P. Pitfalls and opportunities: what macroeconomics should know about unit roots. *NBER Macroeconomic Annual*, p. 141-201, 1991.
- CONSIDERA, C. Ideologia, globalização e emprego. *Jornal do Economista*, Corecon, v. 83, dez. 1995.
- FEIJÓ, C. A., CARVALHO, P. G. Sete teses equivocadas sobre o aumento de produtividade industrial nos anos recentes. *Boletim de Conjuntura — Suplemento*, Rio de Janeiro, IEI/UFRJ, p. 109-121, jul. 1994.
- FERREIRA, P. C., GUILLÉN, O. T. de C. O impacto da abertura comercial sobre mark-up e produtividade industrial brasileira. *Revista Brasileira de Economia*, v. 58, n.4, p. 507-532, out./dez. 2004.
- FERREIRA, P. C., ROSSI, Jr., J. L. Evolução da produtividade industrial brasileira e abertura comercial. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 19, n. 1, 1999.
- . New evidence from Brazil on trade liberalization and productivity growth. *International Economic Review*, v. 44, p. 1.383-1.407, 2003.
- KUME, H. A política de importação no Plano Real e a estrutura de proteção efetiva. *Economia Brasileira em Perspectiva — 1998*. Rio de Janeiro, IPEA, 1998.
- KUME, H. PIANI, G., SOUZA, C. F. *A política brasileira de importação no período 1987-98: descrição e avaliação*. Rio de Janeiro: IPEA, 2000, mimeo.
- MELITZ, M. J. The impact of trade on intra-industry reallocations and aggregate industry productivity. *Econometrica*, 2004 (forthcoming).
- NG, S., PERRON, P. Unit root test in ARMA models with data dependent methods for the selection of the truncation lag. *Journal of the American Statistical Association*, p. 268-281, 1995.
- PINHEIRO, A. C., ALMEIDA, G. B. *Padrões setoriais da proteção na economia brasileira*. IPEA, 1994 (Texto para Discussão, 365).
- PERRON, P. The great crash, the oil price shock, and the root hypothesis. *Econometrica*, v. 57, n. 6, 1989.
- . Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables. *Journal of Econometrics*, v. 80, 1997.
- PERRON, P., VOGELSANG, T. J. A note on the asymptotic distributions of unit root tests in the additive outlier model with breaks. *Revista de Econometria*, v. 13, n. 2, nov. 1993/abr. 1994.
- . 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. 1998.
- ROMER, P. Endogenous technological change. *Journal of Political Economy*, v. XCVIII, Oct. 1990.
- SABOIA, J., CARVALHO, P. G. M. *Produtividade na indústria brasileira — questões metodológicas e análise empírica*. Brasília: IPEA, 1997 (Texto para Discussão, 514).
- SILVA, A. B. O. *et alii*. Retrospectiva da economia brasileira. *Perspectivas da Economia Brasileira — 1994*. Rio de Janeiro: IPEA, Cap. 1, p. 13-41, 1993.
- VOGELSANG, T. Wald-type tests for detecting shifts in the trend function of a dynamic time series. *Econometric Theory*, p. 818-849, 1997.

(Originais enviados em novembro de 2004. Revistos em janeiro de 2005.)