

# O CRESCIMENTO DA ECONOMIA MINEIRA

---

## uma análise a partir da elasticidade de substituição dos fatores produtivos

Maria Alice Ferreira<sup>1</sup>  
Emerson Costa dos Santos<sup>2</sup>  
Josiane Souza de Paula<sup>3</sup>  
Elaine Aparecida Fernandes<sup>4</sup>

### Resumo

O objetivo geral do presente estudo foi estudar a estrutura de produção do Estado de Minas Gerais nos anos de 2002 a 2008, a partir da função *Constant Elasticity of Substitution* (CES), por meio de técnicas de dados em painel. Além disso, procurou-se averiguar quão importante é a participação destes insumos no crescimento econômico. Para isso, o modelo teórico baseou-se no teorema de Klump e La Grandville (2000). Os resultados sugerem que a função de produção para a economia mineira seja uma CES, além de indicarem que o valor da estimativa da elasticidade de substituição é superior à unidade. Isto é, um aumento no preço do fator mão de obra resultará em uma maior redução na quantidade do fator utilizada, o que acarretará uma queda na parcela deste fator na renda. Entretanto, quando

---

<sup>1</sup> Mestranda em Economia, Universidade Federal de Viçosa (UFV), e-mail: maria\_alice16@hotmail.com.

<sup>2</sup> Mestrando em Economia, Universidade Federal da Bahia, e-mail: emersoco@hotmail.com .

<sup>3</sup> Doutoranda em Economia, Universidade Federal de Uberlândia, e-mail: josiane\_udi@yahoo.com.br.

<sup>4</sup> Doutora em Economia Aplicada e Professora do Departamento de Economia da UFV, e-mail: eafernandes@ufv.br.

a elasticidade de substituição é menor que um, as possibilidades de substituição entre trabalho e capital tendem a reduzir-se quando o produto cresce. Assim pode-se dizer que ocorreu um processo substitutivo de mão de obra por capital, movido pelo processo de modernização produtiva recente. Desse modo, no longo prazo é possível que o Estado desfrute de maior renda *per capita* através da substituição de trabalho por capital.

**Palavras-chave:** CES. Crescimento econômico. Economia mineira.

**Classificação JEL:** D24, R11.

## Abstract

The overall objective of this study was to study the structure of production of the State of Minas Gerais in the years 2002 to 2008, from the function of the Constant Elasticity of Substitution (CES), through panel data techniques. Furthermore, it was examined how important is the participation of these inputs in the economic growth. To this end, the theoretical model was based on the Klump and La Grandville theorem (2000). The results suggest that the production's function to the economy of Minas Gerais is a CES, and they indicate that the estimated value of the elasticity of substitution is greater than unity. Namely, an increase in the price of the factor labor will result in a greater reduction in the amount of factor used, which will cause a drop in the share of factor income. However, when the elasticity of substitution is less than one, the substitution possibilities between labor and capital tend to fall when the product grows. Thus it can say that there was a process of substitution labor for capital, driven by the recent process of modernization of production. Thus, in the long term it is possible that the State enjoy higher per capita income by substituting capital for labor.

**Keywords:** CES. Economic growth. The mining economy.

**JEL Classification:** D24, R11.

## Introdução

O objetivo deste estudo foi analisar o grau de substituição entre os insumos produtivos capital e trabalho para a economia mineira. Além disso, procurou-se averiguar quão importante é a participação destes insumos

no crescimento econômico.<sup>5</sup> Este tipo de discussão, ao longo de várias décadas, tem despertado o interesse de muitos pesquisadores. Uma das questões mais instigantes é entender por que alguns países, regiões ou estados crescem mais que outros.

Os trabalhos de Solow (1956), Arrow e colaboradores (1961), Frohn (1972) e Klump e La Grandville (2000) marcaram períodos importantes para o desenvolvimento teórico e empírico a respeito do tema. Na maioria destes trabalhos, a função de produção Cobb-Douglas é utilizada para descrever o comportamento de equilíbrio das economias. Entretanto, a utilização desse tipo de função tem como consequência assumir os pressupostos de substitutibilidade imperfeita, retornos constantes à escala, elasticidade de substituição unitária etc. e isso nem sempre se verifica na prática. (ROMER, 2006)

Nesse contexto, o presente estudo buscou flexibilizar a substitutibilidade entre os fatores utilizando-se, na análise, a função de produção *Constant Elasticity of Substitution* (CES) para avaliar o crescimento econômico mineiro. Esta função tem sido usada com frequência em estudos empíricos a respeito do crescimento econômico.<sup>6</sup> É importante ressaltar que, neste estudo, a abordagem de crescimento econômico é vista na perspectiva de Klump e La Grandville (2000) que apresentaram um teorema que explica o mesmo através da elasticidade de substituição entre os fatores produtivos da economia. Quanto maior o valor do coeficiente da elasticidade, maior a tendência de crescimento da renda por unidade de trabalho. Assim, quando dois países iniciam sua trajetória a partir das mesmas condições, o país com a maior elasticidade de substituição, *ceteris paribus*, terá um maior nível de renda *per capita*.

Por apresentar grande relevância econômica para o país, o Estado de Minas Gerais foi escolhido para a análise. Em 2000, Minas Gerais foi a terceira economia do país, com 9,6% do Produto Interno Bruto (PIB) nacional. (IPEA, 2010) Entre 2002 e 2008, o estado aumentou em 0,7% a sua participação no Produto Interno Bruto brasileiro. (IBGE, 2011; FUNDAÇÃO

---

<sup>5</sup> Para alguns autores como Snowdon e Vane (2005) e Romer (2006) crescimento econômico e qualidade de vida estão intimamente relacionados. Desse modo, até mesmo pequenas diferenças nas taxas de crescimento da renda *per capita*, se forem sustentadas durante um longo período de tempo, provocarão diferenças significativas no padrão de vida da sociedade. O crescimento econômico, então, seria um dos principais mecanismos para gerar o aumento na renda *per capita*, bem como para explicar as diferenças no padrão de vida verificado entre os países.

<sup>6</sup> Os trabalhos de Koesler e Schymura (2012), Kemfert (1998), Werf (2007), Edenhofer, Lessmann e Bauer (2005), Frohn (1972), Saam (2004), Miyagiwa e Papageorgiou (2003) e Amorim (2008) podem ser citados como exemplos.

JOÃO PINHEIRO, 2008) No que se refere à participação percentual do PIB das unidades da Federação que participaram com cerca de 80% do PIB do Brasil em 2009, Minas alcançou a terceira colocação entre 2002 e 2009. Em 2002, o estado respondeu por 8,6% do PIB nacional, chegando a 9,3% em 2008 e caindo para 8,9% no ano de 2009. O estado está atrás apenas de São Paulo que, em média, corresponde a 33,8% do PIB do país e do Rio de Janeiro que responde a aproximadamente a 11,3%. Juntos, São Paulo, Rio de Janeiro e Minas Gerais respondem por mais de 50% da participação da renda nacional (Anexo). De acordo com o IBGE (2011), em 2010, o PIB mineiro apresentou um crescimento real médio de 10,9% em relação a 2009, superando em 3,4 pontos percentuais o resultado nacional de 7,5%.

