

Competitividade industrial de Minas Gerais no período 1985-2000: um enfoque econométrico

Eduardo Gonçalves

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

Tharsila Reis de Medeiros

Bolsista de Iniciação Científica do Núcleo de Pesquisas Econômicas
Universidade Federal de Juiz de Fora

Alexandre Sabino de Oliveira

Bolsista de Iniciação Científica do Núcleo de Pesquisas Econômicas
Universidade Federal de Juiz de Fora

Cristina Márcia Barros de Castro

Bolsista de Iniciação Científica do Núcleo de Pesquisas Econômicas
Universidade Federal de Juiz de Fora

Palavras-chave

competitividade industrial,
quebra estrutural,
determinação endógena,
Minas Gerais, Brasil.

Classificação JEL L60, C22.

Key words

*industrial competitiveness,
structural break, endogenously
determined date, Minas Gerais,
Brazil.*

JEL Classification L60, C22.

Resumo

Este artigo propõe um tratamento econométrico sobre indicadores de competitividade vinculados à eficiência empresarial, especialmente aqueles relacionados à competitividade potencial relativa. Estes índices são obtidos mediante a relação entre as séries de salário real e de produtividade do trabalho de Minas Gerais em comparação com o Brasil. Aplica-se este teste aos dados da Pesquisa Industrial Mensal do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. As características econométricas das séries dos indicadores de competitividade são analisadas através dos testes de Dickey-Fuller Aumentado e de Perron. A data da quebra estrutural é endogenamente determinada. Os resultados diferem, de acordo com o setor industrial considerado, com o momento em que ocorreu o ajuste estrutural no período 1985-2000 e com a existência ou não de uma trajetória crescente ou decrescente para a competitividade industrial.

Abstract

This paper presents an econometric analysis of indicators of competitiveness related to entrepreneurial efficiency, specially those associated with relative potential competitiveness. Such indicators are obtained by means of the relation between real wage series and labor productivity in the state of Minas Gerais compared to the national indicators. This test is applied to the data collected from the Monthly Industrial Survey conducted by the Brazilian Statistics Institute (IBGE). The econometric characteristics of the indicators of competitiveness series are analyzed using the Augmented Dickey-Fuller and Perron tests. The date of break is endogenously determined. The results are different according to the industrial sector that is taken into consideration, to the moment of structural adjustment in the period from 1985 to 2000 and to the existence or not of an increasing or a decreasing trajectory for the industrial competitiveness.

1_ Introdução

A inserção competitiva industrial e regional depende de fatores empresariais, sistêmicos e estruturais, os quais ganham crescente importância num contexto de abertura econômica que acirra a concorrência inter-regional. A partir desta perspectiva, este artigo propõe um tratamento econométrico sobre indicadores de competitividade vinculados à eficiência empresarial, especialmente aqueles relacionados à competitividade potencial relativa. Estes indicadores são obtidos através da divisão do índice de salário real da indústria de Minas Gerais pelo mesmo índice da indústria brasileira em relação ao índice de produtividade industrial de Minas Gerais dividido por índice similar do mesmo setor nacional. O crescimento deste indicador revela que os custos do trabalho superam os ganhos de produtividade, ocorrendo perda de competitividade estadual em relação ao Brasil e vice-versa.

A série temporal formada por estes indicadores, que vai de janeiro de 1985 a dezembro de 2000, é submetida aos testes de Dickey-Fuller Aumentado e de Perron, adotando o método de seleção endógena da quebra estrutural. A necessidade deste procedimento está associada ao fato de que, uma vez rejeitada a hipótese nula de

raiz unitária, é possível afirmar que a série de competitividade de determinado setor apresenta tendência determinística crescente (ou decrescente), o que torna possível afirmar, do ponto de vista estatístico, que há aumento de competitividade, caso o indicador tenha tendência crescente, ou o contrário. A presença de raiz unitária nas séries revela a existência de uma tendência estocástica, sendo que os choques econômicos ocorridos alteram de forma permanente o nível de competitividade potencial relativa.

Além de captar as diferentes trajetórias de salários e produtividade entre o Estado de Minas Gerais e o País, este estudo é importante porque permite acompanhar o grau de competitividade industrial do Estado e se houve transformações no seu padrão de crescimento, o que serve de base para formulação de políticas industriais regionais para consecução de competitividade.

2_ Fatores determinantes da competitividade industrial: aspectos conceituais e metodológicos

Definida como “capacidade da empresa de formular e implementar estratégias concorrenciais, que lhe permitam ampliar ou conservar, de forma duradoura,

uma posição sustentável no mercado” (Ferraz *et al.*, 1997), a competitividade possui caráter sistêmico, caracterizada pelo fato de que o desempenho empresarial é dependente de fatores internos à empresa, estruturais e relativos ao sistema econômico.

Os fatores empresariais podem ser controlados pelas empresas, uma vez que se referem às estratégias de gestão, inovação, produção e de recursos humanos adotadas para manter e/ou ampliar vantagens competitivas que as diferenciam de seus concorrentes, como custo e preço mais baixos, melhor qualidade, menor *lead-time*, maior habilidade de atender aos clientes *etc.* (Coutinho e Ferraz, 1995; Ferraz *et al.*, 1997).

Os fatores estruturais, parcialmente influenciados pela empresa, caracterizam o ambiente competitivo enfrentado diretamente pelas empresas, incluindo aspectos de mercado, da configuração industrial e de regime de incentivos e regulação da concorrência. Os fatores sistêmicos são externalidades para as empresas, como aspectos macroeconômicos, político-institucionais, regulatórios, infra-estruturais, sociais, regionais e internacionais.

O acompanhamento do grau de competitividade pode ser realizado por

três tipos de indicadores: de eficiência, de desempenho e de capacitação. Os indicadores de eficiência dizem respeito aos preços e custos dos bens produzidos, enquanto os de desempenho mostram a participação do agente econômico no mercado, sendo geralmente usada a taxa de auto-suprimento, a qual avalia ganhos de competitividade por meio do crescimento das exportações, diminuição das importações e redução da absorção doméstica.

Os indicadores de capacitação consideram a incorporação de progresso técnico nos produtos, a organização empresarial e cooperação entre as firmas e os investimentos públicos e privados.

Embora haja estes três conjuntos de indicadores, este trabalho baseia-se na avaliação de uma das dimensões da competitividade, fornecida pelos indicadores de eficiência. Duas razões justificam o procedimento adotado. A primeira, é que a produtividade e o custo unitário do trabalho possuem fortes relações com a competitividade, sendo freqüentemente usados em diversos trabalhos (Bonelli e Fonseca, 1998a; Bonelli e Fonseca, 1998b; Rosa e Nogueira, 1998). A segunda, é a ausência de séries históricas dos dados que podem ser usados na construção dos indicadores de desempenho e capacitação. Por outro lado, a disponibilidade

dos dados de produtividade e salário real do IBGE justifica a escolha das variáveis selecionadas.

A relação fornecida pelas séries de produtividade e custo unitário do trabalho de um estado e de um país, como base de comparação, é conhecida como Índice de Custo Relativo (ICUR), que indica a competitividade potencial relativa para cada setor industrial do Estado de Minas Gerais em relação ao Brasil. O ICUR é construído como se segue:

$$ICUR = \frac{\frac{Salário\ Real_{MG}}{Produtividade_{MG}}}{\frac{Salário\ Real_{BR-A}}{Produtividade_{BR-A}}}$$

O crescimento deste indicador revela que os custos do trabalho superam os ganhos de produtividade, indicando perda de competitividade do Estado de Minas Gerais em relação ao Brasil, e vice-versa. Os dados usados como *proxy* para as variáveis acima são fornecidos pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). O conceito de produtividade do trabalho usado refere-se à produtividade-hora, obtida por meio da divisão entre o índice do valor da produção real e o índice do número de horas pagas na produção, ambos da Pesquisa Indus-

trial Mensal – Dados Gerais (PIM-DG). Também pertencente a esta fonte de dados do IBGE é o índice de salário contratual real usado neste trabalho. Após a construção destes indicadores, as séries temporais resultantes são submetidas aos testes de Dickey-Fuller e quebras estruturais (Perron), as quais são endogenamente determinadas.¹

Dois tipos de limitações devem ser levados em consideração quando os resultados são analisados. O primeiro, refere-se à natureza parcial do indicador de competitividade avaliado neste trabalho, que mede apenas a dimensão de eficiência da competitividade, não contemplando outros fatores determinantes desta. O segundo, deve-se à base de dados do IBGE, que foi criticada por alguns problemas metodológicos e pelo envelhecimento da base amostral (Salm *et al.*, 1997). Mesmo assim, diversos trabalhos, ao contrário, enfatizam que tais dados ainda podem ser relevantes por diversas razões, minimizando estas críticas. A este respeito ver os artigos de Bonelli e Fonseca (1998a); Feijó e Carvalho (1999).

Em que pesem as limitações, são vários os trabalhos que se baseiam nesta base de dados e nos indicadores mencionados, o que é descrito na próxima seção.

