

---

## **Análise econométrica da eficiência técnica de produção do setor metal-mecânico da indústria de Caxias do Sul**

Miguel Antônio da Câmara Canto \*

### **RESUMO**

O Setor Metal-Mecânico da indústria de Caxias do Sul, a exemplo da indústria nacional, apresentou variações positivas de produtividade da mão-de-obra para todos os seus gêneros produtivos, no período 1995/2000. No entanto, as taxas de crescimento oscilaram significativamente entre os gêneros, indicando a existência de diferenças de desempenho entre eles. O desempenho das empresas depende da eficiência do emprego da tecnologia de produção e as diferenças podem estar associadas às mudanças organizacionais, decorrentes da reestruturação produtiva motivada pela abertura comercial. Buscou-se, nesse estudo, mensurar a eficiência técnica do setor Metal-Mecânico de Caxias do Sul, analisando a evolução dos seus níveis, no período 1995/2000. Para tanto, utilizou-se a técnica da estimação da função de produção de fronteira, a partir da qual se estimaram os níveis de eficiência técnica dos gêneros produtivos do Setor. Constatou-se que a eficiência técnica dos gêneros produtivos do Setor é alta e seus níveis se elevaram, significativamente, no período 1995/2000.

**PALAVRAS-CHAVES:** Setor Metal-Mecânico; eficiência técnica, função de produção de fronteira.

### **ABSTRACT**

Metal mechanic sector in Caxias do Sul's industry, following the example of Brazilian industry as a whole, presented positive variations in its productivity of labor for all its producing genres, during 1995-2000. Therefore, growth indexes have significantly oscillated among these genres, which indicates the existence of differences in their performance. Companies' performance depends on the efficiency of technological use of production and differences may be associated to organizational changes from a productive restructure motivated by commercial opening. For this research, it was intended to measure the analysis of the evolution of its levels, during 1995-2000. For so, it was used the technique of production's function estimation in frontere, from which technical efficiency levels of productive genres in the sector were estimated. It was found that technical efficiency of productive genres in the bsector is high and its levels have increased significantly during 1995-2000.

**KEY WORDS:** Metal mechanic sector; technical efficiency; frontier production function

**JEL:** C21, D24

## **1 Introdução**

O desempenho de uma empresa depende, conforme Fried, Lovell e Schmidt (1993), do estado da tecnologia empregada e do grau de eficiência de sua utilização. Por sua vez, a eficiência caracteriza-se pela diferença entre o produto ótimo que pode ser obtido do emprego de um conjunto de insumos e o produto efetivamente realizado, tendo dois componentes: o

---

\*Professor do Departamento de Economia da Universidade de Caxias do Sul  
e-mail: macc@visao.com.br

técnico, relacionado com a capacidade de evitar perdas, ao produzir tanto quanto os insumos permitem, e o alocativo, relacionado com a capacidade de combinar os insumos em proporções ótimas, dados seus preços.

Assim, é possível considerar que a eficiência produtiva seja uma componente da variação de produtividade, na medida que esta expressa uma relação entre o produto máximo, permitido pela tecnologia utilizada, e a quantidade de insumo empregado, e o nível de eficiência determina da grandeza do numerador da relação. Empresas menos eficientes obtêm menos produto, em relação ao ótimo, e, portanto, têm menor produtividade. Por outro lado, empresas que tenham experimentado aumentos de produtividade não necessariamente tiveram sua eficiência elevada, pois o produto pode ter ficado ainda abaixo do ótimo, embora a relação produto/trabalhador tenha crescido.

De acordo com Kalirajan (1982), apud Tupy e Yamaguchi (1998), a medição da eficiência produtiva é útil para fins (i) estratégicos, na busca de maior competitividade, (ii) táticos, ao permitir o controle do desempenho, através dos resultados obtidos, e (iii) de planejamento, pela comparação dos resultados de diferentes combinações de insumos.

Na composição produtiva da indústria caxiense, destaca-se o denominado setor Metal-Mecânico<sup>1</sup>, o qual tem sido o impulsionador das atividades secundárias no Município, em função da sua capacidade de geração de emprego e arrecadação de ICMS e das ligações que estabelece com os demais setores produtivos.

Pela grandeza e liderança que exerce o Setor Metal-Mecânico sobre a indústria caxiense, tanto pelo produto que gera em termos de economia local, como pelo potencial que tem como fornecedor de bens para o MERCOSUL, torna-se importante avaliar a evolução dos níveis de eficiência técnica do Setor, sobretudo no período após abertura comercial, a partir do qual a indústria brasileira adotou medidas mais intensas para qualificar o processo produtivo das empresas. A avaliação dos níveis de eficiência do Setor pode ser de valiosa contribuição à orientação de medidas gerenciais e tecnológicas para dotar as empresas de maior competitividade nos mercados interno e externo. Esse artigo preocupou-se em abordar o tema da eficiência técnica de produção, inicialmente, através de uma sintética revisão dos conceitos básicos envolvidos e das técnicas de mensuração, e complementarmente, pela

---

<sup>1</sup>O setor Metal-Mecânico é designado pelo agrupamento dos gêneros Metalurgia, Mecânica, Material Elétrico e de Comunicações e Material de Transporte

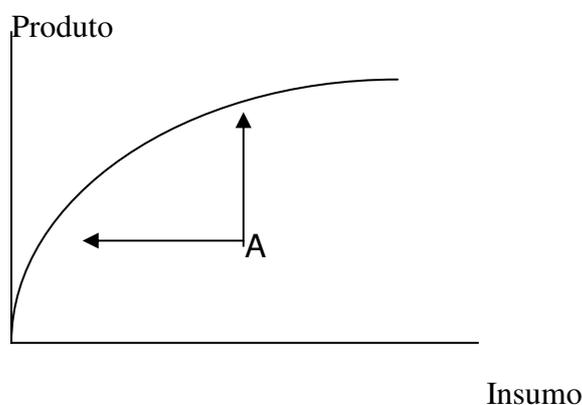
estimação das funções de produção de fronteira e análise dos índices de eficiência técnica do Setor Metal-Mecânico de Caxias do Sul, nos anos de 1995 e 2000.

## 2 Eficiência técnica: conceituação e mensuração

### 2.1 Eficiência produtiva

As empresas, como unidades produtoras, têm a preocupação constante de avaliar e gerir a eficiência do processo produtivo, caracterizado pela transformação de insumos em produtos, ou serviços. A transformação é definida por uma função de produção que relaciona as quantidades ótimas de produto, possíveis de serem obtidas de uma determinada combinação de insumos. Assim, considerando o emprego dos insumos capital e trabalho,  $f(t, k)$  representa a função que define as quantidades máximas de produção para determinadas quantidades de  $t$  e  $k$ , caracterizando uma situação de ótimo.

Nesse sentido, e de acordo com Forsund et alii (1980), um processo produtivo, caracterizado por  $(y^*, t^*, k^*)$ , é tecnicamente eficiente se  $y^* = f(t^*, k^*)$  e tecnicamente ineficiente se  $y^* < f(t^*, k^*)$ , cuja representação é dada pela Figura 1<sup>2</sup>.



**Figura 1 Combinação de insumos com produção ineficiente**

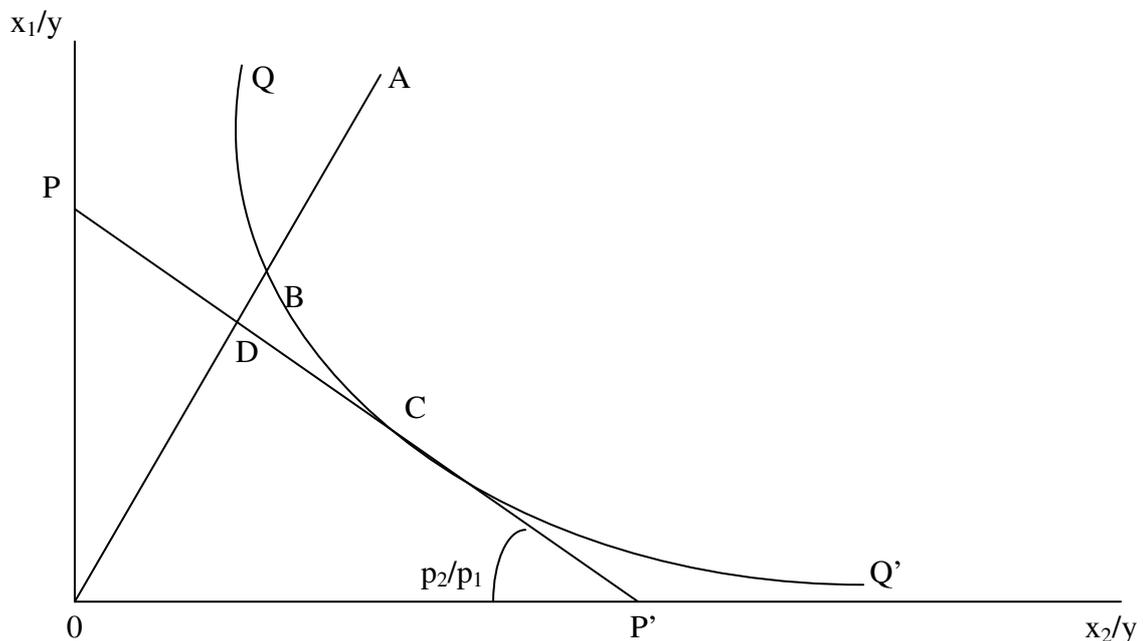
O ponto A representa uma combinação de insumos que formou uma quantidade de produto abaixo da curva de produção, formada pelas quantidades ótimas. A ineficiência caracteriza-se pela possibilidade de reduzir a quantidade de insumos empregados em excesso e manter o mesmo nível de produto (deslocamento de A para a esquerda), ou aumentar a eficiência da combinação dos insumos e elevar a produção até a curva (deslocamento de A para cima).