De forma geral, este estudo procurou analisar a elasticidade de substituição dos fatores produtivos capital e trabalho para a economia mineira no período compreendido entre 2002 e 2008. Especificamente pretendeu-se: a) analisar a relação capital-trabalho para a economia mineira evidenciando as mudanças ocorridas na relação entre estes fatores; b) mensurar a elasticidade de substituição entre os fatores produtivos capital e trabalho para o estado de Minas Gerais; c) analisar o comportamento da renda real em função do progresso técnico, do estoque de capital e da mão de obra.

Uma vez que trabalho e capital representam os principais fatores de produção existentes na economia, a relação entre eles, ao abarcar pontos de intenso debate econômico (como alocação eficiente da mão de obra, acumulação de capital, determinação de salários, distribuição de renda etc.), leva ao fato de que a mensuração da elasticidade de substituição entre eles seja muito relevante para a formulação de política econômica. Além disso, pode ser escopo de políticas fiscais, ao permitir analisar como o investimento se comporta através de alterações na política tributária. A maioria dos trabalhos que calculam a elasticidade de substituição entre os fatores de produção capital e trabalho está direcionada para as divergências de renda entre os países e a relação e/ou implicação desta em assuntos como, por exemplo, produtividade e crescimento econômico. (MURATA, 2006)

Conforme já ressaltado, são vastas as técnicas adotadas para a especificação da função de produção a ser utilizada. No entanto, nota-se relativa escassez de trabalhos empíricos que procurem capturar a elasticidade de substituição para a economia brasileira principalmente no que se refere a nível estadual. Assim sendo, compreendendo a importância de se estudar as diferenças regionais no país, além da importância da mensuração da elasticidade, tornou-se relevante o presente estudo.

Além desta introdução, este estudo possui mais seis seções. Na segunda, apresentou-se a evidência teórica do crescimento econômico e da elasticidade de substituição. Na terceira, discutiram-se os pressupostos seminais da função CES e da elasticidade de substituição. Na quarta, foi apresentado o modelo econométrico de estimação do parâmetro de interesse. Na quinta, foram apresentados a fonte de dados. Na sexta, apresentou-se os principais resultados e análises. E por fim, na sétima seção, foram apresentadas as considerações finais.

## **Crescimento econômico e elasticidade de substituição: evidência teórica**

A elasticidade de substituição teve seu conceito, inicialmente, introduzido por Hicks (1932), e entende-se como sendo o parâmetro de mensuração do grau de substituição entre um par de fatores, onde se mede a mudança percentual nas proporções dos fatores dada a mudança na taxa marginal de substituição técnica destes.

Em 1928, Charles W. Cobb e Paul H. Douglas, utilizando dados do setor manufatureiro da economia norte-americana para o período de 1899 a 1922, estimaram as elasticidades de oferta de capital e trabalho, e observaram como suas variações afetavam a distribuição de renda. Então, desenvolveram a teoria da produção, onde foi estimada a conhecida função de produção Cobb-Douglas, a qual apresenta as propriedades de retornos constantes de escala e elasticidade de substituição unitária, além de assumir ausência de progresso técnico, ou seja, a tecnologia é Hicks-Neutra.

Entretanto, em 1961, Arrow e colaboradores (1961) desenvolveram uma forma funcional alternativa, a de elasticidade de substituição constante (Função CES), com as propriedades de homogeneidade, elasticidade de substituição entre capital e trabalho constante, e a possibilidade de diferentes elasticidades para as diferentes indústrias.

Em meados da década de 1950, Solow (1956) mostrou que pela função de produção Cobb-Douglas as economias, tanto desenvolvidas como emergentes, teriam um comportamento de equilíbrio de longo prazo, o que marcou um grande avanço na teoria do crescimento econômico. Em seu artigo, Solow (1956) utilizou implicitamente outro tipo de função de produção, descrita pela expressão (1).

$$y = [\alpha K^{-\rho} + \beta L^{-\rho}]^{-\frac{1}{\rho}} \quad (1)$$

A expressão (1), conhecida como *Constant Elasticity of Substitution*, descreve o comportamento do produto ( $y$ ) como uma função do capital ( $K$ ) e do trabalho ( $L$ ). Os coeficientes  $\alpha$  e  $\beta$  descrevem a participação dos insumos na produção, respectivamente. Segundo Arrow e colaboradores (1961) essa função teria elasticidade de substituição constante, com as propriedades de homogeneidade, elasticidade de substituição entre capital e trabalho constante, e a possibilidade de diferentes elasticidades para as diferentes indústrias.

Quanto à utilização das formas funcionais ao estimar a elasticidade de substituição entre capital e trabalho, observa-se que em estudos de crescimento econômico<sup>7</sup> e produtividade, a função de produção Cobb-Douglas tem sido amplamente utilizada por possuir características que facilitam a estimação deste parâmetro. Contudo, após o desenvolvimento da função de produção CES, foi crescente a demanda de trabalhos por esta forma funcional, haja vista sua maior flexibilidade ao não considerar a elasticidade de substituição unitária. Muitos trabalhos, ao estimarem a elasticidade de substituição entre capital e trabalho, encontraram resultados que rejeitam a hipótese Cobb-Douglas. (MURATA; LOPES, 2007)

Segundo o teorema de Klump e La Grandville (2000), se duas economias apresentam a mesma função de produção, onde são idênticas as taxas de investimento, crescimento populacional e crescimento tecnológico, então, a economia que obtiver o maior grau de substitutibilidade entre os fatores produtivos tenderá a apresentar níveis mais altos de renda *per capita*. Para os autores, grande parte do desenvolvimento de alguns países, como o Japão, pode ser atribuída ao maior grau da elasticidade de substituição entre os insumos, além de aspectos comuns como os níveis de poupança *ex ante* do crescimento econômico.

O teorema supracitado induz ao segundo teorema de Klump e La Grandville (2000): para as economias que estão na trajetória de crescimento equilibrado, quanto maior a elasticidade de substituição entre os fatores, maior a intensidade do fator capital no crescimento econômico.

Klump e La Grandville (2000) afirmam que se a elasticidade de substituição for igual ou menor que a unidade, a remuneração do fator trabalho na produção é crescente. Dessa forma, a renda total torna-se decrescente ao aumento da taxa de crescimento populacional. Não obstante, a renda

---

<sup>7</sup> Determina-se a ligação entre a elasticidade de substituição e o crescimento econômico, estimando e testando sua estabilidade durante o período em análise para demonstrar tal ligação.

torna-se uma função crescente da poupança e do progresso técnico. A explicação teórica pode ser vista no estudo de Solow (1956).<sup>8</sup>

Em outra perspectiva, o nível da elasticidade de substituição pode afetar a velocidade de convergência para a trajetória de equilíbrio de longo prazo, a taxa de poupança, além da remuneração dos fatores produtivos. (KARAGIANNIS, PALIVOS; PAPAGEORGIOU, 2004) Tais aspectos tornam a abordagem da CES oportuna ao entendimento dos fatores que determinam o crescimento econômico das nações.