.....
¹ Após a transformação logarítmica, as séries dos indicadores de competitividade foram dessazonalizadas pelo método que utiliza o processo multiplicativo das razões de médias móveis.

3_ Evolução da competitividade por gêneros industriais: algumas evidências empíricas

Rosa e Nogueira (1998) utilizam modelos de regressão para estimar as taxas de crescimento de longo prazo de indicadores como o ICUR, embora as mudanças estruturais que afetam as séries sejam assumidas *a priori* no início da década de 90. Os autores revelam que a Região Sul e o Estado do Rio de Janeiro apresentaram crescimento do ICUR, o que representa perda de competitividade potencial em termos relativos, enquanto o Nordeste não experimentou variação positiva ou negativa para o referido indicador. Por outro lado, os Estados de Minas Gerais e de São Paulo obtiveram ganhos de competitividade, expressos pelas estimativas negativas das taxas de crescimento do ICUR.

No período restante da análise, entre março de 1990 a dezembro de 1997, as mudanças estruturais produziram vantagens competitivas para a Região Nordeste. Em Minas Gerais, o ICUR prosseguiu com trajetória decrescente, revelando que o Estado vinha apresentando capacidade de atração de investimentos desde os anos 70 com o processo de reversão da polarização da Área Metropolitana de São Paulo. Este Estado, por ou-

tro lado, observou uma elevação do ICUR a partir de 1990.

Na Região Sul e no Estado do Rio de Janeiro, houve taxa negativa de crescimento deste indicador, embora os autores tenham questionado as suas significâncias estatísticas.

A utilização do ICUR também foi feita por Toyoshima e Silva (2000), que procuraram avaliar o desempenho da produção, da produtividade e do poder competitivo do Estado de Minas Gerais em relação ao Brasil. Além deste indicador, os autores propuseram o uso de índices relativos de produção industrial e produtividade do trabalho de Minas Gerais, comparativamente ao Brasil, analisando os períodos 1985-1989 e 1989-1996.

No período de 1985-1989, alguns gêneros industriais, como Material Elétrico, Material de Transporte, Química, Vestuário e Bebidas, apresentaram crescimentos de produção, enquanto outros setores, Minerais Não-Metálicos, Papel e Papelão e Produtos de Matéria Plástica, tiveram redução em relação ao Brasil. No outro período analisado, 1989-1996, em que Minas Gerais cresceu mais que a média da indústria brasileira, houve aumento do indicador relativo de produção nos gêneros Metalúrgico, Material Elétrico,

Material de Transporte, Papel e Papelão, Químico, Produtos Alimentares e Fumo.

Quando a mesma comparação é feita para o indicador relativo de produtividade, os autores verificaram que, no período 1985-1989, houve níveis de produtividade para a Indústria Geral mineira superiores à média brasileira, com destaque para Extração Mineral, Minerais Não-Metálicos, Química, Têxtil e Produtos Alimentares. Com exceção da Extração Mineral e incluindo Material de Transporte, estes mesmos setores destacaram-se no período 1989-1996.

No que se refere à comparação entre a trajetória dos índices de custo de mão-de-obra e de produtividade, foi possível constatar que, após 1990, a indústria mineira apresentou ganhos de competitividade em relação à indústria brasileira, diferentemente do período 1985-1989, em que apenas a Extração Mineral, a Química, o Vestuário, os Produtos Alimentares e o Fumo tiveram redução do ICUR, o que revela ganho de competitividade.

No período 1989-1996, a produtividade industrial cresceu mais que a média brasileira e/ou os custos cresceram menos para os seguintes gêneros industriais: Minerais Não-Metálicos, Metalúrgica, Material Elétrico, Material de Transporte, Papel e Papelão, Química, Têxtil,

Produtos Alimentares e Bebidas. Destes setores, apenas Metalúrgica e Bebidas apresentaram ganhos de competitividade sem sustentação porque foram dependentes da deterioração dos salários, que se revela uma forma de competitividade espúria. Os autores concluem que a indústria de Minas Gerais, após iniciado o processo de reestruturação produtiva que se seguiu às recessões e à abertura econômica do início dos anos 90, teve desempenho satisfatório, competitivo e dinâmico.

4_ Raízes unitárias e quebra estrutural: aspectos metodológicos

A raiz unitária foi inicialmente avaliada através do teste de Dickey-Fuller Aumentado, seguindo o procedimento sugerido por Enders (1995), que apresenta três modelos que são usados para o teste de raiz unitária e sugere a estimação do modelo menos restritivo (Modelo 1) até a estimação do mais restritivo (Modelo 3).

$$\Delta y_t = \mu = \alpha y_{t-1} = \beta T = \sum_{i=1}^K c_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (\text{Modelo 1})$$

$$\Delta y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^K c_i \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (\text{Modelo 2})$$

$$\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^K c_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (\text{Modelo 3})$$

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-estacionariedade da série. Isto significa a possibilidade de concluir que os dados contêm raiz unitária quando esta não existe de fato. Com base em Holden e Perman (1994), se os dados são gerados de acordo com o Modelo 1, com $\alpha = 1$ e $\beta \neq 0$, então y_t é integrado de ordem um [I(1)] e representa um passeio aleatório sobre uma tendência não-linear. Se os dados são gerados pelo Modelo 2, com $\alpha = 1$ e $\mu \neq 0$ então y_t é integrado de um e representa um passeio aleatório com intercepto. De acordo com o Modelo 3, com $\alpha = 1$, então pode-se dizer que y_t é integrado de ordem um e é um passeio aleatório sem intercepto.

A determinação de k deve ser cuidadosa, pois afeta o diagnóstico de raiz unitária. Para os testes de Dickey-Fuller e para os testes de Perron, descritos abaixo, seguiu-se a sugestão de Campbell e Perron (1991, p. 15), que se baseia inicialmente na escolha *a priori* de um k máximo, igual a 12 nesse trabalho.² O número final de defasagens escolhido baseou-se no nível de significância a 10% da última defasagem incluída na regressão, a qual era sucessivamente reestimada se a última

defasagem não era significativa. O problema de autocorrelação serial foi também verificado a partir do cálculo de estatísticas Q de Box e Pierce, para testar a hipótese de os resíduos serem “ruído branco”.

Como o teste de Dickey-Fuller Aumentado é viesado para a aceitação da hipótese nula de raiz unitária, quando ocorrem mudanças estruturais nas séries, empregam-se os testes de quebra estrutural de Perron. O debate acerca da presença de raiz unitária nas séries macro-econômicas foi intensificado a partir dos trabalhos seminais de Nelson e Plosser (1982); Perron (1989). Enquanto aqueles autores concluíram que a maioria das séries eram caracterizadas pela presença de raiz unitária, Perron (1989) questionaria tais resultados, argumentando que muitas séries eram estacionárias em torno de uma tendência quebrada, assumindo que a data da quebra era conhecida *a priori*. Porém, trabalhos posteriores revelaram que a seleção exógena do ponto de quebra, realizada por Perron (1989), pode viesar os resultados em favor da aceitação da hipótese alternativa de ausência de raiz unitária. Este problema é conhecido na literatura como *data-mining* (Bernal, 1996).

Desta forma, de acordo com Christiano (1992), a escolha da data da quebra

.....
² Quando foram avaliados alguns subperíodos das séries analisadas, utilizou-se um k máximo igual a 10 ou a 8, por causa da redução dos graus de liberdade.

está correlacionada com os dados, o que diminui a validade do procedimento de seleção exógena da quebra. Mesmo assim, Perron (1997) confirma sua posição de que há um sentido no qual a escolha da data de quebra pode ser considerada independente dos dados. Isso ocorreria nos casos em que as datas usadas são escolhidas *ex-ante* e não modificadas *ex-post*, e estão relacionadas a eventos exógenos, nos quais a teoria econômica sugere fatos com efeitos importantes na economia como a crise de 1929 e o choque do petróleo de 1973.

Embora Perron (1997) continue defendendo a utilidade da suposição de exogeneidade da quebra como primeira aproximação para o problema da escolha da data, adota um procedimento que permite aos dados apontarem o momento mais provável de quebra, de acordo com a hipótese de que a escolha da quebra é perfeitamente correlacionada com os dados.

Dois modelos discutidos em Perron (1997) foram usados nesse trabalho, como seguem:

$$y_t = \mu + \theta DU_t + \beta t + \delta D(T_b)_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^K c_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (\text{Modelo 1})$$

$$y_t = \mu + \theta DU_t + \beta t + \gamma DT_t + \delta D(T_b)_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^K c_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (\text{Modelo 2})$$

onde: μ = coeficiente de intercepto;

θ = coeficiente da *dummy* de intercepto;

β = coeficiente da tendência;

δ = coeficiente da *dummy* de impulso;

γ = coeficiente da *dummy* que mede mudanças de inclinação;

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

DU_t *dummy* de intercepto, sendo igual a 1 quando $t > T_b$ e zero para outros períodos;

DT_t = *dummy* de inclinação, sendo igual à tendência quando $t > T_b$ e zero para outros períodos;

$D(T_b)_t$ *dummy* que considera a presença de quebra estrutural em série não-estacionária, sendo igual a 1 para $t = T_b + 1$ e zero para outros períodos. Também chamada *dummy* de impulso.