<sup>2</sup> O gráfico está baseado em Pereira et al. (2000).

Considerando-se que aos insumos  $t$  e  $k$  são designados os preços  $s$  e  $i$ ,  $c(y, s, i)$  é a função custo do processo produtivo e a sua eficiência alocativa é obtida por  $c(y, s, i) = \min [st + ik, s.r. y = f(t, k)]$ , ou seja, o mínimo custo para um dado nível de produção.

Então, na medida que  $y^* < f(t^*, k^*)$ , dado o excesso no uso de insumos, por unidade de produto,  $st^* + ik^* > c(y^*, s^*, i^*)$ , pois o custo de produção não é mínimo para a produção realizada. A ineficiência técnica levou à ineficiência alocativa, permitindo concluir que a maximização da eficiência técnica é condição para obter-se a máxima eficiência econômica.

A análise da eficiência produtiva teve em Farrell (1957) o desenvolvimento do conceito de “função de fronteira”, a partir do qual é possível comparar os resultados de uma firma em relação à “melhor prática” produtiva realizada pela indústria. A Figura 2 distingue as situações de eficiência técnica e eficiência alocativa. Genericamente, uma firma com uma função de produção linear homogênea  $y = f(x_1, x_2)$ , definirá um espaço cartesiano de insumo-produto, no qual a isoquanta unitária  $1 = f(x_1/y, x_2/y)$  é formada pelas combinações de  $x_1$  e  $x_2$ , conforme a curva  $QQ'$  da figura 2, sendo  $PP'$  a linha isocusto.



**Figura 2** Eficiência técnica e eficiência alocativa

Considerando-se a curva  $QQ'$  como a isoquanta representativa da “melhor prática” produtiva, *essa* passa a ser a função de fronteira tecnológica para a indústria, na medida que nenhuma outra firma terá sua isoquanta abaixo de  $QQ'$ . Pela isoquanta  $QQ'$ , avalia-se a eficiência, ou ineficiência, das firmas A, B, e C. A firma representada pelo ponto C

caracteriza-se pela eficiência técnica e alocativa, pois sua combinação  $(x_1^C / y, x_2^C / y)$  está na “fronteira de produção” e realiza-se ao menor custo. A firma A é ineficiente técnica e alocativamente, pois a combinação  $(x_1^A / y, x_2^A / y)$  caracteriza um excesso de insumos para a produção unitária e, conseqüentemente, o custo é superior a PP’. A firma B é tecnicamente eficiente, mas alocativamente ineficiente, uma vez que sua combinação  $(x_1^B / y, x_2^B / y)$  está na “fronteira de produção”, mas seu custo excede PP’.

A firma B é tecnicamente eficiente, mas alocativamente ineficiente, uma vez que sua combinação  $(x_1^B / y, x_2^B / y)$  está na “fronteira de produção”, mas seu custo excede PP’. A eficiência da firma A pode ser medida pelas razões OB/OA e OD/OB. A razão OB/OA refere-se à eficiência técnica e indica a proporção com que a função de produção praticada pela firma alcança a função da “melhor prática” produtiva, ou seja, a razão entre a combinação de  $x_1$  e  $x_2$  utilizada e aquela necessária para produzir  $y$ . A razão OD/OB refere-se à eficiência alocativa, pois indica a proporção com que a combinação de insumos praticada pela firma aproxima-se da combinação mais adequada, portanto a de menor custo.

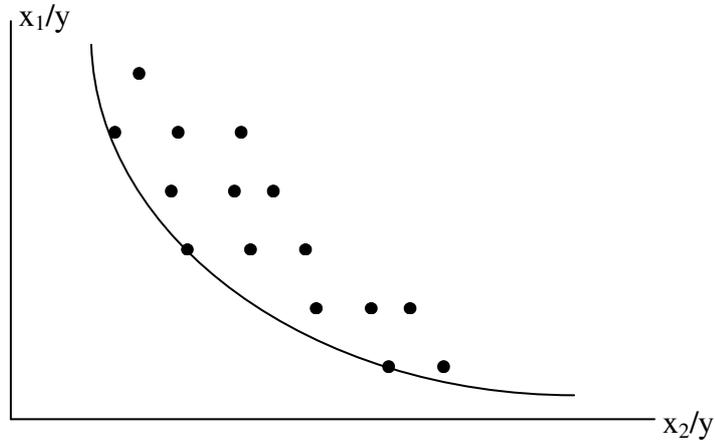
Nesse sentido, a eficiência econômica, ou total, da firma fica decomposta em eficiência técnica e eficiência alocativa, cuja medida é obtida pelo produto de OB/OA\*OD/OB, resultando na razão OD/OA. As eficiências técnica e alocativa variam de zero a um, na medida que a firma aproxima-se, ou distancia-se, das curvas QQ’ e PP’, respectivamente. Assim, a medida da eficiência produtiva é a razão entre o custo unitário da firma para produzir  $y$  e o custo unitário de produzir com a ‘melhor prática’ produtiva (Tupy e Yamaguchi, 1998).

Conclui-se, conforme Forsund et alii (1980), que a ineficiência técnica é causada pelo uso excessivo de insumos para uma determinada quantidade de produto, enquanto a ineficiência alocativa decorre da adoção de uma combinação inadequada de insumos para obter-se aquele nível de produção.

## 1.2 Mensuração da eficiência técnica

A eficiência técnica consiste na relação entre o produto potencial obtido de uma dada tecnologia empregada e o produto obtido na realidade (Kalirajan, 1982), sendo a estimativa da função de fronteira o método que permite obter-se medidas para comparar a eficiência das firmas, em relação à “melhor prática” produtiva. Inicialmente, Farrell (1957) estimou a isoquanta unitária para um conjunto de pontos ajustados, representativos das combinações dos

insumos  $x_1$  e  $x_2$ , empregadas pelas firmas de uma indústria para produzir uma unidade de produto, conforme a Figura 3<sup>3</sup>.



**Figura 3 Ajustamento da isoquanta da fronteira técnica de produção**

A isoquanta de fronteira é obtida pela média ponderada das combinações de  $x_1$  e  $x_2$  empregadas pelas firmas mais eficientes e foi estimada por programação linear, sendo os pesos determinados de forma a ser alcançada as proporções desejadas dos insumos (Alves, 1988). O tratamento de Farrell tinha a vantagem de não impor uma forma específica para a função de produção, mas tornava-se sensível aos pontos extremos e aos erros de medida (Forsund et alii, 1980). Além disso, o tratamento dado por Farrell implica a necessidade de considerar-se a existência de retornos constantes de escala no processo produtivo.

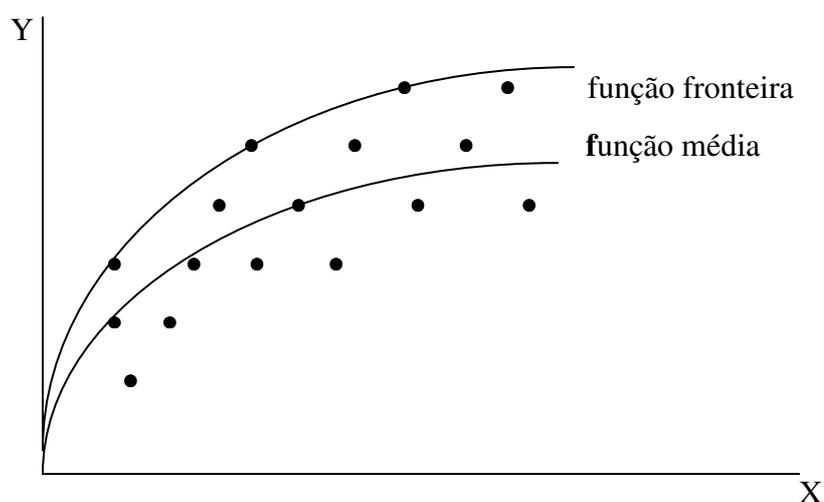
O método desenvolvido por Farrell implicava na construção da isoquanta de uma fronteira de produção determinística, em torno da qual o desvio da quantidade produzida da firma é atribuído exclusivamente à ineficiência, sem considerar possíveis variações desvinculadas do processo produtivo.

Ainda utilizando programação matemática, Aigner e Chu (1968), além de Forsund e Jansen (1977), apud Lovell (1993), especificaram uma função de produção de fronteira com a forma funcional Cobb-Douglas  $\ln y = \ln f(x) - u$ , sendo  $u \geq 0$ , ou seja, impondo a condição de que todas as observações estivessem sobre, ou abaixo da fronteira. Os parâmetros foram obtidos por programação linear, através da minimização da soma dos valores absolutos dos resíduos com a restrição de que os mesmos fossem não-positivos, ou programação quadrática, através da minimização da soma ao quadrado dos resíduos. Esse método pressupõe que os desvios, em torno da função de produção de fronteira, sejam explicados somente pela

<sup>3</sup> O gráfico está baseado em Alves (1988).

ineficiência técnica das firmas e nada se atribuindo aos movimentos aleatórios não vinculados ao processo produtivo. Além disso, a natureza não-paramétrica do método não permite que sejam feitas inferências probabilísticas sobre o comportamento dos parâmetros determinados.