## Especificação da função CES

A função CES possui casos normalizados específicos. Se a elasticidade de substituição tender para zero, tem-se uma função Walras-Leontief do tipo  $Y = \min \{k, L\}$ ; Se tender para um, tem-se uma função Cobb-Douglas definida como  $Y = k^\alpha L^\beta$ ; Já se tender para o infinito, tem-se uma função linear do tipo  $Y = \alpha k + \beta L$ . (VARIAN, 1992) Quanto maior for a elasticidade de substituição, maior tenderá a ser a taxa de crescimento da renda *per capita*. (KLUMP; LA GRANDVILLE, 2000) Para isso, seja a expressão (2) uma função de tecnologia CES.

$$Y = G[\alpha K^{-\rho} + (1 - \alpha)L^{-\rho}]^{-\frac{1}{\rho}} \quad (2)$$

Em que  $Y$  é a renda;  $G$  o progresso técnico;  $K$ , o nível de estoque de capital;  $L$ , a quantidade de trabalhadores; e  $\rho$ , o coeficiente que determina a elasticidade de substituição e o tipo de função de produção.

Além disso, pressupõe-se que a taxa de crescimento do progresso tecnológico e que a taxa de crescimento da mão de obra sejam positivas, constantes e exógenas. Já o comportamento do capital, assim como no modelo de Solow (1956), pode ser definido por  $\frac{dK}{dt} = I - \delta K$ , em que  $I$  é o investimento realizado na economia, que por sua vez, pode ser definido como  $I = sY$ , com  $S$  sendo a proporção poupada da renda total. O parâmetro  $\delta$  indica a parte depreciada do capital  $K$ .

A razão entre a derivada da renda com relação ao total de mão de obra, e a derivada da renda com relação ao nível de estoque de capital dá origem à expressão (3).

---

<sup>8</sup> Solow (1956) mostra que se a elasticidade de substituição for igual ou inferior à unidade, o produto marginal do capital tende a zero dadas as condições de Inada, isto é,  $\lim_{k \rightarrow \infty} f_k = 0$ ; e  $\lim_{k \rightarrow 0} f_k = \infty$ .

$$\frac{\left(\frac{dY}{dL}\right)}{\left(\frac{dY}{dK}\right)} = \frac{\left(-\frac{1}{\rho}\right)[\alpha K^{-\rho} + (1-\alpha)L^{-\rho}]^{-\left(\frac{1}{\rho}\right)-1}(-\rho)(1-\alpha)L^{-\rho-1}}{\left(-\frac{1}{\rho}\right)[\alpha K^{-\rho} + (1-\alpha)L^{-\rho}]^{-\left(\frac{1}{\rho}\right)-1}(-\rho)(\alpha)K^{-\rho-1}} \quad (3)$$

Em que (3) pode ser descrita como a Taxa Marginal de Substituição Técnica (TMST) entre os fatores  $L$  e  $K$ . Por simplificação algébrica, tem-se que:

$$TMST = \left(\frac{1-\alpha}{\alpha}\right)\left(\frac{L}{K}\right)^{-\rho-1} \quad (4)$$

Pela expressão (5), resolvendo para a razão  $\left(\frac{K}{L}\right)$ , pode-se mostrar que a relação inicial pode ser convertida em estoque de capital por unidades de trabalho:

$$TMST = \left(\frac{1-\alpha}{\alpha}\right)\left(\frac{K}{L}\right)^{\rho+1} \quad (5)$$

Linearizando a expressão (5), tem-se:

$$\ln\left(\frac{K}{L}\right) = \ln\left\{\left[\left(\frac{\alpha}{1-\alpha}\right)(TMST)\right]^{\frac{1}{1+\rho}}\right\} \quad (6a)$$

$$\ln\left(\frac{K}{L}\right) = \frac{1}{1+\rho}\ln\left(\frac{\alpha}{1-\alpha}\right) + \frac{1}{1+\rho}\ln TMST \quad (6b)$$

Por fim, a derivação matemática pode ser definida pela expressão (7a) que se segue:

$$\ln\left(\frac{K}{L}\right) = \varphi + \frac{1}{1+\rho}\ln TMST \quad (7a)$$

$$\varphi = \left[\frac{1}{(1+\rho)}\ln\left(\frac{\alpha}{1-\alpha}\right)\right]$$

em que . Dessa forma, a derivada da função logarítmica da razão do capital por unidade de trabalho em relação ao logaritmo da TMST fornece a elasticidade de substituição dos fatores produtivos – capital e trabalho expressa na expressão (7b).

$$\sigma = \frac{1}{1+\rho} \quad (7b)$$

A determinação da elasticidade de substituição entre os insumos depende da estimativa do parâmetro  $\rho$ . Entretanto, pelo fato da função CES não ser linear nos parâmetros, sua estimação depende de suposições iniciais que podem ou não ser verdadeiras. Frohn (1972), ao estimar a CES para as indústrias alemãs entre os anos de 1958-1968, propôs formulação conforme expressão (8).

$$Y = Ge^{-\gamma t} [(1 - \alpha)L^\rho]^\frac{1}{\rho} \quad (8)$$

A versão linearizada da função CES foi considerada pelo fato de que grande parte dos trabalhos empíricos sobre o crescimento econômico, como por exemplo, o de Mankiw, Romer e Weil (1992), o de Barro e Sala-i-Martin (1995), dentre outros, fazem uso de regressões de MQO (lineares), sob a suposição de uma especificação Cobb-Douglas para função de produção agregada. Essa observação também é válida para vários trabalhos aplicados à economia brasileira, como, por exemplo, Ferreira e Ellery Junior (1996), Azzoni (2001), Resende (2003).

A linearização da função CES é baseada em uma aproximação de Taylor de segunda ordem para os fatores, para  $\rho=0$ , a expressão (8) pode ser escrita como (9):

$$\ln Y = \ln(G) + \alpha \ln(K) + (1 - \alpha) \ln(L) + \frac{1}{2} \rho \alpha (1 - \alpha) [\ln(K) - \ln(L)]^2 \cdot \quad (9)$$

Na próxima subseção, foi abordado o modelo econométrico de estimação da função CES.

## Modelo econométrico

A expressão (9) descreve o comportamento da renda real em função da variável de progresso técnico ( $G$ ), exógena por definição, do estoque de capital ( $K$ ), da mão de obra ( $L$ ), da diferença percentual entre o estoque de capital e a mão de obra, e da tendência temporal.

Pode-se descrever (9) como produto por trabalhador da seguinte forma:

$$\ln y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln(k_{it}) + \beta_2 \ln(k_{it})^2 + \beta_3(t) + e_{it} \quad (10)$$

<sup>9</sup> Para detalhes matemáticos da formulação, ver Frohn (1972).

em que  $y_{it} = Y_{it}/L_{it}$   $y_{it} = Y_{it}/L_{it}$  e  $k_{it} = K_{it}/L_{it}$   $k_{it} = K_{it}/L_{it}$ . Já os parâmetros a serem estimados podem ser definidos como  $\beta_0 = \ln(G)$ ;  $\beta_1 = \alpha$ ;  $\beta_2 = \frac{1}{2}\rho\alpha(1 - \alpha)$ ;  $\beta_2 = \gamma$ ; e  $e_{it}$  o erro aleatório.

A estimação da expressão (10) pode ser realizada por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Segundo Amorim (2008), se o coeficiente não for estatisticamente diferente de zero, aceita-se a função de produção Cobb-Douglas e nada pode ser dito acerca do valor de  $\rho$ .