Nas equações acima, se $\alpha = 1$, os choques aleatórios possuem um efeito permanente sobre a série, ou seja, as flutuações não são transitórias, sendo a série denominada de passeio aleatório (Holden e Perman, 1994; Perron, 1994). Com $\alpha = 1$ e $\delta \neq 0$, a série é gerada por $\Delta y_t = \mu + e_t$ até o período T_b e $\Delta y_t = (\mu + \delta) + e_t$ para o período $t > T_b$. Se $\alpha > 1$, o impacto de qualquer choque se torna cada vez menor com o decorrer do tempo. Se $\alpha \neq 1$, a série possui comportamento determinístico. Se $\beta \neq 0$, a série apresenta tendência determinística até a mudança estrutural, cuja inclinação pode mudar dependendo do sinal e significância estatística do coeficiente da *dummy*, que mede a mudança de inclinação (γ), no caso do Modelo 2. Se $\gamma > 0 (< 0)$, a série apresenta acréscimo (decrécimo) de inclinação da tendência após o período de quebra estrutural. Se $\theta = 0$, a série apresenta uma quebra na trajetória. Se $\theta > 0 (< 0)$, a série apresenta um salto (queda) na sua trajetória no ponto de mudança estrutural.

Uma vez rejeitada a hipótese de raiz unitária na série temporal, poder-se-á utilizar as estatísticas do modelo de regressão, que usam suas médias e variâncias, as quais não seriam dependentes do tempo, 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 pode 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 .

O Modelo 1 de Perron, denominado modelo *innovational outlier*, pode ser descrito como aquele que permite apenas uma única mudança no intercepto da série, sob hipóteses nula e alternativa. Em Perron (1989), este modelo foi denominado de *crash hypothesis*, aplicando-se nos casos em que, pela inspeção visual do gráfico da série, constatava-se que a série tinha sofrido mudanças no intercepto, embora a inclinação continuasse a mesma após a quebra estrutural. O Modelo 2 considera mudanças no intercepto e na inclinação em T_b , sendo o mais geral.³

³ A partir da visualização dos gráficos das séries deste trabalho julgou-se não ser necessária a utilização do Modelo 3 de Perron (1997), que permite testar raiz unitária quando a tendência muda de inclinação, mas os dois segmentos da série

estão unidos pelo ponto de quebra, ou seja, a série não sofre queda nem salto do seu nível. Neste caso, a mudança ocorre repentinamente em T_b e o modelo é designado por *additive outlier* na terminologia de Perron (1989).

O teste é realizado usando a estatística t para hipótese nula de que $\alpha = 1$ nas duas regressões acima.⁴ O método de seleção endógena da quebra evita arbitrariedades e possível viés quando se seleciona visualmente a data da quebra, uma vez em que são os próprios dados que apontam o momento mais provável de quebra na série. Neste procedimento todas as possíveis quebras são consideradas, não requerendo nenhum *trimming*, diferentemente do teste de Bernal (1996).

Há dois métodos de determinação endógena da quebra. O primeiro busca minimizar a estatística t do termo auto-regressivo. Tal estatística é definida como $t_{\alpha}^{*}(i) = \text{Min}_{T_b \in (K+1, T)} t_{\alpha}(i, T_b, \kappa)$ ($i = 1, 2, 3$), onde i refere-se aos três modelos possíveis para o teste de quebra estrutural (Perron, 1997). O termo T_b corresponde à data da quebra e κ é o parâmetro de defasagem. Ambos, T_b e κ , são considerados desconhecidos, de tal forma que o escolhido corresponde à data mais provável de rejeitar a hipótese nula.

O segundo escolhe T_b minimizando t_{θ} ou t_{γ} , parâmetros associados à mudança de intercepto e tendência, respectivamente, ou maximizando o valor absoluto destas mesmas estatísticas, quando nenhuma suposição prévia sobre o sinal de mudança é realizada. A estatística

ca t para a hipótese nula de $\alpha = 1$ obtida destes procedimentos é denotada por $t_{\alpha, \theta}^{*}(1)$ para o Modelo 1 e por $t_{\alpha, \gamma}^{*}(i)$ ($i = 1, 2$) para os Modelos 2 e 3. Ou seja, $t_{\alpha, \theta}^{*}(1) = t_{\alpha}(i, T_b^{*}, \kappa)$, T_b^{*} é tal que $t_{\theta}(T_b^{*}) = \text{Min}_{T_b \in (k+1, T)} t_{\theta}(T_b, \kappa)$. As estatísticas $t_{\alpha, \gamma}^{*}(i)$ ($i = 2, 3$) são definidas de forma análoga. Para o caso de maximizar o módulo do valor absoluto, a estatística é designada por $t_{\alpha, |\theta|}^{*}(1)$ para o Modelo 1 e $t_{\alpha, |\gamma|}^{*}(i)$ ($i = 2, 3$) para os Modelos 2 e 3.

5_ Discussão dos resultados

De acordo com a Tabela 1, metade das séries rejeita a raiz unitária pelo teste de Dickey-Fuller Aumentado em pelo menos uma das três especificações do teste. Em 9 séries houve rejeição da hipótese nula de raiz unitária no modelo com intercepto e tendência. Embora os modelos sem intercepto e tendência tenham maior poder para rejeitar a hipótese nula, porque possuem menos parâmetros para serem estimados, é interessante notar que em apenas 3 séries houve rejeição da hipótese nula. Isso pode estar demonstrando o fato de que a especificação usada não seja adequada para as séries em questão. Os casos de rejeições só podem ser considerados robustos após o uso do teste de Perron.

.....
 4 Valores críticos estão disponíveis em Perron (1997, p. 362).

Tabela 1_ Teste de Dickey-Fuller Aumentado para as séries de competitividade relativa de Minas Gerais

(continua)

Setores	Modelo com intercepto e com tendência			Modelo com intercepto e sem tendência			Modelo sem intercepto e sem tendência		
	α	t_{α}	k	α	t_{α}	k	α	t_{α}	k
Alimentos	-0,0782	-2,81	0	-0,0328	-1,58	12	-0,0040	-1,73*	12
Bebidas	-0,1972	-3,73**	8	-0,0569	-1,46	8	-0,0010	-0,67	5
Borracha	-0,0907	-2,19	5	-0,0907	-2,20	5	-0,0007	-0,33	5
Couros e peles	-0,1149	-1,68	12	-0,0613	-1,12	12	0,0020	0,83	12
Diversos	-0,1481	-3,11	2	-0,0361	-1,31	5	-0,0034	-1,10	5
Editorial e gráfica	-0,2023	-3,39*	2	-0,0803	-1,97	2	0,0001	0,06	2
Farmacêutico	-0,2401	-3,02	9	-0,0600	-1,76	4	0,0025	0,96	4
Fumo	-0,0916	-2,31	5	-0,0475	-1,65	5	4,80E-05	0,02	5
Ind. ext. mineral	-0,0695	-1,92	3	-0,0493	-2,78*	3	-0,0040	-1,96**	3
Indústria geral	-0,0776	-1,75	10	-0,0533	-1,83	10	-0,0010	-1,52	10
Ind. transformação	-0,0809	-1,76	3	-0,0385	-1,90	3	0,0007	0,87	3
Madeira	-0,3194	-3,73**	9	-0,1881	-2,63*	9	-0,0004	-0,18	4
Mat. elet. com.	-0,2540	-3,16*	10	-0,2516	-3,21**	10	-8,57E-07	0,00	5
Mat. transporte	-0,2072	-4,03***	8	-0,1658	-3,40**	8	0,0009	0,42	4
Mecânica	-0,1509	-3,21*	2	-0,0337	-1,11	2	0,0009	0,46	2
Metalúrgica	-0,1736	-2,90	6	-0,1721	-2,93**	6	-0,0003	-0,24	4
Min. não-met.	-0,1904	-3,29*	7	-0,0263	-1,37	12	-0,0021	-1,70*	12
Mobiliário	-0,1390	-2,88	2	-0,0659	-1,75	2	-0,0010	-0,61	3
Papel e papelão	-0,1409	-2,36	11	-0,0592	-1,22	11	-0,0018	-0,64	9

Tabela 1_ Teste de Dickey-Fuller Aumentado para as séries de competitividade relativa de Minas Gerais

(conclusão)

Setores	Modelo com intercepto e com tendência			Modelo com intercepto e sem tendência			Modelo sem intercepto e sem tendência		
	α	t_α	k	α	t_α	k	α	t_α	k
Perf. sab. e vela	-0,1320	-2,45	12	-0,1330	-2,48	12	-0,0001	-0,05	6
Plásticos	-0,2247	-3,73**	7	-0,0307	-1,05	9	0,0017	0,94	9
Química	-0,3241	-4,21***	6	-0,1458	-2,37	7	-0,0010	-0,60	7
Têxtil	-0,1099	-2,53	6	-0,0575	-1,87	6	-0,0013	-1,06	6
Vestuário	-0,2309	-3,08	7	-0,0429	-1,51	9	-0,0027	-1,25	9

Fonte: Elaboração própria.