Afriat (1972), desenvolveu a estimação paramétrica da função fronteira, através de método econométrico, ajustando a curva de fronteira para os pontos correspondentes aos desvios positivos máximos obtidos da estimação de uma função de produção média, conforme ilustra a figura 4<sup>4</sup>.



**Figura 4. Fronteira de produção para a função de produção média**

O autor considerou as hipóteses de independência dos erros e independência das variáveis explanatórias em relação aos erros, além de uma distribuição beta com dois parâmetros para estes. Utilizou o método de máxima verossimilhança (MV). Após, Richmond (1974) utilizou o método dos mínimos quadrados ordinários (MQO) para estimar a função fronteira, a partir da forma funcional Cobb-Douglas  $\ln Y = \alpha + \sum \beta \ln X - U$  e considerou uma distribuição gama para os erros, sendo  $E(u) \neq 0$ , o que produziu estimadores não tendenciosos para  $\beta$  e tendencioso para o intercepto (Braga e Rossi, 1980). Em uma segunda etapa, empregou o método dos mínimos quadrados corrigidos (MQC) para obter a estimação do intercepto, através da correção  $\ln Y = (\alpha - E(u)) + \sum \beta \ln X - (U - E(u))$ . O método permite calcular o nível de (in)eficiência técnica ao nível de firma, a partir da expressão  $ET_i = y_i^o / y_i^f$ , onde  $y_i^o$  é a produção observada da firma  $i$  e  $y_i^f$  é a produção estimada para a fronteira, obtida pelo método MQC. Esse método de mensuração é denominado fronteira de produção estatística determinística e pressupõe, também, que os

<sup>4</sup> Gráfico baseado em Pereira et al. (2000).

desvios de produção em torno da fronteira estimada sejam atribuídos, somente, à ineficiência técnica e nada se refere aos desvios aleatórios ao processo produtivo.

Com o objetivo de superar essa limitação, Aigner et alii (1977), conjuntamente a Meeusen e Broeck (1977) e Bateese e Corra (1997), apud Silveira (2000) desenvolveram modelos de função de produção de fronteira estocásticos com a forma  $y = f(x, \beta) e^z$ , nos quais os desvios das observações das firmas, em torno da fronteira determinística estimada, são formados por dois componentes mutuamente independentes e aditivos, ou seja,  $z = v + u$ . O componente  $v$  tem comportamento simétrico, ou seja, média  $\mu = 0$  e variância  $\sigma_v^2$ , e absorve os ruídos estatísticos, erros de medição e os efeitos de fenômenos aleatórios ao processo produtivo. O componente  $u$  tem comportamento assimétrico, ou seja média  $\mu > 0$  e variância  $\sigma_u^2$ , e mede os desvios provocados pela ineficiência técnica. Para  $u$ , têm sido consideradas as distribuições meia-normal, truncadas acima de zero, gama e exponencial. A medida de ineficiência de uma firma,  $u_i$ , é obtida por  $Et_i = y_i / [f(x, \beta) + v]$ , e a estimação da função fronteira tem sido realizada pelos métodos MQO e MV.

A estimação da fronteira através de MQO produz um estimador não viesado para  $\beta$  e viesado para o intercepto da função, uma vez que o termo  $u$ , isto é, o efeito da ineficiência técnica, incorpora-se a ele. Conforme Saheli e Macedo (1998), a correção do viés do intercepto pode ser feita pelo método MQC, com o deslocamento daquele, de forma que os resíduos tenham uma distribuição truncada em zero, e o método dos mínimos quadrados ordinários modificados (MQM), onde se infere o deslocamento do intercepto, com base na hipótese de uma distribuição gama, ou exponencial, para os resíduos.

A evolução desses métodos de mensuração da eficiência técnica produtiva, a partir da abordagem das fronteiras de produção, permite classificar as técnicas em econométricas e de programação matemática, sendo que as primeiras são aplicadas a partir da especificação de formas funcionais para a fronteira de produção enquanto o segundo grupo dispensa a explicitação da forma funcional (Bauer, 1990).

## **2 Estimação das funções de produção de fronteira do Setor Metal-Mecânico e seus gêneros produtivos**

### **2.1 A especificação do modelo econométrico**

Como modelo de função de produção, adotou-se a forma funcional Cobb-Douglas expressa como:

$$Y = \beta_0 \cdot T^{\beta_1} \cdot K^{\beta_2} \quad (1)$$

Onde  $Y$  é a quantidade de produto,  $T$ , quantidade empregada de trabalho,  $K$ , quantidade empregada de capital,  $\beta_1$  e  $\beta_2$ , parâmetros que indicam as elasticidades de produção do trabalho e capital, respectivamente. Por fim,  $\beta_0$  é a constante que indica o nível tecnológico da indústria.

A função Cobb-Douglas tem a forma côncava, pois uma de suas propriedades é a condição  $\beta_1 + \beta_2 = 1$ , sendo  $\beta_1$  e  $\beta_2$  positivos, o que define rendimentos constantes de escala. Ou seja, se  $T$  e  $K$  experimentam, ao mesmo tempo, uma variação de proporção  $\lambda$  então:

$$\beta_0 (\lambda T)^{\beta_1} (\lambda K)^{\beta_2} = \beta_0 \lambda^{\beta_1 + \beta_2} T^{\beta_1} K^{\beta_2} = \lambda^{\beta_1 + \beta_2} Y \quad (2)$$

indicando que a produção variará na mesma proporção  $\lambda$ .

Em relação ao trabalho e ao capital, a função é diferenciável, na forma das expressões:

$$\frac{\partial Y}{\partial T} = \beta_1 \frac{Y}{T} \quad \text{e} \quad \frac{\partial Y}{\partial K} = \beta_2 \frac{Y}{K} \quad (3)$$

as quais definem as produtividades do trabalho e do capital, respectivamente.

Então, como as produtividades médias do trabalho e capital e suas elasticidades de produção são positivas, as produtividades marginais também o são, caracterizando uma função monotônica. Isto é, se  $T^{**} > T^*$  e  $K^{**} > K^*$ , então  $f(T^{**}, K^{**}) > f(T^*, K^*)$ .

Além disso, se  $T' = 0$  e  $K' = 0$ , então  $f(T', K') = 0$ , ou seja, se as quantidades de trabalho e capital forem nulas a quantidade produção também será nula. Para a estimação dos modelos de função de produção, adotaram-se variáveis existentes nas guias de arrecadação de ICMS, modelo B, preenchidas anualmente pelas empresas contribuintes deste imposto.

Como medida do valor da quantidade produzida pela empresa, utilizou-se a proxy *valor adicionado*, a qual é calculada, anualmente, para fins de apuração do ICMS, através da diferença entre o *valor das saídas* e *valor das entradas* dos estabelecimentos. Nesse sentido, o valor da produção do estabelecimento é medido pelo valor que é acrescentado aos insumos durante o processo produtivo. É importante notar que essa variável constitui-se uma boa medida para o valor da produção, no caso dos setores onde as atividades sejam passíveis de tributação pelo ICMS, com indústria, comércio e agricultura. No caso dos serviços, a medida pelo valor adicionado sub-avalia o valor da produção setorial, tendo em vista que sobre este

incide o ISSQN. A medida do insumo trabalho foi realizada pela proxy *número de empregados*, declarado, anualmente, pelos estabelecimentos industriais.

O insumo capital foi medido pela variável proxy *consumo de energia elétrica*, através da quantidade de *kwh* consumida anualmente, declarada pelos estabelecimentos industriais. Justifica-se esse procedimento uma vez que o consumo de energia elétrica reflete a capacidade instalada da empresa, em termos de força motriz, o que permite pressupor que esta esteja positivamente correlacionada com a dimensão da capacidade de produção instalada.

Por sua vez, utilizou-se o *valor das entradas* anuais dos estabelecimentos como proxy dos insumos intermediários, no qual estão incluídos os valores de matérias-primas, insumos diversos e outras fontes de energia empregadas, excetuando o consumo da energia elétrica. Assim, nesse estudo, a função Cobb-Douglas assumiu a seguinte especificação econométrica:

$$VA_i = \beta_0 NE_i^{\beta_1} KWH_i^{\beta_2} VE_i^{\beta_3} e^{u_i} \quad (4)$$

cuja linearização foi definida por:

$$\ln VA_i = \beta_0 + \beta_1 \ln NE_i + \beta_2 \ln KWH_i + \beta_3 \ln VE_i + U_i \quad (5)$$

onde,  $VA_i$  é o valor adicionado da empresa  $i$ ,  $NE_i$ , o número de empregados da empresa  $i$ ,  $KWH_i$ , a quantidade de *kwh* consumida pela empresa  $i$ ,  $VE_i$ , o valor das entradas (insumos intermediários) da empresa  $i$ ,  $U_i$ , o termo aleatório do modelo,  $\beta_0$ ,  $\beta_1$ ,  $\beta_2$  e  $\beta_3$ , são parâmetros a serem estimados pelo método dos mínimos quadrados ordinários (MQO).