Após a estimação, os verdadeiros valores dos parâmetros podem ser obtidos da maneira que se segue:

$$|G = e^{\beta_0}; \alpha = \beta_1; \rho = \frac{2\beta_2}{\beta_1(1-\beta_1)}; \gamma = \beta_2 \quad (11)$$

Para a estimação do modelo econométrico, optou-se pela utilização de Dados em Painel. Conforme Gujarati (2006), dados em painel são combinações de dados em corte transversal (*cross-section*) com séries temporais, ou seja, nesse caso, a mesma unidade de corte transversal (uma família, uma empresa, um estado) é acompanhada ao longo do tempo. Assim, as técnicas de estimação em painel fornecem dados mais informativos, além de aumentar consideravelmente os graus de liberdade. Em linhas gerais, a utilização de modelos combinados sofisticada a análise empírica acerca da temática em questão.

Greene (2003) afirma que o principal avanço dos dados em painel sobre os dados de corte transversal é a flexibilidade em modelar diferentes comportamentos dos indivíduos. O modelo básico pode ser descrito por:

$$y_{it} = x'_{it}\beta + z'_{it}\alpha + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

A expressão (9) não possui um termo constante explícito. Os efeitos individuais afetam o termo  $z'_{it}\alpha$ , onde  $i$  representa os grupos ou indivíduos e  $t$  a escala de tempo. Os diferentes tipos de efeitos assumidos sobre o termo  $z'$  reduzem-se a três especificações diferentes, sendo elas:

(i) Regressão *Pooled*: Se  $z'$  é apenas uma constante, então a estimação é feita pelo MQO tradicional, em que  $z'$  é considerada uma constante qualquer.

(ii) Efeitos fixos: Se  $z'$  não é observado, mas correlacionado com  $x'_{it}$ , então  $z'_{it}\alpha = \alpha$  e o modelo é  $y_{it} = x'_{it}\beta + \alpha + \varepsilon_{it}$ , no qual é considerado um efeito fixo de um grupo específico do modelo.

(iii) Efeitos aleatórios: Se a heterogeneidade não é observada, então o modelo assume a forma  $y_{it} = x_{it}'\beta + \alpha + u_{it} + \varepsilon_{it}$ , em que o parâmetro  $\alpha$  é somado ao termo  $u_{it}$  aleatório.

Para a escolha entre o modelo *pooled* e de efeitos fixos, utilizou-se o teste de Chow, no qual a hipótese nula é a escolha do modelo *pooled*. Se essa hipótese for rejeitada, Greene (2003) sugere o teste de Hausman, em que é testada a ortogonalidade do modelo de efeitos aleatórios e os regressores. Se a hipótese nula – escolha pelo modelo de efeitos aleatórios – for rejeitada, opta-se pelo modelo de efeitos fixos. Entretanto, se a hipótese do teste de Hausman não for rejeitada, Greene (2003) sugere o teste do Multiplicador de Lagrange (LM) de Breusch-Pagan, em que a hipótese nula novamente é a escolha pelo modelo *pooled*.

Para testar autocorrelação para dados em painel, utiliza-se o teste de Wooldridge, onde a hipótese nula é a ausência de autocorrelação. Já para heterocedasticidade, opta-se pelo teste de Wald, sugerido por Greene (2003), no qual a hipótese nula é de ausência de heterocedasticidade.

Em relação à estacionariedade, diversos são os testes que exploram a conformação de painéis para o teste de integração de variáveis macroeconômicas. Foram utilizados, no presente trabalho, os testes propostos por Levin, Lin e Chu (LLC), Breitung (BTG), Im, Pesaran e Shin (IPS), Fisher-ADF e Fisher-PP, e Hadri (HA). Os testes foram realizados para as séries em nível, utilizando-se a seleção automática de *lags* pelo método de Schwarz. Considera-se para esses testes a hipótese nula de que a variável possui raiz unitária, ou seja, é não estacionário. Caso a hipótese nula seja rejeitada o modelo é estacionário. (ARAÚJO et al., 2008)

A fim de verificar a presença de valores discrepantes nos dados, foi realizado o teste de Grubbs. Este teste é utilizado para identificar os possíveis *outliers*, ou seja, aqueles valores que estão distantes da média. (ACUNHA, 2008)

Finalmente, foi testada a especificação do modelo e para isso, utilizou-se o *linktest*, que é baseado na ideia de que, se uma regressão está corretamente especificada, não será possível, exceto por sorte, achar qualquer outra variável independente que seja significativa. O *linktest* cria duas novas variáveis, sendo uma delas denominada *hat* (variável de previsão) e outra denominada *hatsq* (o quadrado da variável de previsão). O modelo é refeito com essas duas variáveis independentes. A variável *hat* deve ser significativa, pois é o valor previsto. Já *hatsq* não deve ser significativa, pois, se o modelo está corretamente especificado, as previsões ao quadra-

do não devem ter poder de explicação significativo. Assim, o  $p\_valor$  de  $hatsq$  deve ser maior do que 0,05 para que a regressão seja considerada corretamente especificada. (DESBORDES; VAUDAY, 2007)

## Fonte de dados

Para a estimação do modelo, foram utilizadas *proxies* acerca dos agregados que poderiam efetivamente representar o comportamento do produto das unidades analisadas, neste caso, o Estado de Minas Gerais considerando as suas 66 microrregiões. Os dados foram extraídos do banco de dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEADData) e da Fundação João Pinheiro (FJP), para o período de 2002 a 2008.

A medida usada como produto real foi o PIB a preços constantes – em R\$ 1000 a preços de 2000 – Deflacionado pelo Deflator Implícito do PIB nacional, segundo os dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), coletado junto ao IPEADData. O Capital foi representado pela produção da indústria de transformação que compreende as atividades que envolvem transformação física, química e biológica de materiais, substâncias e componentes para obter produtos novos. O trabalho foi representado pela População Economicamente Ativa (PEA). O Quadro 1 apresenta o resumo das variáveis selecionadas.

**Quadro 1** – Resumo das variáveis

VARIÁVEL	PROXY	SIGLA	UNIDADE
Produto real	PIB a preços constantes	PIB	R\$
Capital	Produção da indústria de transformação	PIT	R\$
Trabalho	População economicamente ativa	PEA	UN

Fonte: Elaboração própria.

Uma justificativa para o uso da produção da indústria de transformação como *proxy* do capital, está na importância do desempenho da indústria de transformação com o crescimento da economia. Ou seja, acredita-se que a indústria de transformação possua importância expressiva para o valor adicionado total da economia.

## Resultados e discussão

Nesta seção são analisados e discutidos os resultados alcançados com a estimação do modelo teórico e econométrico desenvolvido nas seções 3 e 4. Para tanto, inicialmente, são apresentadas as estatísticas descritivas das

variáveis do modelo, seguido pelos testes analíticos quanto à estrutura dos erros e testes de especificação do modelo a ser adotado, para, finalmente, alcançar a discussão dos resultados obtidos após a solução dos problemas.

### **Comportamento dos fatores de produção na economia mineira**

No período de análise, a média do PIB das microrregiões mineiras foi de aproximadamente R\$ 3 milhões de reais, conforme a tabela 1. No ano de 2011, a microrregião de Belo Horizonte destacou-se com cerca de R\$ 466 milhões de reais. (FUNDAÇÃO JOÃO PINHEIRO, 2011). Em relação aos valores de máximo e mínimo das variáveis PIB, PIT e PEA, verificou-se que os valores encontrados correspondem, respectivamente, às microrregiões de Belo Horizonte e Grão Mogol. Isso pode ser justificado pelo fato da microrregião de Belo Horizonte responder por 34,8% do PIB e 23,6% da população do Estado, obedecendo à tendência observada na grande maioria dos Estados brasileiros em relação às capitais e regiões metropolitanas. Em relação à microrregião de Grão Mogol, esta apresenta os menores indicadores econômicos do Estado, além de abrigar o menor contingente populacional. (FUNDAÇÃO JOÃO PINHEIRO, 2010)

**Tabela 1** – Estatísticas descritivas

	<b>Média</b>	<b>Máximo</b>	<b>Mínimo</b>
<b>PIB (R\$)</b>	2.998.131,00	97.328.828,00	84.234,63
<b>PIT(R\$)</b>	828.565,50	26.555.329,00	7.374,97
<b>PEA(UN)</b>	191.192,20	3.361.284,00	23.428,00

Fonte: Resultados da pesquisa em Minas Gerais de 2002 a 2008.