Notas: (*) Significativo ao nível de 10%.

(**) Significativo ao nível de 5%.

(***) Significativo ao nível de 1%.

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 sem tendência.

Se a observação dos gráficos do Anexo A fosse o único critério para determinar o momento de quebra nas trajetórias dos indicadores de competitividade, as datas difeririam consideravelmente entre os setores. Este resultado é corroborado quando se adota o método de seleção endógena do momento de quebra, em que os dados são perfeitamente correlacionados com a escolha do ponto de quebra. A data de mudança na inclinação na tendência estimada de cada gráfico dos Anexos A, B e C foi selecionada usando o método que minimiza a estatística t do termo auto-regressivo para $\alpha = 1$.

Em 5 setores, o momento de quebra indicado pelos dados ocorreu antes de 1990, entre os anos de 1987 e 1989. A maioria das séries, 13 setores, teve como ponto de quebra algum mês e ano entre 1990 e 1994, enquanto que 6 segmentos industriais sofreram quebra estrutural após 1994, entre 1995 e 1997 (Tabela 2). As estatísticas da Tabela 2 indicam 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). Os resíduos das regressões são “ruído branco”.

Tabela 2_ Teste de quebra estrutural nas séries de competitividade relativa de Minas Gerais (Modelo 2)

Setores	Quebra	K	μ	t_{μ}	θ	t_{θ}	β	t_{β}	γ	t_{γ}	δ	t_{δ}	α	t_{α}^1	Q
Alimentos	1992:10	0	0,72	4,17	0,11	1,76	-0,0023	-3,34	0,0003	0,56	-0,096	-0,88	0,84	-4,30	40,6
Bebidas	1994:11	8	1,19	4,33	-0,17	-2,06	-0,0010	-3,46	0,0012	2,15	0,274	3,07	0,76	-4,21	36,0
Borracha	1987:11	5	1,10	4,51	0,15	2,23	-0,0033	-1,13	0,0023	0,82	-0,355	-2,69	0,75	-4,87*	37,5
Couros e peles	1991:04	0	2,00	7,09	-0,35	-4,43	0,0011	1,33	0,0022	2,41	0,242	1,63	0,57	-7,05***	29,7
Diversos	1991:10	0	1,73	7,00	-0,21	-2,59	0,0006	0,75	-0,0013	-1,45	0,339	2,02	0,61	-7,09***	27,8
Editorial e gráfica	1991:10	2	1,19	3,96	-0,11	-1,46	0,0020	2,76	-0,0001	-0,17	0,071	0,50	0,73	-4,10	28,1
Farmacêutico	1994:12	9	1,94	4,26	0,49	2,51	0,0017	2,30	-0,0024	-1,90	-0,171	-0,87	0,60	-4,19	34,6
Fumo	1992:04	0	1,07	5,33	0,33	3,62	0,0002	0,39	-0,0014	-1,71	-0,203	-1,30	0,77	-5,37**	34,2
Ind. ext. mineral	1988:08	3	1,01	3,92	-0,18	-3,18	-0,0023	-1,60	0,0019	1,37	0,543	5,60	0,78	-4,13	35,6
Indústria geral	1991:03	6	1,984	4,82	-0,15	-4,19	-0,0016	-4,09	0,0017	4,07	0,046	1,23	0,57	-4,83*	28,0
Indústria de transformação	1997:09	3	1,186	3,87	0,41	2,67	0,0010	3,59	-0,0027	-2,89	-0,077	-1,49	0,74	-3,85	33,7
Madeira	1989:08	9	2,574	5,123	-0,12	-1,89	0,0005	0,36	-0,0006	-0,38	0,250	1,90	0,47	-4,99*	29,5
Mat. ele. com.	1997:07	10	2,24	4,411	-0,80	-2,56	0,0006	1,96	0,0042	2,36	0,078	0,64	0,52	-4,39	16,1
Mat. transporte	1996:01	8	1,57	5,061	0,33	1,75	-0,0013	-3,30	-0,0014	-1,20	-0,066	-0,45	0,71	4,97	32,2
Mecânica	1991:03	1	1,325	4,776	-0,21	-2,89	0,0000	-0,04	0,0025	2,64	-0,222	-1,87	0,70	-4,87*	17,5
Metalúrgica	1994:05	6	1,393	4,414	-0,03	-0,50	0,0007	3,02	-0,0004	-0,97	0,127	1,83	0,69	-4,44	35,8
Mín. não-met.	1996:12	6	1,243	4,348	-0,43	-3,42	-0,0013	-3,99	0,0026	3,40	0,232	3,60	0,73	-4,38	41,7
Mobiliário	1991:01	1	1,13	4,242	-0,07	-1,49	0,0003	0,53	-0,0003	-0,52	0,162	1,59	0,76	-4,23	21,9
Papel e papelão	1995:12	11	2,812	5,24	1,88	4,66	-0,0015	-2,88	-0,0019	-4,72	-0,250	-1,37	0,43	-5,25**	30,7
Perf. sab. vela	1996:06	0	1,195	5,498	-0,15	-0,65	0,0011	2,97	-0,0002	-0,11	0,198	1,21	0,73	-5,56**	31,2
Plásticos	1989:10	7	1,646	5,122	-0,17	-3,02	0,0010	0,88	0,0016	1,40	0,140	1,20	0,64	-5,04*	53,3
Química	1995:01	0	1,511	6,00	0,03	0,31	-0,0007	-2,51	0,0000	-0,04	-0,199	-2,03	0,67	-6,02***	31,0
Têxtil	1992:10	0	0,86	4,40	-0,11	-2,39	-0,0005	-1,52	0,0007	1,74	0,025	0,34	0,81	-4,45	50,9
Vestuário	1992:05	7	1,835	4,359	-0,08	-1,35	-0,0006	-1,14	-0,0006	-0,92	0,039	0,33	0,59	-4,41	29,4

Fonte: Elaboração própria.

Notas: (*) Significativo ao nível de 10%.

(**) Significativo ao nível de 5%.

(***) Significativo ao nível de 1%.

Obs.: (1) A hipótese nula é $\alpha = 1$. $N = 192$ para todas as séries. A estatística $Q \sim \chi_{\alpha_0}^2 = 55,76$

A primeira constatação que a metodologia de quebra estrutural endógena permite realizar é que as possíveis datas de quebra das séries variam de forma significativa entre os diversos ramos industriais mineiros, não sendo possível adotar o ano de 1989 ou de 1990 como limite crítico de mudanças estruturais para todos os setores.

A Tabela 2 revela que na metade das séries analisadas não foi possível rejeitar a hipótese de raiz unitária, com base na metodologia de Perron (1997). Isto significa que as séries Alimento, Bebida, Editorial e Gráfica, Farmacêutica, Extrativa Mineral, Material Elétrico e de Comunicação, Metalúrgica, Minerais Não-Metálicos, Mobiliário, Têxtil e Vestuário, além da Indústria de Transformação, são melhor caracterizadas como passeios aleatórios. Logo, não é possível afirmar que os choques sofridos pela economia mineira ao longo do período 1985-2000 produziram trajetórias determinísticas crescentes e decrescentes para a competitividade dos ramos industriais referidos acima em relação aos mesmos setores brasileiros.