Diferentemente da função de produção que define as quantidades médias obtidas das diversas combinações de insumos, a função de produção de fronteira deverá designar as quantidades máximas de produto, a serem obtidas das mesmas combinações de insumos. A função fronteira, então, constitui-se uma particularidade da função de produção média, na medida que lhe representa uma situação de ótimo.

Enquanto a estimação da função de produção média parte da minimização do somatório dos quadrados dos erros, sem a imposição de restrições, a função de produção de fronteira é estimada com a restrição de que nenhuma quantidade produzida supere as quantidades situadas na fronteira, ou seja,  $e_i \leq 0$ .

Considerando-se a função de produção especificada nesse estudo:

$$\ln VA_i = \beta_0 + \beta_1 \ln NE_i + \beta_2 \ln KWH_i + \beta_3 \ln VE_i + U_i \quad (6)$$

então,

$$\varepsilon_i = \ln VA_i - (b_0 + b_1 \ln NE_i + b_2 \ln KWH_i + b_3 \ln VE_i) \quad (7)$$

sendo  $b_0, b_1, b_2$  e  $b_3$  os estimadores dos respectivos parâmetros. A partir daí, a estimação da função fronteira será obtida por:

$$\text{Min. } \sum \varepsilon^2 = \sum [\ln VA_i - b_0 - b_1 \ln NE_i - b_2 \ln KWH_i - b_3 \ln VE_i]^2$$

s.a.  $\ln VA_i \leq (b_0 + b_1 \ln NE_i + b_2 \ln KWH_i + b_3 \ln VE_i)$ , isso é,  $\varepsilon \leq 0$  e  $b_0, b_1, b_2$  e  $b_3 \geq 0$

Pela forma assumida acima,  $E(U) \neq 0$ , o que mantém não-tendenciosas as estimativas das elasticidades de produção, mas torna tendenciosa a estimativa do intercepto da função (Richmond, 1974). Para solucionar esse problema, além da solução de Richmond já relatada no cap. 2, Green (1998) propôs o emprego do método dos mínimos quadrados ordinários corrigidos (MQOC), pelo qual passa-se a estimar a função:

$$\ln VA_i = (\beta_0 + \max \varepsilon_i) + \beta_1 \ln NE_i + \beta_2 \ln KWH_i + \beta_3 \ln VE_i + (\varepsilon_i - \max \varepsilon_i) \quad (8)$$

obtendo-se as estimativas:

$$b_{0MQOC} = b_{0MQO} + \max \varepsilon_i \quad (9)$$

$$b_{1MQOC} = b_{1MQO}; b_{2MQOC} = b_{2MQO}; b_{3MQOC} = b_{3MQO} \quad (10)$$

$$\hat{U}_i = \varepsilon_i - \max \varepsilon_i \quad (11)$$

onde  $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$ . A partir da estimação da função de produção de fronteira, é possível estimar-se a medida de eficiência técnica de cada empresa pela expressão:

$$ET_i = e^{-UMQOC} = Y_{obs} / Y_{MQOC} \quad (12)$$

## 2.2 Fonte dos dados analisados

Para operacionalizar as variáveis dos modelos de função de produção e função de produção de fronteira, foram utilizados os dados existentes nas guias de arrecadação de ICMS, modelo B, preenchidas anualmente pelas empresas contribuintes deste imposto e mantidas na Prefeitura Municipal de Caxias do Sul, na forma de um banco de dados. Desse banco, obtiveram-se os dados dos estabelecimentos da indústria de transformação de Caxias do Sul, através de tabulações especiais para evitar a identificação das empresas e manter-se o sigilo fiscal obrigatório. Os estabelecimentos foram classificados de acordo com o gênero industrial, correspondente à classificação do FIBGE, em nível de agregação de três dígitos. Após a classificação dos estabelecimentos, formou-se, para os anos de 1995 e 2000, listagens com os dados referentes aos mesmos, as quais formaram conjuntos denominados Base da Indústria de 1995 e de 2000. Dessas bases, eliminaram-se os estabelecimentos que continham insuficiências no preenchimento das guias de ICMS e os que possuíam menos de dois empregados, formando dois novos conjuntos que foram denominados Bases Ajustadas.

Finalmente, selecionaram-se, das Bases Ajustadas, as empresas dos gêneros que compõem o Setor Metal-Mecânico, estabelecendo-se as Bases do Setor de 1995 e 2000, com os estabelecimentos cujos dados foram empregados para estimar as funções de produção de fronteira. A Tabela 1 apresenta as dimensões das bases de dados de 1995 e 2000, em relação ao número de estabelecimentos.

**Tabela 1 - Número de estabelecimentos das bases de dados, 1995 e 2000**

Especificações	Número de estabelecimentos	
	1995	2000
Base da Indústria	4124	4690
Base ajustada	1380	1425
Base do Setor	505	654
Base Metalúrgica	214	337
Base Mecânica	132	166
Base Material Elétrico/Comunicações	82	82
Base Material de Transporte	77	69

Fonte dos dados brutos: Banco de dados de guia de ICMS da Prefeitura de Caxias do Sul

Deve-se salientar que a variação do número de estabelecimentos, de 1995 para 2000, se deve, não somente, ao surgimento ou extinção de empresas no mercado, mas também às insuficiências de preenchimento de guias. Em anexo estão expostas as estatísticas descritivas das variáveis empregadas nas estimações das funções de produção de fronteira para os anos de 1995 e 2000.

### 2.3 Avaliação das funções de produção de fronteira estimadas

Procedeu-se a estimação dos modelos de função de produção, na forma funcional Cobb-Douglas, para os anos de 1995 e 2000, através de MQO. Como foram utilizados dados de cross-section, efetuaram-se testes de White<sup>5</sup> para avaliar a existência de heterocedasticidade nos resíduos. Deve-se considerar que a presença de heterocedasticidade produz estimativa ineficiente para os parâmetros do modelo, embora

<sup>5</sup> Conforme Gujarati (2000), o teste de White consiste na estimação da relação:

$$\hat{\epsilon}^2 = \alpha_1 + \alpha_2 \ln VE + \alpha_3 \ln KWH + \alpha_4 \ln VE + \alpha_5 \ln VE^2 + \alpha_6 \ln KWH^2 + \alpha_7 \ln VE^2 + \alpha_8 \ln NE \ln KWH \ln VE + v$$

da qual o  $R^2$  obtido, multiplicado pelo tamanho da amostra, tem distribuição qui-quadrado com grau de liberdade igual ao número de regressores menos o intercepto. Isso é,  $(n.R^2) \sim \chi^2_{gl=5}$ . No teste, a hipótese nula considera a inexistência de relação entre os resíduos do modelo e as variáveis explanatórias, isso é:  $\alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = \alpha_5 = \alpha_6 = \alpha_7 = \alpha_8 = 0$ . Se  $(n.R^2)$  é menor que o valor crítico de  $\chi^2_{gl=5}$ , aceita-se a hipótese nula e admitti-se a não existência de heterocedasticidade, pois os parâmetros da relação dos resíduos com as variáveis explanatórias não são significativos. Por outro lado, se  $(n.R^2)$  é maior que o valor crítico da distribuição, rejeita-se a hipótese nula e admitti-se a existência de heterocedasticidade significativa no modelo. Os testes foram realizados com o uso do software Eviews, conforme procedimentos descritos por Eviews 3 - User's Guide (1997).

sejam não viesadas, e variâncias viesadas para estas estimativas, gerando problemas com os testes de hipóteses.

Conforme demonstra a Tabela 2, os testes de White revelaram que o método dos MQO gerou, na metade dos casos, modelos heterocedásticos, uma vez que a hipótese nula, isso é, a de inexistência de relação dos valores ao quadrado dos resíduos com as variáveis explanatórias foi, significativamente, rejeitada, em nível de 5%.

**Tabela 2 - Resultados dos testes de White para as regressões dos gêneros produtivos e Setor – 1995 e 2000**

Regressões	1995		2000	
	n.R <sup>2</sup>	Hipótese nula	n.R <sup>2</sup>	Hipótese nula
Setor	28,026	Rejeitada	36,450	Rejeitada
Metalúrgica	11,335	Rejeitada	16,291	Rejeitada
Mecânica	4,875	Aceita	5,672	Aceita
Mat. Elétrico/Comunicações	14,329	Rejeitada	6,033	Aceita
Material de Transporte	9,527	Aceita	4,216	Aceita

Fonte: Dados de pesquisa e estimativas do autor

Nota-se que existe uma presença significativa de heterocedasticidade nas regressões do Setor, como um todo, do gênero Metalúrgica, em 1995 e 2000, e do gênero Material Elétrico/Comunicações somente em 1995. A correção da heterocedasticidade gerou desvios-padrão consistentes para as estimativas dos parâmetros obtidos por MQO<sup>6</sup>. As estimativas das funções de produção, obtidas por MQO, após a correção dos desvios-padrão, estão expostas na Tabela 3, a seguir.