Em relação à indústria, Minas Gerais apresentou expansão de 8,4% na atividade industrial no ano de 2007 em relação a 2006. Em 2007, a indústria da transformação apresentou crescimento de 11%. Os destaques foram as indústrias de celulose e papel (38,0%), alavancada pela produção de celulose; produtos de metal (29,0%), sobretudo pelo aumento da fabricação de estruturas de ferro e aço; refino de petróleo e produção de álcool (20,3%), impulsionada pelo aumento da produção de gasolina e óleo diesel; e veículos automotores (18,4%), puxada pela expansão na linha de automóveis. Verificou-se que 9 das 12 atividades da indústria de transformação de Minas Gerais registraram crescimento na produção, com exceções para as atividades fumo (-9,1%), produtos de metal – exclusive máquinas e equipamentos (-1,7%). (MINAS GERAIS, 2007)

Da população economicamente ativa brasileira, Minas Gerais corresponde a 10% do total nacional. Conforme os dados da Tabela 1, a PEA média do Estado, estava em aproximadamente 191 mil pessoas para o período em análise. Segundo Pereira e Noli (2010), Minas seguiu a tendência nacional de crescimento da oferta de trabalho, devido a um aumento da PEA em relação à população total. Além disso, os autores constataram que grande parte deste crescimento foi absorvido pela economia, o que pode ser explicado pelo aumento observado da participação do PIB de Minas Gerais no PIB nacional.

## Resultados das estimativas do modelo

O teste de Grubbs, utilizado para verificar se há dados discrepantes nas séries de dados, mostrou que em função dos valores encontrados para G máximo e G mínimo serem menores do que o G crítico, pode-se afirmar que não existem valores discrepantes para as séries em estudo. Os resultados encontrados estão expostos na Tabela 2.

**Tabela 2** – Resumo de resultados do teste de Grubbs

Variável	Média Geral	DP Geral	GMín	GMáx	GCrítico
PIB (R\$)	2.998.389,56	8.512.519,88	1,704	1,663	3,842
PIT(R\$)	887.614,04	2.500.135,70	1,704	1,663	3,813
PEA(UN)	191.192,2096	389.267,46	1,704	1,663	3,842

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: DP: desvio-padrão; GMín: valor mínimo de Grubbs; GMáx: valor máximo de Grubbs; Gcrítico: valor tabelado de Grubbs.

O teste de especificação do modelo, o *linktest*, mostrou que o modelo está bem especificado uma vez que a variável denominada *hat* (variável de previsão) foi estatisticamente significativa ao nível de 5% e a outra denominada *hatsq* (o quadrado da variável de previsão) não foi significativa, como esperado, sendo o *p\_valor* de *hatsq* maior do que 0,05. Os resultados estão expostos na Tabela 3.

**Tabela 3** – Resultado do teste de especificação do modelo

Variável	Coefficiente	Teste t	P-Valor
Constante	1,195418	0,11	0,911
<i>hat</i>	0,8293736	2,53	0,040
<i>hatsq</i>	0,0060709	0,10	0,900

Fonte: Resultados da pesquisa.

Os testes de estacionariedade mostraram que as séries LN(PIB), LN(PIT) e LN(PEA) foram estacionárias em nível visto que rejeitaram a hipótese nula de raiz unitária. Os resultados estão expostos na Tabela 4.

**Tabela 4** – Testes de Raízes Unitárias para as variáveis PIB, PIT e PEA.

<b>Critério de Schwarz (SIC)</b>						
<b>Sem intercepto e tendência</b>						
<b>Métodos</b>	LN(PIB)		LN(PIT)		LN(PEA)	
	Estat.	Prob.	Estat.	Prob.	Estat.	Prob.
LLC	45,3724	1,0000	30,2360	1,0000	3,99547	1,0000
Fisher-ADF	0,41420	1,0000	4,74219	1,0000	103,207	0,9698
Fisher-PP	0,08117	1,0000	1,32701	1,0000	25,5135	1,0000
<b>Com intercepto</b>						
	LN(PIB)		LN(PIT)		LN(PEA)	
	Estat.	Prob.	Estat.	Prob.	Estat.	Prob.
IPS	4,60691	1,0000	-1,00418	0,1576	-2,26655	0,0117
Fisher-ADF	63,3781	1,0000	159,324	0,0528	165,140	0,0268
Fisher-PP	124,760	0,6601	311,229	0,0000	229,809	0,0000
HA	15,6811	0,0000	14,6844	0,0000	8,97465	0,0000
<b>Com intercepto e tendência</b>						
	LN(PIB)		LN(PIT)		LN(PEA)	
	Estat.	Prob.	Estat.	Prob.	Estat.	Prob.
LLC	-16,0075	0,0000	-14,6723	0,0000	1,73526	0,9587
BTG	0,51771	0,6977	0,83189	0,7973	13,6556	1,0000
IPS	0,41957	0,6626	0,95609	0,8305	4,08247	1,0000
Fisher-ADF	121,365	0,7362	98,5631	0,9868	84,3098	0,9996
Fisher-PP	223,147	0,0000	198,423	0,0002	116,086	0,8365
HA	51,9254	0,0000	49,6204	0,0000	19,8905	0,0000

Fonte: Resultados da pesquisa.

A fim de verificar qual o modelo mais adequado, o *pooled* ou o de efeitos fixos, a ser utilizado, realizou-se o teste de Chow. Com base neste teste, rejeitou-se a hipótese de que o modelo *pooled* seja mais adequado que o modelo de efeitos fixos a 1%. Dessa forma, pode-se inferir que existem características específicas importantes das microrregiões mineiras acerca das variáveis utilizadas. Já entre o modelo de efeitos fixos e aleatórios, o teste de Hausman rejeitou a hipótese de que o modelo de efeitos

aleatórios seja o melhor, sendo, portanto, o modelo de efeitos fixos o mais adequado. Diante disso, as diferenças específicas entre as microrregiões de Minas Gerais podem ser atribuídas a elementos fixos, sendo o intercepto um parâmetro fixo que capta as diferenças entre os indivíduos que estão na amostra. Por fim, pelo teste do Multiplicador de Lagrange (LM) de Breusch-Pagan, rejeitou-se a hipótese de que o modelo *pooled* é mais adequado que o modelo de efeitos aleatórios a 1%.

Para verificar a presença ou não da autocorrelação no modelo, utilizou-se o teste de autocorrelação de Wooldridge, não rejeitando, ao nível de significância de 5%, a hipótese de ausência da mesma para o modelo de efeitos fixos. De maneira análoga, para averiguar a presença de heterocedasticidade, utilizou-se o teste de Wald que sugeriu a presença da mesma. Para a correção desses problemas foi feita a estimação do modelo considerando erros-padrão robustos. (GUJARATI, 2006) Os resultados da estimação do modelo de efeitos fixos podem ser visualizados na Tabela 5.