Dentre os setores em que houve rejeição da raiz unitária pode-se identificar padrões distintos de trajetórias determinísticas. A significância estatística dos outros parâmetros estimados pela regres-

são pode ser feita pelo teste t padrão, uma vez que a raiz unitária foi rejeitada. A descrição dos grupos abaixo segue a Tabela 2 e o Anexo A, que permitem a classificação das trajetórias determinísticas em 7 grupos:

1. as Indústrias de Madeira, Plásticos, Borracha e Diversas apresentaram coeficientes de tendência e da *dummy* de mudança de inclinação não-significativos, o que significa que estas séries seguem trajetórias determinísticas sem tendência ao longo do período 1985-2000. As Indústrias Diversas, de Madeira e de Plástico não apresentaram tendência significativa até o momento de quebra, quando sofreram queda dos seus níveis, uma vez que os coeficientes das *dummies* de intercepto são negativos e significativos. A trajetória destas séries continuou sem tendência após a quebra, porém em patamares menores. Neste grupo, a Indústria da Borracha é a única cuja trajetória sem tendência é interrompida por um salto no nível da série no momento da quebra, uma vez que a *dummy* de intercepto é positiva e significativa;

2. este grupo é formado pelos Setores Couros e Peles e Mecânica em que as séries seguiam trajetória determinística sem tendência até a quebra, respectivamente em abril e março de 1991. Nestes meses, porém, as séries passaram a ter tendência crescente e significativa, embora haja quebra de nível negativa, o que é evidenciado pelas *dummies* de intercepto negativas e significativas;
3. somente a Indústria do Fumo apresentou comportamento contrário às séries anteriores porque vinha seguindo uma trajetória determinística sem tendência, que se interrompe com uma quebra de nível positiva. A partir de um patamar superior, em abril de 1992, o setor passa a ter ganhos de competitividade, comprovados pela significância estatística a 9% do coeficiente negativo da *dummy* de inclinação;
4. na Indústria Geral a quebra estrutural, ocorrida em março de 1991, inverteu a tendência do indicador de competitividade. Após sofrer queda do nível da série, a tendência tornou-se positiva, revelando perda de competitividade a partir deste momento de ajuste estrutural;
5. a Indústria de Papel e Papelão é o único setor em que a tendência declinante do indicador foi reforçada, após a quebra estrutural em dezembro de 1995. Neste momento, a quebra de nível positiva da série foi acompanhada por substancial decréscimo da tendência;
6. as Indústrias de Material de Transporte e Química tiveram seus ganhos de competitividade do período anterior à quebra anulados pela transformação estrutural, uma vez que não apresentaram tendência significativa após o momento de quebra. Uma diferença importante entre as séries é que a primeira teve intercepto que se reforça com a quebra e a segunda não apresentou *dummy* de intercepto significativa;
7. o ajuste estrutural sofrido pela Indústria de Perfumes, Sabões e Velas modificou a trajetória determinística da série que possuía tendência crescente. Após junho de 1996, a queda de nível da série não se mostrou significativa, assim como o coeficiente negativo da *dummy* de inclinação.⁵

.....
⁵ Em termos de rejeição da raiz unitária, estes resultados não são qualitativamente alterados, se usados os métodos de seleção da data da quebra baseados nos parâmetros t_0 ou t_γ . Ou seja, nenhuma série que é considerada $I(1)$ passa a ser estacionária, após o uso destes outros métodos de seleção da quebra estrutural.

O Modelo 1 foi usado nos casos em que a visualização dos gráficos das séries sugeriu a ocorrência de uma única mudança no intercepto, sob hipóteses nula e alternativa. Com exceção do setor Bebidas, as datas de quebra indicadas coincidiram ou são próximas aos meses e anos sugeridos pelo Modelo 2 (Tabela 3; Anexo B). Dos Setores Alimentos, Bebidas, Metalúrgica, Química e Vestuário, apenas em Química houve rejeição da hipótese nula de raiz unitária ao nível de 1%. A quebra de nível positiva em janeiro de 1995 não foi significativa. A série segue tendência determinística decrescente no período 1985-2000. Estes resultados de rejeição da raiz unitária

não são sensíveis ao tipo de modelo, uma vez que se repetem quando o Modelo 2 é usado. Por outro lado, no Setor Bebidas, a escolha de T_b com base no valor mínimo de t_θ revela ser possível rejeitar a raiz unitária ao nível de 10%. Ainda que não sejam robustas, há evidências, portanto, de que a série é estacionária, sendo interrompida no momento da quebra por uma queda de nível, uma vez que o parâmetro que mede a mudança de intercepto é negativo e significativo. A data da quebra segundo este procedimento seria em fevereiro de 1992, ao invés de janeiro, como apontado pelo método que minimiza a estatística do termo auto-regressivo.

Tabela 3_ Teste de quebra estrutural nas séries de competitividade relativa de Minas Gerais (Modelo 1)

Setores	Quebra	k	μ	t_μ	θ	t_θ	β	t_β	δ	t_δ	α	t_α^1	Q
Alimentos	1993:01	0	0,74	4,30	0,14	3,33	-0,0022	-3,92	-0,095	-0,87	0,84	-4,37	39,9
Bebidas	1992:01	8	1,31	4,52	-0,07	-2,40	-0,0003	-1,12	0,069	0,78	0,73	-4,47	33,1
Metalúrgica	1994:05	6	1,34	4,31	-0,07	-3,24	0,0006	2,97	0,135	1,97	0,70	-4,34	35,8
Química	1995:01	0	1,51	6,08	0,03	0,96	-0,0007	-2,78	-0,199	-2,06	0,67	-6,08***	30,9
Vestuário	1993:01	7	1,80	4,33	-0,13	-3,14	-0,0010	-2,37	-0,047	-0,39	0,60	-4,40	34,9

Fonte: Elaboração própria.

Notas: (*) Significativo ao nível de 10%.

(**) Significativo ao nível de 5%.

(***) Significativo ao nível de 1%.

Obs.: (1) A hipótese nula é $\alpha = 1$. $N = 192$ para todas as séries. A estatística $Q \sim \chi_{40}^2 = 55,76$.

A rejeição da raiz unitária pelo teste de Dickey-Fuller foi confirmada pelo teste de Perron nas séries das seguintes indústrias: Madeira, Material de Transporte, Mecânica, Plásticos e Química. Nos casos das Indústrias de Borracha, Couros e Peles, Diversas, Fumo, Papel, Perfume, Sabão e Velas e na Indústria Geral, o teste de Perron rejeitou a raiz unitária, embora isso não tenha sido possível através do teste de Dickey-Fuller Aumentado. Esta situação pode estar exemplificando o viés dos testes de Dickey-Fuller para aceitação da hipótese nula. Estas séries, segundo o teste de Perron, são estacionárias ao redor de uma tendência que sofre uma mudança estrutural. Situação contrária ocorreu nas Indústrias de Alimento, Bebida, Editorial e Gráfica, Extração Mineral, Material Elétrico e de Comunicação, Metalúrgica, Minerais Não-Metálicos, pois o teste de Perron não confirmou a rejeição da raiz unitária obtida pelo teste de Dickey-Fuller Aumentado.

Ambos os testes, porém, indicam que as séries da Indústria de Transformação, Farmacêutica, Mobiliário, Têxtil e Vestuário são passeios aleatórios.

Em outros 4 casos, Indústria Extrativa Mineral, Material de Transporte, Perfume, Sabões e Velas e Têxtil, os gráficos sugeriram a existência de mais de uma quebra estrutural (Anexo A). Como a Metodologia de Perron permite apenas uma quebra na série, procedeu-se à divisão dos períodos estudados.⁶ A Tabela 4 revela que a rejeição da raiz unitária foi sensível à divisão da amostra em dois setores, Extrativa Mineral e Têxtil, onde no período de janeiro de 1985 a dezembro de 2000 não havia sido possível rejeitar a hipótese nula. Após a divisão, no primeiro subperíodo da Extrativa Mineral e no segundo subperíodo do setor Têxtil, foi possível rejeitar a 1 e a 10%, respectivamente, a raiz unitária, mesmo com redução do número de observações e, conseqüentemente, dos graus de liberdade. Nos outros 3 casos, tanto no primeiro quanto no segundo subperíodo foi possível rejeitar a raiz unitária, repetindo o resultado obtido para o período completo na Tabela 2. As novas datas de quebra estrutural endogenamente determinadas nos subperíodos e os novos ajustamentos lineares com quebra estrutural podem ser vistos na Tabela 4 e nos gráficos do Anexo C.

.....
⁶ Dentro do escopo do presente trabalho, esta foi a única forma de tratar a possibilidade de ocorrência de duas quebras estruturais nas séries. Para uma metodologia que avalia duas quebras

.....
numa mesma série, ver os estudos de Lumsdaine e Papell (1997) e Ben-David *et al.* (1998), que testam a raiz unitária na presença de duas quebras estruturais endogenamente determinadas.

Tabela 4_ Teste de quebra estrutural em subperíodos das séries de competitividade de Minas Gerais

Setores	Subperíodo	Quebra	k	μ	t_{μ}	θ	t_{θ}	β	t_{β}	γ	t_{γ}	δ	t_{δ}	α	t_{α}^1	Q
Ind. Ext. Mineral	1895:01 a 1997:09	1988:08	0	2,25	7,85	-0,31	-5,66	-0,0062	-4,54	0,0037	3,03	0,569	6,27	0,52	-7,99***	30,1
	1988:12 a 2000:12	1997:03	1	1,52	4,88	-0,71	-3,77	-0,0022	-4,06	0,0065	3,95	0,063	0,68	0,60	-4,90	13,5
Material de Transporte	1985:01 a 1994:06	1986:06	0	2,33	6,45	0,80	5,34	0,0043	4,68	-0,0480	-4,87	-0,068	-0,47	0,44	-6,50***	12,3
	1994:06 a 2000:12	1998:11	0	3,05	5,73	-0,63	-2,70	0,0048	3,30	0,0038	1,09	0,163	1,29	0,39	-5,66*	8,6
Per. Sab. e Vela	1985:01 a 1992:07	1988:09	1	2,48	5,76	0,92	4,74	0,0033	1,64	-0,0143	-4,20	-0,234	-1,40	0,44	-5,76***	9,4
	1992:07 a 2000:12	1996:07	0	2,65	6,96	-0,15	-1,54	0,0078	4,15	-0,0065	-3,02	0,205	1,43	0,43	-6,85***	16,4
Têxtil	1985:01 a 1994:06	1988:12	0	1,71	4,74	0,09	1,97	-0,0033	-3,12	0,0005	0,50	-0,092	-1,22	0,63	-4,77	15,2
	1994:06 a 2000:12	1999:05	4	2,41	5,63	1,52	4,84	0,0022	3,49	-0,0225	-4,91	-0,163	-2,32	0,40	-5,63*	5,9

Fonte: Elaboração própria.