<sup>6</sup> A correção proposta por White, conforme explica Hill, Griffiths e Judge (1999), consiste na obtenção de desvios padrão consistentes para as estimativas dos parâmetros do modelo. Os desvios padrão consistentes são

obtidos da matriz de covariância de White, definida por:  $\Sigma_w = \frac{n}{n-k} (X'X)^{-1} \left( \sum_{i=1}^n u_i^2 x_i x_i' \right) (X'X)^{-1}$ ,

conforme Eviews 3 – User's Guide (1997), sendo: n = número de observações; k = número de regressores; u = resíduo obtido por MQO. Os desvios padrão consistentes foram obtidos pelo uso do software Eviews.

**Tabela 3 - Estimativas das funções de produção de fronteira do Setor Metal-Mecânico de Caxias do Sul e seus gêneros produtivos, 1995 e 2000**

Regressões	Estimador	ln NE	ln KWH	ln VE	Const	N	R <sup>2</sup>	F	DW
1995									
Setor	$\beta$	0,572	0,161	0,306	8,205	505	0,725	439,89	1,83
	$\sigma$	0,097 <sup>1</sup>	0,046 <sup>1</sup>	0,052 <sup>1</sup>	0,499 <sup>1</sup>				
Metalúrgica	$\beta$	0,507	0,115	0,383	7,558	214	0,715	175,83	2,07
	$\sigma$	0,120 <sup>1</sup>	0,005 <sup>1</sup>	0,085 <sup>1</sup>	0,821 <sup>1</sup>				
Mecânica	$\beta$	0,665	0,124	0,252	9,192	132	0,771	143,98	1,89
	$\sigma$	0,119 <sup>1</sup>	0,054 <sup>1</sup>	0,072 <sup>1</sup>	0,837 <sup>1</sup>				
Mat. Elétrico/ Comunicações	$\beta$	0,430	0,235	0,398	5,653	82	0,705	44,45	1,81
	$\sigma$	0,326 <sup>10</sup>	0,116 <sup>10</sup>	0,183 <sup>10</sup>	1,649 <sup>1</sup>				
Material de Transporte	$\beta$	0,841	0,084	0,195	9,131	77	0,791	92,19	1,71
	$\sigma$	0,171 <sup>1</sup>	0,068 <sup>10</sup>	0,116 <sup>5</sup>	1,185 <sup>1</sup>				
2000									
Setor	$\beta$	0,743	0,177	0,101	10,247	654	0,747	641,36	1,81
	$\sigma$	0,055 <sup>1</sup>	0,033 <sup>1</sup>	0,016 <sup>1</sup>	0,288 <sup>1</sup>				
Metalúrgica	$\beta$	0,745	0,175	0,091	9,837	337	0,721	218,74	1,86
	$\sigma$	0,079 <sup>1</sup>	0,047 <sup>1</sup>	0,020 <sup>1</sup>	0,404 <sup>1</sup>				
Mecânica	$\beta$	0,687	0,180	0,077	9,996	166	0,756	167,52	1,82
	$\sigma$	0,085 <sup>1</sup>	0,045 <sup>1</sup>	0,025 <sup>1</sup>	0,355 <sup>1</sup>				
Mat. Elétrico/ Comunicações	$\beta$	0,603	0,120	0,285	8,435	82	0,767	85,62	1,94
	$\sigma$	0,126 <sup>1</sup>	0,100 <sup>10</sup>	0,080 <sup>1</sup>	1,076 <sup>1</sup>				
Material de Transporte	$\beta$	0,550	0,171	0,327	7,813	69	0,846	119,70	1,56
	$\sigma$	0,249 <sup>5</sup>	0,108 <sup>10</sup>	0,139 <sup>5</sup>	1,639 <sup>1</sup>				

Fonte: Dados de pesquisa e estimativas do Autor

OBS: 1: significativo a 1%; 5: significativo a 5%; 10: significativo a 10%

Após as estimações dos modelos, preocupou-se com a possibilidade de existência de multicolinearidade entre as variáveis explanatórias. Nesse caso, adotou-se como procedimento de teste a estimação de regressões auxiliares, pelas quais cada uma das variáveis explanatórias foram relacionadas com as demais, nas formas:

$$\ln NE = \varphi_1 \ln KWH + \varphi_2 \ln VE + e$$

$$\ln KWH = \varphi_1 \ln NE + \varphi_2 \ln VE + e$$

$$\ln VE = \varphi_1 \ln NE + \varphi_2 \ln KWH + e$$

Cada uma dessas regressões foi estimada para o Setor e seus gêneros produtivos, nos casos de 1995 e 2000. Os resultados são expostos pela Tabela 4.

**Tabela 4 – Resultados das regressões auxiliares para identificação de multicolinearidade nas estimações das funções de fronteira**

Regressão auxiliar	Variável explanatória Avaliada	1995		2000	
		R <sup>2</sup>	F	R <sup>2</sup>	F
Setor Metal-Mecânico	LnNE	0,443	200,004	0,451	267,991
	LnKWH	0,428	188,544	0,115	33,743
	LnVE	0,280	97,893	0,264	117,361
Metalúrgica	LnNE	0,447	85,796	0,384	104,516
	LnKWH	0,455	88,543	0,618	64,034
	LnVE	0,309	45,551	0,159	331,776
Mecânica	LnNE	0,416	46,431	0,480	75,744
	LnKWH	0,304	28,483	0,028	1,914
	LnVE	0,158	12,221	0,288	33,179
Mat. Elétrico/Comunicações	LnNE	0,396	26,260	0,426	29,709
	LnKWH	0,470	35,537	0,499	39,967
	LnVE	0,108	4,876	0,254	13,654
Material de Transporte	LnNE	0,505	38,392	0,589	48,054
	LnKWH	0,479	34,604	0,727	89,583
	LnVE	0,422	27,458	0,546	40,294

Fonte: Dados de pesquisa e estimativas do Autor

Todas as regressões auxiliares sejam significativas ao nível de 5%, com exceção daquelas das variáveis lnVE, do gênero Material Elétrico/Comunicações de 1995 e lnKWH, do gênero Mecânica de 2000, o que sugere a existência de algum grau de multicolinearidade nas estimações. Em princípio, não é possível avaliar-se se tal fenômeno tem poder de distorcer os efeitos individuais de NE, KWH e VE sobre VA, até porque as estimativas dos coeficientes dessas variáveis se mostraram significativamente diferente de zero, ao mesmo tempo que os R<sup>2</sup> das regressões foram elevados.

Então, valeu-se da regra prática sugerida por Klein (1978), pela qual a multicolinearidade existente é um problema que deve receber tratamento especial se os R<sup>2</sup>s das regressões auxiliares forem maior que os R<sup>2</sup>s das regressões básicas. Nesse caso, a comparação dos resultados das tabelas 4 e 5 mostra que, em nenhum dos casos, os R<sup>2</sup>s das regressões auxiliares excedem os R<sup>2</sup>s das regressões entre lnVA e as variáveis explanatórias lnNE, lnKWH e lnVE.

Assim, considerou-se os níveis de multicolinearidade existentes suportáveis para os objetivos das estimações. Além disso, uma das alternativas mais utilizadas para enfrentar o problema, o aumento do tamanho amostra de dados, não é possível de ser adotada, tendo em vista que a base utilizada corresponde a população das empresas do Setor. Passou-se, então, ao exame dos modelos de função de produção de fronteira estimados.

Inicialmente, cabe uma avaliação do ajustamento das funções de produção estimadas para o Setor e gêneros produtivos. Os  $R^2$ s das regressões de 1995 e 2000 indicam que, em todos os casos, o comportamento conjunto dos fatores trabalho (NE), capital (KWH) e insumos intermediários (VE) explica, em mais de 70%, o comportamento da produção do Setor e de seus gêneros. Além disso, todos os coeficientes estimados são significativos ao nível de 5%. Ao mesmo tempo, as elevadas estatísticas F calculadas indicam que todas as regressões estimadas são significativas ao nível de 1%, ou seja, o efeito conjunto das variáveis explanatórias sobre a produção é bastante significativo.

Assim, dado esse alto poder explicativo dos modelos estimados e a significância de seus coeficientes, pode-se concluir que trabalho, capital e insumos intermediários são fatores importantes à determinação do produto do Setor Metal-Mecânico e de seus gêneros produtivos, e que nenhuma variável explanatória importante foi desconsiderada na formulação das funções de produção. Por sua vez, as estatísticas DW calculadas não permitem comprovar a existência significativa (considerando um nível de 5%) de erros correlacionados, o que era esperado na medida que as regressões foram realizadas com dados observados para a 1995 e 2000.

As estimativas das elasticidades de produção do Setor mostram que o fator trabalho é o que provoca maior impacto sobre a produção das empresas, tanto em 1995 como em 2000. Pelos resultados obtidos, em 1995, uma variação de 1% na quantidade empregada de mão-de-obra, mantidos constantes os outros fatores, induzia um aumento de 0,572% na produção setorial. Em 2000, a mesma variação de mão-de-obra passou a provocar uma variação de 0,743% no produto, representando um aumento significativo nessa elasticidade.

A importância do fator trabalho também é observada em todos os gêneros produtivos, tanto em 1995 como em 2000. O caso mais relevante é o do gênero Material de Transporte, em 1995, no qual o impacto do acréscimo de mão-de-obra, mantidos os outros fatores constantes, fazia a produção crescer em 0,841% .

Por outro lado, o fator capital (KWH) é o que apresenta a menor elasticidade de produção, fazendo com que, em 1995, a variação de 1% na quantidade de KWH utilizadas produzisse uma variação de 0,161% no produto do Setor, mantidos constantes os demais fatores, enquanto que em 2000 essa variação era de 0,177%.