**Tabela 5** – Resultado da regressão do modelo de efeitos fixos

Variável	Coefficiente	Teste t	P-Valor
Constante	-15,3213	-35,52	0,000
Ln (PIT/PEA)	0,2505	19,01	0,000
Ln (PIT/PEA) <sup>2</sup>	0,0329	8,36	0,000
Tempo	0,0755	39,82	0,000
R <sup>2</sup>	0,9705a	0,0774b	0,0665c
Num. Obs.	462		

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: a – R<sup>2</sup> Within; b – R<sup>2</sup> Between; c – R<sup>2</sup> Overall

Pelo teste F, rejeita-se a hipótese de que todos os coeficientes sejam estatisticamente iguais à zero.<sup>10</sup> Do mesmo modo, todos os coeficientes estimados foram individualmente significativos a 1%. O coeficiente de determinação geral, R<sup>2</sup> *Overall*, indica que aproximadamente 6% da variação da variável dependente pode ser explicada pelas variáveis independentes. O ajustamento dentro das unidades foi de aproximadamente 97%, enquanto que o ajustamento entre as unidades foi cerca de 7%.

O coeficiente estimado do tempo indica que o Produto Interno Bruto do estado de Minas Gerais está em uma tendência crescente. A taxa de crescimento anual foi, em média, de 7,5%. A relação entre o logaritmo da Produção da Indústria de Transformação (PIT) por unidade de trabalho

<sup>10</sup> Ao nível de significância de 1%.

e o PIB, também por unidade de trabalho, é positiva. Pode-se inferir que o aumento de 1% da variável PIT/PEA eleva à variável PIB/PEA em aproximadamente 0,25%. Dessa forma, quanto maior o estoque de capital do Estado, maior tende a ser o PIB do mesmo.

A variável  $\text{LN}(\text{PIT}/\text{PEA})^2$  não possui interpretação relevante do ponto de vista econômico. Essa variável pode ser interpretada como um resíduo, que surge da aproximação da função CES, por meio da expansão de Taylor de primeira ordem. Este seria um resíduo em relação à função Cobb-Douglas, uma vez que a aproximação da função CES na vizinhança de  $\rho$  igual a zero, gera como melhor aproximação uma especificação Cobb-Douglas, mais um resíduo. Assim, a sua significância estatística indica a não aceitação da função Cobb-Douglas, ou equivalente, à não rejeição de que o estado de Minas Gerais siga uma função de produção CES. Quando há uma elasticidade alta, existe uma grande chance de haver substituição entre capital e trabalho, dado que os incentivos para que haja a troca entre um fator e outro é, nesse caso, elevado. Assim sendo, no caso da função CES, a economia que obter a maior elasticidade de substituição dos fatores produtivos poderá alcançar um maior nível de renda *per capita*.

A Tabela 6 apresenta os resultados encontrados para os valores dos coeficientes estimados.

**Tabela 6** – Resultado das estimativas dos parâmetros

Parâmetro	$\alpha$	$1 - \alpha$	$\rho$	$\sigma$
Valor	0,2505	0,7495	0,3505	1,54

Fonte: Resultados da pesquisa.

O valor do parâmetro  $\alpha$  (0,2505), na perspectiva da função tradicional Cobb-Douglas, indica a elasticidade do capital para a produção, enquanto que  $1 - \alpha$  (0,7495) indica a elasticidade da mão de obra. Entretanto, essa análise para a função CES deve ser mais parcimoniosa. O que se pode afirmar, portanto, é que a relação entre os insumos e o produto é positiva. (KLUMP; PREISLER, 2000)

A elasticidade de substituição referente ao parâmetro  $\rho$  (0,3505) foi de 1,54%, indicando que a substituição entre os fatores de produção seria estatisticamente diferente da unidade, especificamente, maior que um. Esse resultado mostra que a estimação por meio de uma função Cobb-Douglas não seria adequada nesse caso. Este resultado corrobora os estudos de Frohn (1972), Saam (2004), Miyagiwa e Papageorgiou (2001) e Amorim (2008), para o caso brasileiro.

Portanto, se a elasticidade é elevada, há uma forte possibilidade de substituição entre capital e trabalho, uma vez que os incentivos a trocar um fator pelo outro são, nesse caso, altos. Desse modo, um aumento de 1% no preço do capital (trabalho), a depender do valor da elasticidade, pode resultar numa redução, manutenção ou aumento da quantidade empregada de capital (trabalho). Se a elasticidade de substituição for maior do que um, então um aumento no preço do fator resultará numa maior redução na quantidade do fator utilizada, o que, pois, acarretará uma queda na parcela deste fator na renda. Assim quanto maior a elasticidade, seria mais fácil a substituição de um fator por outro. No caso da elasticidade ser menor do que um, um aumento no preço do fator gera um aumento na sua parcela da renda. Se a elasticidade de substituição capital-trabalho for unitária, a parcela dos fatores sobre a renda é fixa e independe, portanto, das variações nos seus preços e quantidades. (SANT'ANNA, 2003)

As implicações econômicas de um valor maior que um para a elasticidade de substituição são vastas. Cabe aqui salientar as mais importantes. Em primeiro lugar, existe potencial para crescimento endógeno de longo prazo, devido à tecnologia de produção, como observado por Jones e Manuelli (1990) e Rebelo (1991). Neste caso, a função de produção CES gera crescimento endógeno de longo prazo, ou seja, não seria necessária a suposição de progresso tecnológico exógeno, crescendo a taxa constante para que a economia cresça a taxas constantes e positivas. Desse modo, a função de produção CES apresenta importantes consequências no que respeita aos resultados dos estudos empíricos acerca do crescimento econômico, pois, se a elasticidade de substituição dos fatores é superior à unidade, como é o caso, há crescimento endógeno potencial da economia. (DUARTE; SIMÕES, 2001) Em segundo lugar, assume-se que se a elasticidade de substituição é maior do que um, o nível do estoque de trabalho poderá ser reduzido desde que a economia consiga realizar os investimentos compensatórios em capital. (MOTTA, 1997)

Portanto, uma alternativa seria relaxar o pressuposto da presença de progresso tecnológico, como no estudo de Amorim (2008) que expõe um modelo de crescimento econômico, nas linhas do modelo neoclássico, ou seja, sem progresso técnico e com propensão a poupar exógena, com uma função de produção CES, para concluir com esta hipótese que as economias poderiam crescer mesmo na ausência de progresso técnico, isto é, haveria crescimento endógeno potencializado pela função de produção. Esta situação foi comparada com o que ocorreria, caso a função de produção fosse do tipo Cobb-Douglas, sendo as conclusões relativas ao crescimento econômico bastante diferentes. O autor conclui que os

resultados parecem evidenciar que a dinâmica de crescimento dos estados brasileiros, na trajetória para o longo prazo, segue as linhas do modelo de crescimento endógeno potencializado pela função de produção. Isso implica que no longo prazo, não seria necessário a presença de progresso tecnológico crescendo à taxas constantes e exógenas para que os estados continuassem a apresentar crescimento continuado de sua renda *per capita*.