Notas: (*) Significativo ao nível de 10%.

(**) Significativo ao nível de 5%.

(***) Significativo ao nível de 1%.

Obs.: (1) A hipótese nula é $\alpha = 1$. $N = 192$ para todas as séries.

Como o número de observações de cada amostra é variável, há uma estatística Q tabelada para cada subperíodo, que são, respectivamente, $Q \sim \chi_{30}^2 = 43,8$;

$Q \sim \chi_{28}^2 = 43,8$; $Q \sim \chi_{23}^2 = 36,4$; $Q \sim \chi_{16}^2 = 26,3$; $Q \sim \chi_{18}^2 = 28,9$; $Q \sim \chi_{20}^2 = 31,4$; $Q \sim \chi_{23}^2 = 36,4$; $Q \sim \chi_{16}^2 = 26,3$.

Para os casos de rejeição da hipótese nula, os padrões de ajustamento estrutural após a divisão da amostra são descritos a seguir:

1. os Setores Material de Transporte (primeiro subperíodo), Perfume, Sabões e Velas (primeiro subperíodo) e Têxtil (segundo subperíodo) deixaram de apresentar tendência crescente para o indicador de competitividade após a quebra, que passaram a ter tendência negativa;

2. o primeiro subperíodo da Indústria Extrativa Mineral possui coeficiente da *dummy* de inclinação positivo e significativo. Como o coeficiente do termo de tendência é negativo, a série continuou a ter tendência negativa, embora com menor inclinação. Isso significa que os ganhos de competitividade do setor, no subperíodo analisado, reduziram-se;

3. ajustamento contrário ao caso anterior ocorreu no segundo subperíodo

do do Setor Perfume, Sabões e Velas, em que houve diminuição da tendência crescente do indicador após a quebra estrutural em julho de 1996.

6 Conclusões

Através do comportamento do ICUR, o trabalho baseia-se na verificação da existência de ganhos de competitividade a partir de ganhos de produtividade. A estacionaridade deste indicador, ainda que em torno de uma tendência quebrada, garante que o impacto de qualquer choque exógeno seja cada vez menor no decorrer do tempo, fazendo a competitividade relativa retornar para seu nível de equilíbrio de longo prazo. Em termos gerais, conclui-se que a competitividade da indústria mineira em relação à brasileira (Indústria Geral) possui flutuação estacionária em torno de uma tendência que se altera em março de 1991. Neste momento, o indicador passou a ter tendência crescente, revelando que a indústria mineira começou a perder competitividade em relação à indústria brasileira.

O trabalho também indica que existem diferentes datas de quebra para os indicadores de competitividade potencial relativa entre os setores indus-

triais de Minas Gerais e Brasil, embora 13 segmentos industriais tivessem como data de mudança estrutural o período 1990-1994, e sugere que a metodologia de quebra endogenamente determinada deveria ser mais freqüentemente usada na avaliação de períodos que precedem e sucedem momentos de ajuste estrutural.

Os casos de rejeição deste trabalho são robustos, uma vez que o procedimento adotado possui baixo poder se comparado ao método em que a data da quebra é assumida fixa *a priori* – quebra exógena – e se for considerado que o modelo mais geral de Perron foi adotado, que possui maior número de parâmetros a serem estimados. Nas Indústrias de Borracha, Couros e Peles, Diversas, Fumo, Geral, Madeira, Mecânica, Material de Transporte, Papel e Papelão, Plástico, Perfume, Sabões e Velas e Química, as séries de indicadores de competitividade são melhor caracterizadas como flutuações estacionárias ao redor de uma função tendência que sofre quebra e muda de inclinação no momento da quebra estrutural. As outras séries, onde não foi possível a rejeição da hipótese nula de raiz unitária, são passeios aleatórios, possuindo uma tendência estocástica. Nestas, os choques sofridos pela economia mineira no período 1985-2000 produ-

ziram efeitos permanentes que não se dissiparam ao longo do tempo.

Nos setores em que houve rejeição da raiz unitária foi possível estabelecer padrões de trajetórias determinísticas. A partir desta classificação, verifica-se que alguns setores como Material de Transporte e Química deixaram de apresentar ganhos de competitividade e seguiram trajetória sem tendência após a quebra.

Os únicos setores que apresentaram ganhos de competitividade após o ajuste estrutural são: Papel e Papelão e Fumo. O primeiro teve sua tendência negativa reforçada após a quebra e o segundo adquiriu essa trajetória, que representa ganhos de competitividade, apenas após a quebra, uma vez que no período anterior vinha seguindo trajetória determinística sem tendência significativa do ponto de vista estatístico.

Ausência de tendência estatisticamente significativa antes e depois da quebra ocorre em 4 Indústrias: Diversas, Madeira, Plásticos e Borracha. O setor Perfume, Sabões e Velas seguiu trajetória sem tendência após apresentar perdas de competitividade, caracterizadas pela tendência positiva do setor antes de junho de 1996. Couros e Peles e Mecânica são setores em que os ganhos salariais supe-

raram os ganhos de produtividade após a quebra, como indica a tendência crescente do indicador de competitividade.

Como desdobramentos futuros de pesquisa, seria interessante aplicar a metodologia que permite apontar duas quebras estruturais em séries sobre as quais fortes suspeitas emergem quando os gráficos são visualizados. Neste trabalho, um pequeno subconjunto de séries pode ser reavaliado, como nos casos da Indústria Extrativa Mineral, Material de Transporte, Perfume, Sabões e Velas e Têxtil. Um segundo esforço futuro de pesquisa está relacionado com o levantamento de fatos econômicos e outras informações qualitativas específicos a cada setor que podem explicar os ajustes estruturais em momentos diferenciados no tempo.

Referências bibliográficas

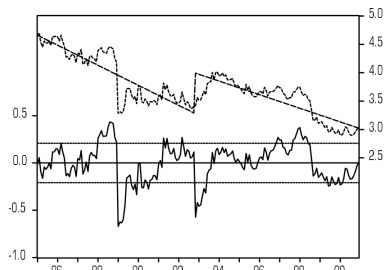
- BEN-DAVID, D.; LUMSDAINE, R. L.; PAPELL, D. H. *Unit roots, postwar slowdowns and long-run growth: evidence from two structural breaks*. Cambridge: NBER, Feb. 1998. (Working Paper, 6397).
- BERNAL, A. M. Contrastes de raiz unitaria y ruptura estructural: un estudio de Monte Carlo para los estadísticos rolling, recursivo y secuencial. *Revista Española de Economía*, v. 13, n. 1, p. 39-74, 1996.
- BONELLI, R.; FONSECA, R. *Ganhos de produtividade e de eficiência: novos resultados para a economia brasileira*. Rio de Janeiro: IPEA, abr. 1998a. (Texto para Discussão, 557).
- BONELLI, R.; FONSECA, R. *Evolução da competitividade e a produção manufatureira no Brasil*. Rio de Janeiro: IPEA, jul. 1998b. (Texto para Discussão, 574)
- CAMPBELL, J. Y.; PERRON, P. *Pitfalls and opportunities: what macroeconomists should know about unit roots*. Cambridge: NBER, abr. 1991 (Technical Working Paper, 100).
- CHRISTIANO, L. J. Searching for breaks in GNP. *Journal of Business and Economic Statistics*, v. 10, p. 237-250, 1992.
- COUTINHO, L.; FERRAZ, J. C. *Estudo da competitividade da indústria brasileira*. Campinas: Papirus, UNICAMP, 1995.
- ENDERS, W. *Applied econometric time series*. New York: John Wiley & Sons, Inc. 1995.
- FEIJÓ, C. A.; CARVALHO, P. G. M. O debate sobre a produtividade industrial e as estatísticas oficiais. *Economia Aplicada*, São Paulo, v. 3, n. 4, out./dez. 1999.
- FERRAZ, J. C.; KUPFER, D.; HAGUENAUER, L. *Made in Brazil: desafios competitivos para a indústria*. Rio de Janeiro: Campus, 1997.
- HOLDEN, D.; PERMAN, R. Unit roots and cointegration for the economist. In: RAO, Bhaskara R. (ed.). *Cointegration for applied economists*. New York: St. Martin's Press, Inc., 1994.
- LUMSDAINE, R.; PAPELL, D. Multiple trend breaks and the unit root hypothesis. *Review of Economics and Statistics*, v. 79, p. 212-218, [s.d.].
- NELSON, C. R.; PLOSSER, C. I. Trends and random walks in macroeconomic time series. *Journal of Monetary Economics*, v. 10, p. 139-162, 1982.
- PERRON, P. The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica*, v. 57, n. 6, p. 1361-1401, nov. 1989.
- PERRON, P. Trend, unit root and structural change in macroeconomic time series. In: RAO, Bhaskara R. (ed.). *Cointegration for applied economists*. New York: St. Martin's Press, Inc., 1994.
- PERRON, P. Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables. *Journal of Econometrics*, v. 80, p. 355-385, 1997.
- ROCHA, C. H.; TEIXEIRA, J. R. Complementaridade *versus* substituição entre investimento público e privado na economia brasileira: 1965-90. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, 1996.
- ROSA, A. L. T.; NOGUEIRA, C. A. G. Abertura econômica e competitividade da indústria brasileira: uma análise regional (1985-1997). In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 26, Vitória. *Anais...* Vitória: ANPEC, 1998. p. 1763-1781.
- SALM, C.; SABÓIA, J.; CARVALHO, P. G. M. Produtividade na indústria brasileira: questões metodológicas e novas evidências empíricas. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 27, n. 2, p. 377-396, ago. 1997.
- TOYOSHIMA, S. H.; SILVA, M. P. Competitividade e produtividade: uma análise comparativa do desempenho industrial de Minas Gerais, 1985-1996. *Nova Economia*, Belo Horizonte, v. 10, n. 1, jul. 2000.