Já a intensificação de 1% no uso de insumos intermediários, mantidos os outros fatores constantes, fazia a produção do Setor aumentar em 0,306% em 1995, e caiu para 0,101% em

2000. É importante considerar que a dimensão da elasticidade de produção tem relação com a disponibilidade do fator para o processo produtivo. Nesse sentido, a importância maior do trabalho indica uma restrição na oferta deste fator em Caxias do Sul, principalmente com referência à mão-de-obra mais qualificada, exigida pela indústria. Quanto ao capital, as reduzidas elasticidades estão relacionadas com sua disponibilidade adequada às necessidades dos gêneros produtivos.

A seguir, testou-se a dimensão dos rendimentos de escala do Setor Metal-Mecânica e seus gêneros, em 1995 e 2000. Para testar a presença de rendimentos constantes de escala no Setor Metal-Mecânico, impôs-se ao modelo a restrição  $\beta_1 + \beta_2 + \beta_3 = 1$ , fazendo com que o mesmo assumisse a forma:

$$\ln VA_i = (\beta_0 + \max \varepsilon_i) + \beta_1 \ln NE_i + \beta_2 \ln KWH_i + (1 - \beta_1 - \beta_2) \ln VE_i + (\varepsilon_i - \max \varepsilon_i) \quad (13)$$

Em relação ao modelo com restrição, procedeu-se um teste-t, a partir da seguinte formulação:

$$\ln VA_i = (\beta_0 + \max \varepsilon_i) + \beta_1 \ln NE_i + \beta_2 \ln KWH_i + \beta_3 \ln VE_i + U_i \pm \ln VE_i \pm \beta_1 \ln VE_i \pm \beta_2 \ln VE_i + (\varepsilon_i - \max \varepsilon_i) \quad (14)$$

$$\ln VA_i - \ln VE_i = (\beta_0 + \max \varepsilon_i) + \beta_1 (\ln NE_i - \ln VE_i) + \beta_2 (\ln KWH_i - \ln VE_i) + (\beta_3 + \beta_2 + \beta_1 - 1) \ln VE_i + (\varepsilon_i - \max \varepsilon_i) \quad (15)$$

Da estimação da equação acima, testou-se a significância do parâmetro  $(\beta_3 + \beta_2 + \beta_1 - 1)$ , sendo que a aceitação da hipótese nula implica em  $\beta_1 + \beta_2 + \beta_3 = 1$ , ou seja, existência de rendimentos constantes, enquanto sua rejeição significa  $\beta_1 + \beta_2 + \beta_3 \neq 1$ , portanto, rendimentos de escala diferente de 1 (decrecentes ou crescentes).

Ainda em relação ao modelo com restrição, aplicou-se o teste de Wald<sup>7</sup>, em conformidade com a descrição de Eviews 3 - User's Guide (1997). Como  $F^*$  tem distribuição F, o teste é feito pela comparação do valor obtido para essa estatística com o valor crítico da distribuição. Se a restrição é válida, a diferença entre as somas dos quadrados dos dois resíduos é pequena, e o valor de  $F^*$  é grande, levando a rejeitar-se a hipótese nula do teste ( $\beta_1 + \beta_2 + \beta_3 = 1$ ). Os resultados dos testes-t e de Wald para os modelos estimados com restrição, bem como a classificação dos rendimentos de escala do Setor e seus gêneros produtivos, em 1995 e 2000, são apresentados na Tabela 5.

<sup>7</sup> Para a aplicação do teste de Wald, é construída a estatística:

$$F^* = \frac{(e_r' e_r - e' e) / q}{e' e / (n - k)} = W/q \quad \text{sendo que } F^* \sim F(q, n-k) \text{ e}$$

onde,  $e_r$  é o vetor de resíduos do modelo com restrição,  $e$ , o vetor de resíduos do modelo sem restrições,  $q$ , o número de restrições e  $k$ , o número de variáveis explanatórias.

**Tabela 5 - Resultados dos testes-t e de Wald para as estimações dos modelos com restrições, 1995 e 2000**

Setor e gêneros produtivos	Estimador $\beta_1+\beta_2+\beta_3-1$	Desvio Padrão	F*	gl	Nula	de escala
1995						
Setor	0,055	0,035	2,489	1/564	Aceita	Constantes
Metalúrgica	0,126	0,057	4,746	1/222	Rejeitada	Crescentes
Mecânica	-0,024	0,053	0,207	1/163	Aceita	Constantes
Mat. Elétrico/Comunicações	0,089	0,116	0,588	1/87	Aceita	Constantes
Material de Transporte	0,080	0,116	1,016	1/83	Aceita	Constantes
2000						
Setor	-0,012	0,027	0,001	1/618	Aceita	Constantes
Metalúrgica	-0,017	0,042	0,171	1/309	Aceita	Constantes
Mecânica	-0,093	0,049	3,577	1/155	Aceita	Constantes
Mat. Elétrico/Comunicações	0,110	0,054	10,639	1/79	Rejeitada	Crescentes
Material de Transporte	0,031	0,080	0,157	1/66	Aceita	Constantes

Fonte: Dados de pesquisa e estimativas do Autor

Como já era esperado, em todos os modelos estimados, as hipóteses aceitas por ambos os testes são iguais. Constata-se que o Setor Metal-Mecânico tem apresentado rendimentos constantes de escala, o que significa não existir uma influência significativa da alteração da escala de produção sobre os rendimentos dos fatores empregados pelos gêneros produtivos.

No caso do gênero Metalúrgica, a mudança de rendimentos crescentes, em 1995, para constantes, em 2000, sugere que a diminuta desconcentração na produção do VAF em favor das pequenas empresas ocorrida no período, com perda de produtividade dos fatores empregados. Por sua vez, no caso do gênero Material Elétrico/Comunicações a mudança de rendimentos constantes para crescentes, no período 1995/2000, reflete a especialização pela qual passaram as empresas do gênero, em função da incorporação de tecnologias ligadas ao campo da mecatrônica e dos benefícios difundidos pelo desenvolvimento do Centro Tecnológico da Mecatrônica.

### 3 Análise dos níveis de eficiência técnica estimados

Nas funções de fronteira, as estimativas dos interceptos indicam os níveis de eficiência técnica do Setor e seus gêneros produtivos.

Nesse sentido, nos anos de 1995 e 2000, todas as estimativas de intercepto são significativas, em nível de 1%, o que permite a análise dos diferenciais de eficiência técnica entre os gêneros produtivos e entre os anos.

Para testar as diferenças de eficiência entre os gêneros produtivos, em cada ano, introduziu-se, no modelo do Setor Metal-Mecânico geral, uma variável dummy, com a

finalidade de diferenciar os interceptos dos gêneros produtivos, em relação ao intercepto do caso geral. Assim, para cada ano, foram estimados quatro modelos gerais com a variável dummy, cuja forma é representada pela equação:

$$\ln Y = \beta_0^* + \beta_1 \ln NE + \beta_2 \ln KWH + \beta_3 \ln VE + \beta_4 Z_g + U^* \quad (16)$$

onde,  $\beta_0^*$  é  $\beta_0 - \max \varepsilon$  é o intercepto da função fronteira geral,  $Z_g$  igual 1, se for empresa do gênero  $g$  e  $Z_g = 0$ , em caso contrário,  $U^*$  igual a  $\varepsilon - \max \varepsilon$ , e  $g$  corresponde a Metalúrgica, Mecânica, Material Elétrico/Comunicações, ou Material de Transporte.

A partir do modelo acima, pode-se inferir, para cada gênero produtivo:

$$E(\ln Y|Z=0, \ln NE, \ln KWH, \ln VE) = \beta_0^* + \beta_1 \ln NE + \beta_2 \ln KWH + \beta_3 \ln VE \quad (17)$$

$$E(\ln Y|Z=1, \ln NE, \ln KWH, \ln VE) = (\beta_0^* + \beta_g) + \beta_1 \ln NE + \beta_2 \ln KWH + \beta_3 \ln VE \quad (18)$$

sendo  $\beta_g$  é a diferença de nível de eficiência técnica, atribuído ao gênero  $g$  em questão, cujo estimador fica simbolizado por  $b_g$ .

**Tabela 6 - Estimativas das diferenças dos níveis de eficiência técnica dos gêneros produtivos em relação ao Setor Metal-Mecânico, 1995 e 2000**

Gênero produtivo	1995		2000	
	$b_g$	$t_c$	$b_g$	$t_c$
Metalúrgica	0,104	1,070	-0,176	-2,364
Mecânica	0,237	2,191	0,196	2,371
Mat. Elétrico/Comunicações	-0,420	-3,244	-0,055	-0,500
Material de Transporte	-0,116	-0,864	0,114	0,932

Fonte: Dados de pesquisa e estimativas do Autor

A Tabela 6, a seguir, apresenta os resultados do teste feito, através do modelo com variável dummy, para os anos de 1995 e 2000. Considerando um nível de 5%, os resultados indicam que houve uma significativa superioridade do nível de eficiência do gênero Mecânica, em relação ao Setor como um todo, tanto em 1995 como em 2000. Em 1995, o gênero Material Elétrico/Comunicações esteve com seu nível de eficiência técnica, significativamente abaixo do Setor, enquanto, em 2000, somente o nível de eficiência do gênero Metalúrgica ficou, significativamente, situado abaixo do Setor. Nos demais casos não ocorreram diferenças significativas nos níveis de eficiência técnica.