Assim, os resultados parecem evidenciar que a dinâmica de crescimento do Estado de Minas Gerais, na trajetória para o longo prazo, segue as linhas do modelo de crescimento endógeno potencializado pela função de produção. Isso implica que, no longo prazo, não seria necessário à presença de progresso tecnológico crescendo a taxas constantes e exógenas para que o estado continuasse a apresentar crescimento continuado de sua renda *per capita*.

Portanto, essa constatação leva a conclusão de que, as políticas econômicas poderiam ser importantes para gerar crescimento econômico de longo prazo no estado, uma vez que o aumento da acumulação de capital, potencializado pelo aumento da razão poupança-investimento, poderia levar a maiores taxas de crescimento econômico no longo prazo. A partir disso, tem-se a importância de políticas fiscais responsáveis e de políticas de estímulo a importação e exportação como forma de estimular à acumulação de capital físico e de gerar maiores taxas de crescimento econômico da renda *per capita*. (AMORIM, 2008)

Segundo Klump e Preissler (2000), a elasticidade de substituição pode ser um indicativo de eficiência do sistema produtivo e pode desempenhar um importante papel. Segundo os autores, a elasticidade de substituição está correlacionada com o grau de crescimento do progresso tecnológico e com a capacidade que a sociedade possui para criar e manter uma taxa alta de atividades inovadoras. Entretanto, não há evidências claras de como a elasticidade de substituição afeta o crescimento, mas uma explicação plausível pode ser o fato de que se os fatores são mais facilmente substituíveis, as mudanças nos padrões tecnológicos são mais bem absorvidas pela sociedade.

Existem relações institucionais que também podem afetar este coeficiente, como os sindicatos. Quanto maior a força do sindicalismo, menor tende a ser o coeficiente de elasticidade de substituição entre os fatores produtivos, pois a preocupação central dos sindicatos apontam Klump e Preissler (2000), é manter os trabalhadores vinculados no mesmo setor.

## Considerações finais

Os fatores que desencadeiam o crescimento econômico nas nações sempre foram relevantes nos estudos teóricos e empíricos, uma vez que não existe apenas um fator que explica o desempenho diferenciado de alguns países. Nessa perspectiva, Klump e La Grandville (2000) desenvolveram um modelo alternativo ao do crescimento econômico tradicional baseado na elasticidade de substituição entre os fatores produtivos, a fim de explicar o porquê de algumas nações alcançarem altas taxas de crescimento durante alguns períodos específicos.

Assim, este estudo se propôs a estudar a estrutura de produção do Estado de Minas Gerais nos anos de 2002-2008, a partir da função *Constant Elasticity of Substitution*, que flexibiliza os pressupostos da função de produção tradicional quanto ao parâmetro da elasticidade de substituição.

Observou-se que, como sugere os estudos de Frohn (1972), Saam (2004), Miyagiwa e Papageorgiou (2001) e Amorim (2008), não rejeita-se a hipótese de que a função de produção seja uma CES. Os resultados econométricos indicaram que todas as estimativas dos parâmetros foram significativas a 1%. Quanto ao valor da estimativa do parâmetro da elasticidade de substituição, observou-se que o mesmo é maior que a unidade (1,54), ou seja, isso indica que o estado de Minas Gerais pode substituir trabalho por capital para que no médio/longo prazo desfrute de maior renda *per capita*. Portanto, sugerindo que o estado possa alavancar o crescimento econômico via exploração do fator de produção capital.

Entretanto, salienta-se neste estudo que se deve olhar para a questão do crescimento econômico não apenas na perspectiva da elasticidade de substituição dos fatores produtivos, pois mesmo que o aumento do coeficiente impacte positivamente sobre a renda por unidade de trabalho, estes não garantem melhores condições de vida efetivamente para a sociedade.

## Referências

ACUNHA, Cláudia. F. S. *Desenvolvimento de metodologia analítica para determinação de dimeticona em simeticona por cromatografia gasosa*. 2008. Dissertação (Mestrado) – Instituto de Química, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2008.

AMORIM, Airton L. *Função de produção agregada e crescimento econômico de longo prazo dos estados brasileiros no período de 1980-2002*:

uma análise empírica com dados em painel. 2008. 81 f. Dissertação (Mestrado em Economia) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2008.

ARROW, K. J. et al. Capital-Labor Substitution and Economic Efficiency. *Review of Economics and Statistics*, v. 43, n. 3, p. 225-250, ago., 1961.

ARAÚJO, Taiana F. et al. Déficitos gêmeos e taxa de câmbio real. In: ENCONTRO DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS CENTROS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA, 36., 2008. *Anais eletrônicos...* Rio de Janeiro: ANPEC, 2008

AZZONI, Carlos R. Crescimento econômico e convergência das rendas regionais: o caso brasileiro à luz da nova teoria do crescimento. In: ENCONTRO DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS CENTROS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA, 29., Salvador, 2001. *Anais eletrônicos...* Rio de Janeiro: ANPEC, 2001.

BARRO, Robert; SALA-i-MARTIN, Xavier. Convergence across states and regions. *Brookings Papers on Economic Activity*, v. 1991, n. 1, p. 107-158, 1995.

COBB, Charles W.; DOUGLAS, Paul H. Theory of production. *American Economic Review*, v. 18 (supplement), p. 139-165, 1928

DESBORDES, Rodolphe; VAUDAY, Jujie. The political influence of foreign firms in developing countries. *Economics and Politics*, v. 19, n. 3, p. 421-451, nov., 2007.

DUARTE, Maria A. S.; SIMÕES, Marta C. N. A especificação da função de produção macroeconômica em estudos de crescimento econômico. *Estudos do GEMF*, Coimbra, n. 10, 2001.

EDENHOFER, Ottmar; LESSMANN, Kai; BAUER, Nico. Mitigation strategies and costs of climate protection: the effects of etc in the Hybrid Model MIND. *FEEM Working Paper*, Milão, n. 150.05, dez., 2005.

FERREIRA, Pedro; ELLERY JÚNIOR Roberto. Convergência entre as rendas per capita dos estados brasileiros. *Revista Brasileira de Econometria*, Rio de Janeiro, v. 16, n. 1, p. 83-103, 1996.

FROHN, Joachim. Estimation of CES production functions with neutral technical change for industrial sectors in the federal republic of Germany, 1958-1968. *German Institute of Economic Research*, Berlin, v. 18, n. 2, p. 185-199, jun. 1972.

FUNDAÇÃO JOÃO PINHEIRO (FJP). *Perfil de Minas Gerais*, 2011.14 ed. Belo Horizonte, 2011 2010. Disponível em: <<http://www.fjp.mg.gov.br>>. Acesso: nov. 2011.

FUNDAÇÃO JOÃO PINHEIRO; COMPANHIA BRASILEIRA DE METALURGIA E MINERAÇÃO. *Perfil de Minas Gerais*, 2010. 13. ed. Belo Horizonte, 2010. Disponível em: <<http://www.fjp.mg.gov.br>>. Acesso em: nov. 2011.

GREENE, Willia H. *Econometric Analysis*. 5. ed. New Jersey: Prentice-Hall, 2003.

GUJARATI, Damodar N. *Econometria básica*. 4. ed. New York: McGraw-Hill, 2006.

HICKS, John. *The Theory of Wages*. London: Macmillan, 1932.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). *Contas regionais do Brasil 2005 – 2009*. Rio de Janeiro, 2011. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/economia/pibmunicipios/>>. Acesso em: nov. 2011.