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

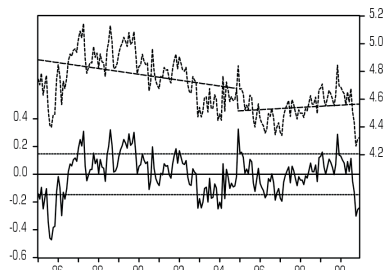
· E-mail de contato dos autores: ·
 · edugon@fea.ufjf.br ·
 ·

Anexo A
**Séries de competitividade
 potencial de Minas Gerais
 em relação ao Brasil
 – Modelo 2**

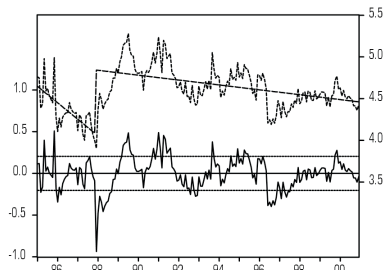
Alimento – Quebra em 1992:10



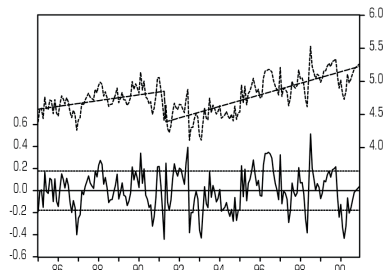
Bebida – Quebra em 1994:11



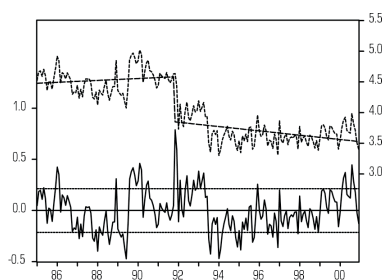
Borracha – Quebra em 1987:11



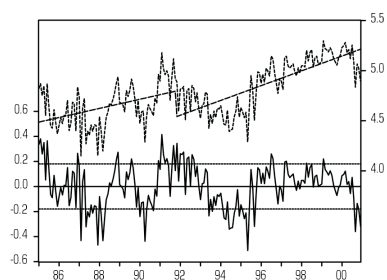
Couros e Peles – Quebra em 1991:04



Diversas – Quebra em 1991:10

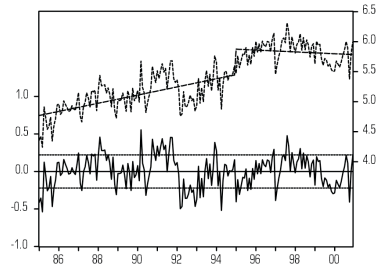


Editorial e Gráfica – Quebra em 1991:10

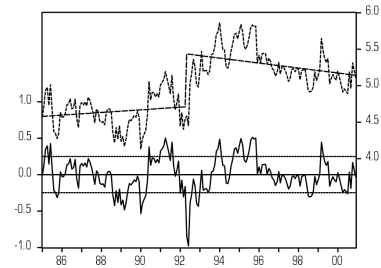


— Residual — Observado - - - Ajustado

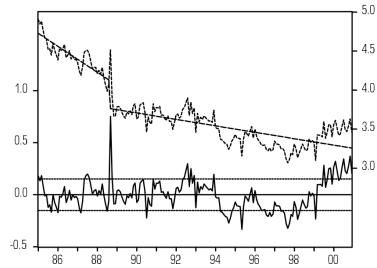
Farmacêutica – Quebra em 1991:10



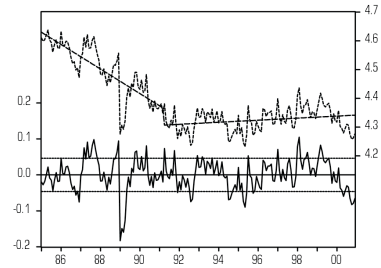
Fumo – Quebra em 1991:10



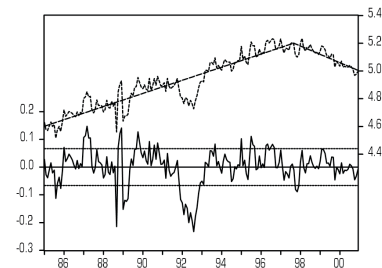
Ind Ext. Mineral – Quebra em 1988:08



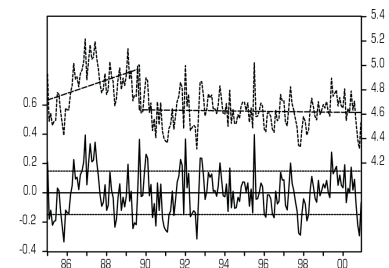
Ind. Geral – Quebra em 1991:03



Ind. de Transformação – Quebra em 1997:09

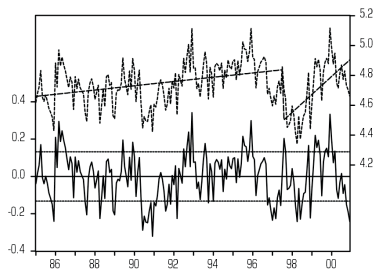


Madeira – Quebra em 1989:08

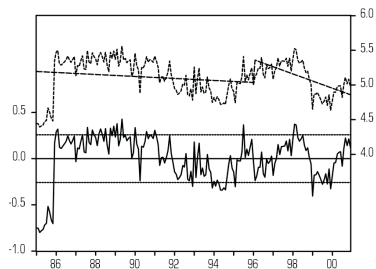


— Residual — Observado ---- Ajustado

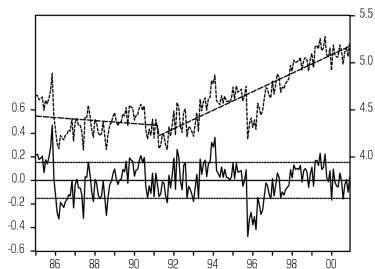
Mat. Elétrico e Com. – Quebra em 1997:07