Pelo mesmo tipo de teste, avaliou-se a existência de uma mudança significativa dos níveis de eficiência técnica do Setor e dos gêneros produtivos, entre 1995 e 2000. Nesse caso,

foram estimados modelos com todas as observações de NE, KWH e VE de 1995 e 2000, para o Setor e gêneros, com a inclusão da variável Z. Com Z assumindo valor zero para as observações relativas a 1995 e valor 1 para as observações de 2000, infere-se aos modelos com dummy:

$$E(\ln Y|Z=0, \ln NE, \ln KWH, \ln VE) = \beta_{1995} + \beta_1 \ln NE + \beta_2 \ln KWH + \beta_3 \ln VE \quad (19)$$

$$E(\ln Y|Z=1, \ln NE, \ln KWH, \ln VE) = (\beta_{1995} + \beta_{2000}) + \beta_1 \ln NE + \beta_2 \ln KWH + \beta_3 \ln VE \quad (20)$$

sendo  $\beta_{1995}$  o intercepto da função fronteira de 1995 e  $\beta_{2000}$  a diferença de nível de eficiência atribuída ao ano de 2000, em relação a 1995, ou seja, a diferença de eficiência técnica entre 1995 e 2000. A Tabela 7, a seguir, apresenta esses resultados.

Constata-se que, no período 1995/2000, ocorreu um aumento significativo dos níveis de eficiência técnica do Setor Metal-Mecânico como um todo, e dos gêneros Metalúrgica, Mecânica e Material de Transporte. Porém, no gênero Material Elétrico/Comunicações o nível de eficiência manteve-se inalterado. Isso é, de uma forma geral, o Setor Metal-Mecânico de Caxias do Sul conseguiu aumentar, significativamente, seu nível de eficiência técnica entre 1995 e 2000, tendo o gênero Mecânica obtido o maior sucesso nessa evolução.

**Tabela 7 - Estimativas das diferenças dos níveis de eficiência técnica do Setor Metal-Mecânico e seus gêneros produtivos entre 1995 e 2000**

Gênero produtivo	1995/2000	
	$b_g$	$t_c$
Setor	1,415	23,698
Metalúrgica	0,508	5,805
Mecânica	4,489	43,316
Mat. Elétrico/Comunicações	-0,148	-0,836
Material de Transporte	0,578	3,269

Fonte: Dados de pesquisa e estimativas do Autor

A partir das estimações das funções de produção de fronteira, foram obtidos os índices de eficiência técnica (ET) pela relação  $VA_{obs} / VA_{MQOC}$ , cujos resultados estão dispostos em rol e hierarquizados, na Tabela A3 dos Anexos.

A Tabela 8 apresenta estatísticas descritivas das distribuições dos índices ET, segundo os gêneros produtivos, nos anos de 1995 e 2000. A partir de teste-t para médias, dada uma significância de 5%, constata-se que as estatísticas confirmam o aumento do nível de eficiência técnica do Setor, identificado nos resultados das estimativas das funções de produção de fronteira, na medida que o ET médio de 2000 é superior ao de 1995. Além disso,

o índice mínimo de 0,414, em 1995, passou para 0,449 em 2000. A significativa evolução do nível de eficiência técnica com que operava o gênero Mecânica fica claramente exposto, na medida em que seu índice médio de ET passou de 0,674 para 0,868 e o índice máximo passou de 0,773 para 1,000.

**Tabela 8 - Estatísticas descritivas das distribuições de ET do Setor Metal-Mecânico e seus gêneros produtivos, 1995 e 2000**

Setor e gêneros produtivos	Estatísticas					
	Média	Moda	Desvio padrão	Mínimo	Máximo	N
	1995					
Setor	0,729	0,809	0,108	0,414	1,000	505
Metalúrgica	0,840	0,835	0,079	0,414	1,000	214
Mecânica	0,670	0,674	0,050	0,440	0,773	132
Mat. Elétrico/Comunicações	0,845	0,876	0,098	0,507	1,000	82
Material de Transporte	0,865	0,864	0,084	0,472	1,000	77
	2000					
Setor	0,824	0,832	0,088	0,440	1,000	654
Metalúrgica	0,819	0,807	0,070	0,487	1,000	337
Mecânica	0,793	0,868	0,124	0,440	1,000	166
Mat. Elétrico/Comunicações	0,886	0,918	0,063	0,661	1,000	82
Material de Transporte	0,853	0,842	0,022	0,800	0,892	69

Fonte: Dados de pesquisa e estimativas do Autor

Por outro lado, no caso dos gêneros Metalúrgica, Material Elétrico/Comunicações e Material de Transporte, os testes de média indicam movimentos diferentes dos obtidos pela estimação dos interceptos das funções fronteiras. No gênero Metalúrgica, a média do índice ET diminuiu significativamente, enquanto o nível de eficiência aumentou. No gênero Material Elétrico/Comunicações, ocorreu um aumento da média de ET, sem ter havido um deslocamento significativo do nível de eficiência, e no gênero Material de Transporte, a média de ET não se alterou, embora tenha havido um acréscimo significativo do nível de eficiência.

A razão dessa divergência é explicada pela diferença entre os movimentos avaliados pelos conceitos de nível de eficiência e índice ET. O nível de eficiência técnica corresponde à dimensão do intercepto da função fronteira, sendo este determinado pelo produto máximo, associado a uma dada combinação de insumos. Ele eleva-se quando a fronteira se desloca para cima, em decorrência do crescimento da eficiência das empresas que estão localizadas na fronteira (as mais eficientes).

Por sua vez, o índice ET mede a relação dos produtos das empresas localizadas abaixo da fronteira com os produtos que estas teriam se estivessem operando com o nível de

eficiência da fronteira. Sua variação vai depender dos distanciamentos que os produtos das empresas localizadas abaixo da fronteira terão em relação ao produto formado na fronteira, quando houver uma elevação do nível da eficiência (deslocamento da fronteira). Se as empresas abaixo da fronteira aumentarem seus produtos em uma proporção inferior ao avanço da eficiência das empresas de fronteira, o índice ET médio diminuirá. Contrariamente, se o produto aumentar em uma proporção superior, ET médio aumentará e as empresas aproximar-se-ão da fronteira.

Isso permite inferir que, no gênero Metalúrgica, o deslocamento da fronteira se deu pela elevação da eficiência das empresas mais eficientes, sem que houvesse repercussão junto às demais. No gênero Material Elétrico/Comunicações, algumas empresas elevaram o produto, para uma dada combinação de insumos, sem que o gênero elevasse seu nível de eficiência. No gênero Material de Transporte, a pequena elevação do nível de eficiência difundiu-se por todas as empresas, fazendo com que o produto aumentasse, entre elas, em uma proporção aproximada.

Esses movimentos podem ser avaliados, também, examinando-se a distribuição do número de empresas, segundo classes de ET. Tendo em vista que o menor índice de ET observado foi 0,40, estabeleceram-se as seguintes classes para as distribuições dessa variável: 0 a 0,50; 0,50 a 0,75; 0,75 a 1,00<sup>8</sup>. A Tabela 9 apresenta os resultados.

**Tabela 9 - Distribuição das empresas do Setor Metal-Mecânico de Caxias do Sul e seus gêneros produtivos, segundo classes de ET , 1995 e 2000**

Setor e gêneros produtivos	Classes de ET					
	0,00 – 0,50 Pouco eficientes		0,50 – 0,75 Quase-eficientes		0,75 – 1,00 Eficientes	
	Nº de em- presas	%	Nº de em- presas	%	Nº de em- presas	%
	1995					
Setor	6	1,19	167	33,07	332	65,74
Metalúrgica	2	0,93	21	9,81	191	89,25
Mecânica	3	2,27	129	97,73	-	-
Mat. Elétrico/Comunicações	-	-	3	3,66	79	96,34
Material de Transporte	1	1,30	6	7,79	70	90,91
	2000					
Setor	4	0,61	86	13,15	564	86,24
Metalúrgica	1	0,30	42	12,46	294	87,24
Mecânica	3	1,81	40	24,10	123	74,10
Mat. Elétrico/Comunicações	-	-	3	3,66	79	96,34
Material de Transporte	-	-	-	-	69	100,00

Fonte: Dados de pesquisa e estimativas do Autor

<sup>8</sup> Adotou-se a seguinte classificação de empresas, a partir das distribuições dos índices ET: 0,00 – 0,50: pouco eficientes; 0,50 – 0,75: quase-eficientes; e 0,75 – 1,00: eficientes.

Constata-se que no Setor Metal-Mecânico de Caxias do Sul, tanto em 1995 como em 2000, mais da metade das empresas tem seu índice situado no intervalo de 0,75 a 1,00, o que caracteriza uma situação de eficiência. De 1995 para 2000, a proporção de empresas eficientes aumentou de 65,74% para 86,24%, significando que mais empresas se aproximaram da fronteira de eficiência.

Essa evolução deu-se de forma muito mais expressiva no gênero Mecânica, no qual inexistiam empresas eficientes em 1995, e passou a ter 74,10% das empresas nessa situação, em 2000. Ao mesmo tempo, a proporção de empresas na condição de pouco eficientes reduziu de 2,27% para 1,81%. Ou seja, as empresas deslocaram-se da condição de pouco eficientes para quase-eficientes e de quase-eficientes para eficientes, configurando um movimento compatível com o aumento do nível de eficiência do gênero e da média do índice de ET.