IPEADATA. *Produto Interno Bruto - PIB Municipal*, 2010. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/>>. Acesso em: nov. 2011.

KARAGIANNIS, G.; PALIVOS, T.; PAPAGEORGIOU, C. Variable elasticity of substitution and economic growth: theory and evidence. In: DIEBOLD, Claude; KYRTSOU, Catherine (Ed.). *New Trends in Macroeconomics*. Heidelberg: Springer, 2004.

KEMFERT, Claudia. Estimated substitution elasticities of a nested CES production function approach for Germany. *Energy Economics*, v. 20, n. 3, jun. p. 249-264, 1998.

KLUMP, Rainer; LA GRANDVILLE, Olivier. Economic growth and the elasticity of substitution: two theorems and some suggestions. *The American Economic Review*, v. 90, n. 1, p. 282-291, mar., 2000.

\_\_\_\_\_.; PREISLER, Harald. CES production function and economic growth. *Scand. J. of Economics*, v. 102, n. 1, p. 41-56, mar., 2000.

KOESLER, Simon; SCHYMURA, Michael. Substitution elasticities in a CES production framework: An empirical analysis on the basis of non-linear least squares estimations. *ZEW Discussion Papers*, Mannheim, n. 12-007, 2012.

JONES, Larry E.; MANUELLI, Rodolfo. E. Finite lifetimes and growth. *Journal of Economic Theory*, v. 58, n. 2, p. 171-197, dez., 1992.

MANKIW, N. Gregory; ROMER, David; WEIL, David. A Contribution to the empirics economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, n. 107, p. 407-437, mar., 1992.

MIYAGIWA, Kaz; PAPAGEORGIOU, Chris. Elasticity of substitution and growth: normalized CES in the Diamond model. *Economic Theory*, n. 785, fev., 2003.

MOTTA, Ronaldo S. Desafios ambientais da economia brasileira. *Texto para discussão n° 509*, Rio de Janeiro, 1997.

MURATA, Miriam H. *Elasticidade de substituição entre trabalho e capital da economia brasileira*. 2006. Dissertação (Mestrado em Economia) - Universidade Estadual de Maringá, Maringá, 2006.

MURATA, Miriam; H. LOPES, Ricardo L. Elasticidade de substituição entre capital e trabalho da economia brasileira: uma análise de dados em painel. *A Economia em Revista*, Maringá, v. 15, n. 2, 2007.

PEREIRA, Thais S.; NOLI, Giordano B. Crescimento econômico, Produtividade e Ocupação: Minas Gerais, Sudeste e Brasil. UFMG: In: SEMINÁRIO SOBRE A ECONOMIA MINEIRA, 14., 2010, Belo Horizonte. *Anais...* Minas Gerais: UFMG/CEDEPLAR, 2010.

REBELO, Sergio. Long-run Policy Analysis and Long-run growth. *Journal of Political Economy*, v. 99, n. 3, p. 500-521, jun., 1991.

RESENDE, Marco F. C.; GONÇALVES, Flávio. Uma extensão ao modelo schumpeteriano de crescimento endógeno. In: ENCONTRO DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS CENTROS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA, 31., 2003, Belo Horizonte. *Anais...* Belo Horizonte: UFMG/Cedeplar, 2003.

ROMER, David. *Advanced macroeconomics*. 2. ed. New York: McGraw-Hill, 2006.

SAAM, Marianne. Distributional effects of growth and the elasticity of substitution. In: DYNAMICS, ECONOMIC GROWTH, AND INTERNATIONAL TRADE, 9., 2004, Reykjavik. *Anais...* Reykjavik: Universidade do Sul da Dinamarca, 2004.

SANT'ANNA, André A. *Distribuição Funcional da renda e Crescimento da Década de Noventa: Uma Aplicação do Modelo Departamental de Kalecki*. 2003. 84f. Dissertação (Mestrado em Economia) - Instituto de Economia, Universidade Federal do Rio de Janeiro, 2003.

MINAS GERAIS. SECRETARIA DE DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO (SEDE). 2007. Disponível em: <<http://www.desenvolvimento.mg.gov.br/>>. Acesso: abr. 2012.

SOLOW, Robert M. Technical change and the aggregate production function. *The Reviews of Economics and Statistics*, v. 39, n. 3, p. 312-320, ago., 1961.

\_\_\_\_\_. A Contribution to the theory of economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, v. 70, n. 1, p. 65-94, fev., 1956.

SNOWDON, Brian; VANE, Howard R. *Modern macroeconomics: its origins, development and current state*. Massachusetts: Edward Elgar, 2005.

VARIAN, Hal. *Analyze microeconomic*. 3. ed. New York: W.W. Norton & Companhia, 1992.

WERF, Edwin V. D. Production functions for climate policy modeling: an empirical analysis. *Kiel working papers*, Kiev, n. 1316, abr., 2007.

**ANEXO – Participação percentual e posição relativa do PIB das unidades da Federação que participaram com cerca de 80% do PIB do Brasil em 2009 – (2002-2009).**

Unidades da Federação	Produto Interno Bruto															
	2002		2003		2004		2005		2006		2007		2008		2009	
	Participação (%)	RK	Participação (%)	RK	Participação (%)	RK	Participação (%)	RK	Participação (%)	RK	Participação (%)	RK	Participação (%)	RK	Participação (%)	RK
São Paulo	34.6	1º	34.1	1º	33.1	1º	33.9	1º	33.9	1º	33.9	1º	33.1	1º	33.5	1º
Rio de Janeiro	11.6	2º	11.1	2º	11.5	2º	11.6	2º	11.6	2º	11.2	2º	11.3	2º	10.9	2º
Minas Gerais	8.6	3º	8.8	3º	9.1	3º	9.1	3º	9.1	3º	9.1	3º	9.3	3º	8.9	3º
Rio Grande do Sul	7.1	4º	7.3	4º	7.1	4º	6.7	4º	6.6	4º	6.6	4º	6.6	4º	6.7	4º
Paraná	6.0	5º	6.4	5º	6.3	5º	5.9	5º	5.8	5º	6.1	5º	5.9	5º	5.9	5º
Bahia	4.1	6º	4.0	6º	4.1	6º	4.2	6º	4.1	6º	4.1	6º	4.0	7º	4.2	6º
Distrito Federal	3.8	7º	3.7	8º	3.6	8º	3.8	8º	3.8	8º	3.8	8º	3.9	8º	4.1	7º
Santa Catarina	3.8	8º	3.9	7º	4.0	7º	4.0	7º	3.9	7º	3.9	7º	4.1	6º	4.0	8º

Fonte: (IBGE, 2011).

Nota: O IBGE, em parceria com os Órgãos Estaduais de Estatística, Secretarias Estaduais de Governo e a Superintendência da Zona Franca de Manaus - SUFRAMA, vem desenvolvendo o projeto das Contas Regionais do Brasil, com a divulgação de resultados sobre a evolução do Produto Interno Bruto - PIB de cada unidade da federação, possibilitando, assim, conhecer a capacidade competitiva das economias estaduais e a composição setorial e regional do PIB nacional.

## Colofão

Formato	17 x 24 cm
Tipologia	CG Omega
Papel	75 g/m <sup>2</sup> (miolo) Cartão Supremo 250 g/m <sup>2</sup> (capa)
Impressão	EDUFBA
Capa e Acabamento	Gráfica Cartograf
Tiragem	300 exemplares