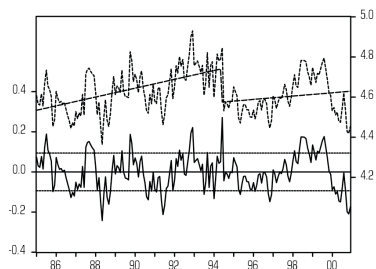
Mat. Transporte – Quebra em 1996:01



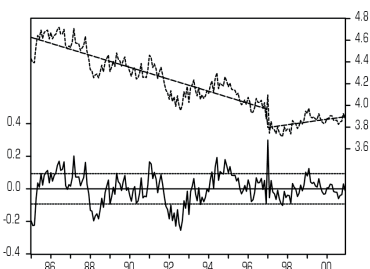
Mecânica – Quebra em 1996:01



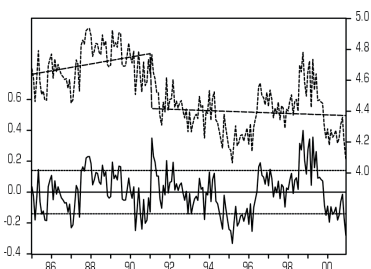
Metalúrgica – Quebra em 1996:01



Min. Não-Metálicos – Quebra em 1996:01

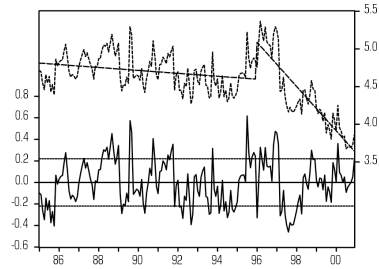


Mobiliário – Quebra em 1996:01

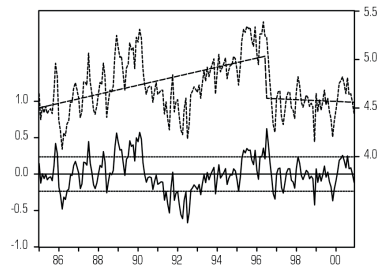


— Residual — Observado ---- Ajustado

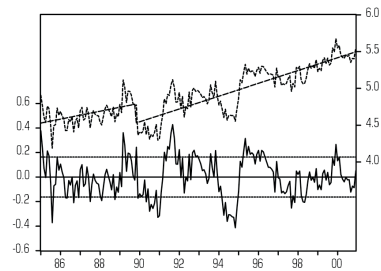
Papel e Papelão – Quebra em 1995:12



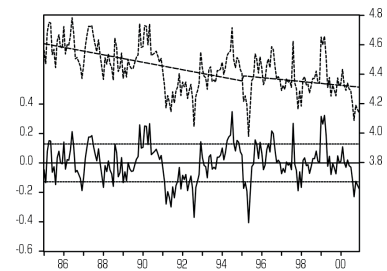
Perf., Sab., e Velas – 1996:06



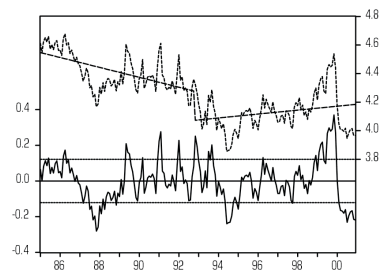
Plásticos – Quebra em 1989:10



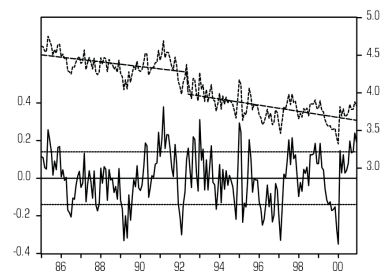
Química – Quebra em 1995:01



Têxtil – Quebra em 1992:10



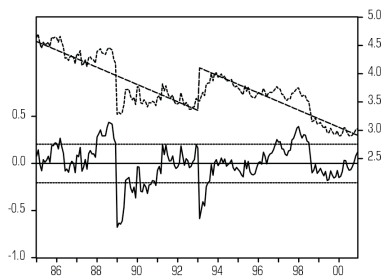
Vestuário – Quebra em 1992:05



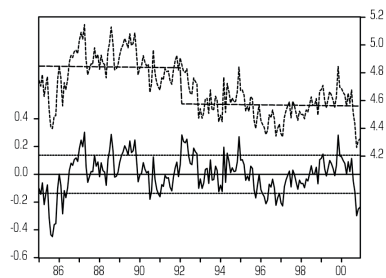
— Residual Observado - - - Ajustado

Anexo B
**Séries de competitividade
 potencial de Minas Gerais
 em relação ao Brasil
 – Modelo 1**

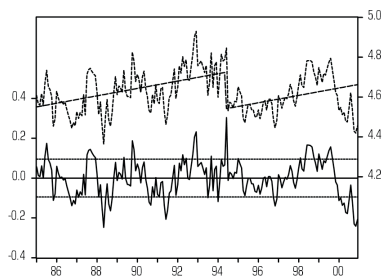
Alimento – Quebra em 1993:01



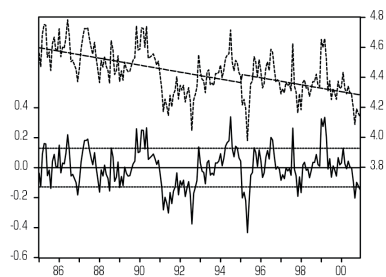
Bebida – Quebra em 1992:01



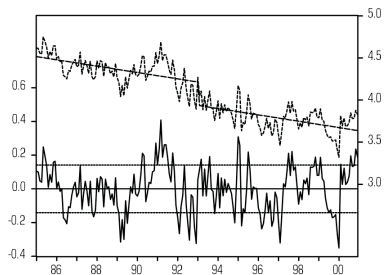
Metalúrgica – Quebra em 1994:05



Química – Quebra em 1995:01



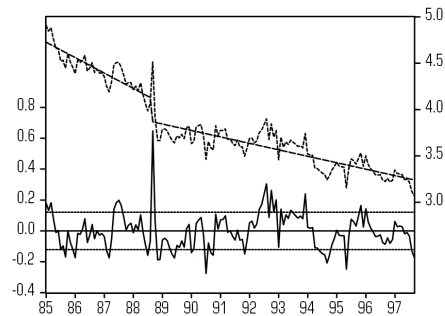
Vestuário – Quebra em 1995:01



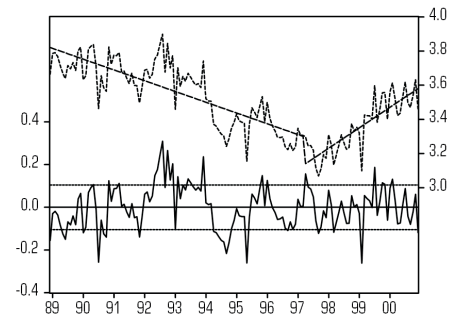
— Residual Observado ---- Ajustado

Anexo C
**Séries de competitividade
 potencial de Minas Gerais
 em relação ao Brasil
 (Subperíodos – Modelo 2)⁷**

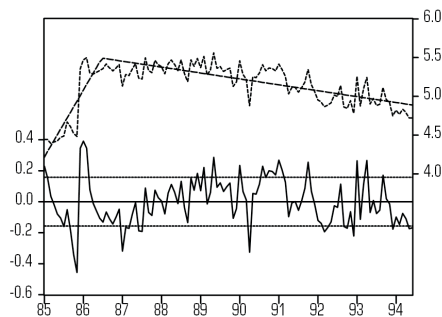
Indústria Ext. Min – Quebra em 1988:08



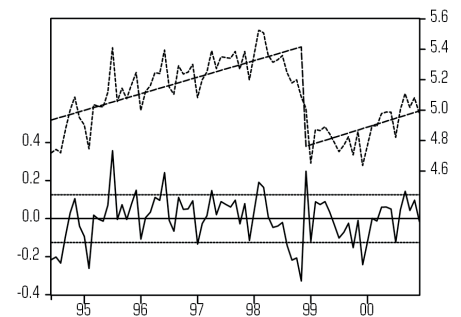
Indústria Ext. Min – Quebra em 1997:03



Material de Transporte – Quebra em 1986:06



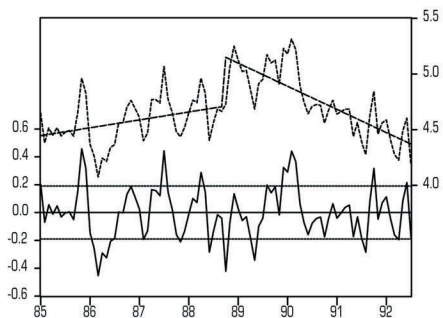
Material de Transporte – Quebra em 1998:11



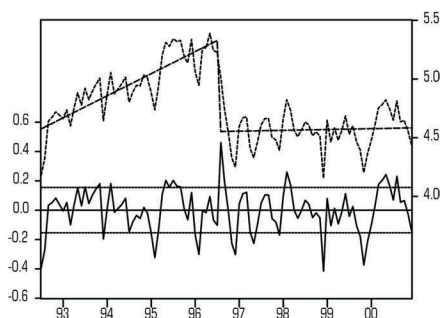
— Residual Observado ---- Ajustado

⁷ Os subperíodos estão descritos na Tabela 4.

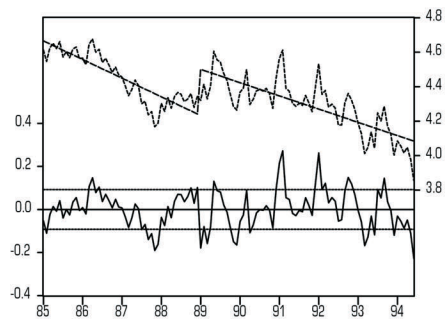
Perf., Sab., e Velas – Quebra em 1988:09



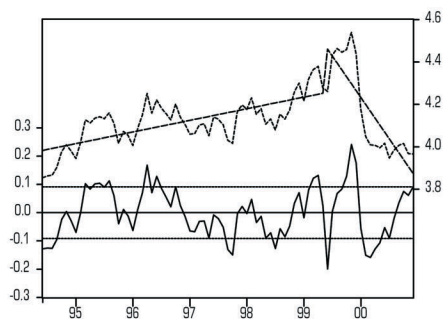
Perf., Sab., e Velas – Quebra em 1996:07



Têxtil – Quebra em 1988:12



Têxtil – Quebra em 1999:05



— Residual Observado ---- Ajustado