Também no caso do gênero Material de Transporte, o aumento do nível de eficiência significou a transferência da totalidade das empresas da condição de pouco eficientes e quase-eficientes, que tinham em 1995, para a condição de eficientes, em 2000. No caso do gênero Metalúrgica, há indicação de uma transferência de empresas da condição de eficiente para a condição de quase-eficiente. Aquelas que tinham, em 1995, o índice de ET próximo ao limite inferior da classe de eficientes passaram para a classe de quase-eficientes, porque seus produtos não aumentaram na mesma proporção do deslocamento do intercepto da função fronteira. No caso do gênero Material Elétrico/Comunicações, a manutenção das proporções de empresas nas três classes é perfeitamente compatível com a não alteração do nível de eficiência, já identificada.

Finalmente, deve-se ressaltar que a elevação do nível de eficiência do Setor Metal-Mecânico produziu a redução da proporção conjunta de empresas pouco eficientes e quase-eficientes de 34,26% (1,19% + 33,07%) para, somente, 13,76% (0,61% + 13,15%), em 2000.

#### **4. Considerações finais**

O Setor Metal-Mecânico representa um importante segmento da indústria da economia municipal. A investigação sobre sua eficiência técnica torna-se importante, no sentido de contribuir com o aumento do produto da indústria regional e da competitividade dos seus gêneros produtivos, em relação aos mercados externos, sobretudo o MERCOSUL.

As análises dos resultados obtidos permitem concluir que o Setor e seus gêneros vêm atuando com rendimentos constantes de escala e têm no fator trabalho a maior elasticidade de produção, o que significa ser este o mais importante para os processos produtivos.

As empresas do Setor Metal-Mecânico de Caxias do Sul apresentaram significativa eficiência técnica em seus processos produtivos, na medida que, em todos os gêneros produtivos, a maioria delas se posiciona nas classes mais elevadas do índice ET, tanto em 1995 como em 2000. Dentro desse contexto, sobressaiu-se o gênero Mecânica, cujo nível de eficiência técnica apresentou superioridade significativa em relação ao Setor como um todo. Isto é, as empresas do Setor Metal-Mecânico são eficientes e o gênero Mecânica é o mais eficiente do Setor.

Além disso, o nível de eficiência técnica do Setor e seus gêneros sofreram elevação no período, tendo em vista que as funções de produção de fronteira se deslocaram significativamente para cima. A única exceção foi o gênero Material Elétrico/Comunicações, que manteve seu nível inalterado.

Na medida que foi observado ser o fator trabalho o mais importante para o processo produtivo do Setor, o treinamento de mão-de-obra, conjuntamente com a busca de assessoria/consultoria para a organização do trabalho, são medidas apropriadas para elevar a eficiência técnica e proporcionar maior competitividade às empresas.

No entanto, também são importantes medidas que qualifiquem o fator capital para contribuir com o deslocamento da curva de fronteira da eficiência técnica produtiva. Nesse sentido, destacam-se programas que esclareçam a real dimensão da atividade de pesquisa para o aprimoramento dos processos produtivos e promovam parcerias com instituições voltadas ao desenvolvimento tecnológico, como Universidade, Centro Tecnológico de Mecatrônica e SENAI.

Finalmente, devem ser considerada a limitação imposta ao estudo pelo alto nível de agregação da variável valor adicionado, uma vez que não houve possibilidade de se discriminar na base de dados os produtos das empresas e as quantidades de insumos relacionadas com os mesmos.

Como contribuição científica, o estudo apresentou um enfoque diferente de abordar-se a questão da eficiência da indústria caxiense, ao tomar como medida a relação do produto obtido com o produto potencial. Como sugestão, espera-se que este estudo motive outros, na mesma linha de investigação, abrangendo a indústria de transformação e todos os seus gêneros produtivos. Além disso, é importante que se explore os dados dos anos intermediários a 1995 e 2000, de forma a se avaliar o comportamento da produção setorial no interior do período.

## Referências bibliográficas

- AFRIAT, S.N. (1972). Efficiency estimation of production functions. **International Economic Review**, v. 13, n. 13, p. 568-598, oct.
- AIGNER, D.J. e CHU, S.F (1968). On estimation the industry production function. **American Economic Review**. v. 58, n. 4, p. 826-839.
- AIGNER, D.J., LOVELL, C. e SCHMIDT (1977). P. Formulation and estimation of stochastic frontier production function models. **Journal of Econometrics**, vol 6, p. 21-37.
- ALVES, P.S.M. (1988). Mensuração e fontes de eficiência técnica da indústria de transformação: um estudo de caso para o Estado de Minas Gerais. **Revista Brasileira de Economia**. v. 42, n. 2, p. 195-214, abr./jun.
- BATTESE, G.E e CORRA, G.S. (1997). Estimation of a production frontier model: with application to the pastoral zone of Eastern Australia. **Australian Journal of Agricultural Economics**, v. 21, n. 3, p.169-179.
- BAUER, P.W. (1990). Recent development in the econometric estimation of frontiers. **Journal of Econometrics**, v. 46, n. 1 e 2, p. 39-56.
- BRAGA, H C. e ROSSI, J. W. (1986). Mensuração da eficiência técnica na indústria brasileira: 1980. **Revista Brasileira de Economia**, v. 40, n. 1, p. 89-118, jan/mar.
- EVIIEWS 3 – User’s Guide (1997). **Quantitative Micro Software**.
- CACCIAMALI, M.C. e BEZERRA, L.L. (1997). Produtividade e emprego industrial no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 5, n. 1, p. 77-91, jan/mar.
- FARRELL, M.J. (1957). A measurement of productive efficiency. **Journal of The Royal Statistical Society**. v. 120, parte III, série A, p. 253-281.
- FORSUND, F.R. e JANSEN, E.S. (1977). On estimating average and best practice homothetic production functions via cost functions. **International Economics Review**. v. 18, n. 2, p. 463-476.
- FORSUND, F.R, LOVELL, C.A.K. e SCHMIDT, P.(1980). A survey of frontier production functions and of their relationship to efficiency measurement. **Journal of Econometrics**, v. 13, p. 5-25.
- FRIED, H., LOVELL, C.A.K. e SCHMIDT, S. (1993). **The measurement of productive efficiency: techniques and applications**. New York: Oxford University Press.
- GREEN, W.H.(1993). The econometric approach to efficiency analysis. In: FRIED, Harold et alli. (org.) **The measurement of productive efficiency: techniques and applications**. New York: Oxford University Press, p. 68-119.
- GUJARATI, D.N. (2000). **Econometria básica**. São Paulo: Makron Books.

HILL, R.C., GRIFFITHS, W.E. e JUDGE, G.G. (1999). **Econometria**. São Paulo: Ed: Saraiva.

LOVELL, C.A.K. (1993). Production frontiers and productive efficiency. In: FRIED, Harold et alli. (org.) **The measurement of productive efficiency: techniques and applications**. New York: Oxford University Press, p. 3-67.

KALIRAJAN, K.P. (1982). On measuring yield potencial of the high yielding varieties technology at farm level. **Journal Agricultural Economics**, v. 33, p. 227-236.

KLEIN, L. (1978). **Introdução à econometria**. São Paulo: Ed. Atlas.

MEEUSEN, W. BROECK, J. (1997). Efficiency estimation for Cobb-Douglas production functions with composed error. **International Economic Review**, vol.18, n.2, p. 435-44, jun.

PEREIRA, A.S., ALVIM, A.M. e WAQUIL, P.D. (2000). Eficiência técnica na atividade agrícola nos municípios do Rio Grande do Sul. In: ENCONTRO DE ECONOMIA DA REGIÃO SUL, 3. Porto Alegre: ANPEC SUL. **Anais**.

RICHMOND, J. (1974). Estimating the efficiency of production. **International Economic Review**, v. 15, n. 2, p. 515-521, jun.

SAHELI, S. e MACEDO, P.B. (1998). Eficiência técnica das unidades federativas brasileiras: padrões e determinantes. **Economia Aplicada**, v. 2, n.4, p. 647-679, out/dez.

SILVEIRA, J.S.T. (2000). Análise econométrica de eficiência técnica usando regressão canônica na estimação da fronteira estocástica de produção. Florianópolis, PPGEP/UFSC. **Tese de Doutorado**.

TUPY, O. e YAMAGUCHI, L.C.T. (1998). Eficiência e produtividade: conceitos e medição. **Agricultura em São Paulo**, v. 45, n. 2, p. 39-51.

TYLER, W.G. (1980). Eficiência técnica na produção: uma análise empírica dos setores siderúrgico e de plásticos no Brasil. **Estudos Econômicos**, v. 10, n. 1, p. 29-53, jan/abr.

VILLELA, André e SILVA, R. (1994). Ganhos de produtividade: aspectos conceituais e implicações econômicas. **Revista do BNDES**, Rio de Janeiro, v.1, n.2, p. 77-98.

## ANEXO

## Estatísticas básicas das variáveis: número de empregados, quantidade consumida de energia elétrica, valor das entradas e valor adicionado

Especificações	Variáveis	Estatísticas				
		Média	Desvio padrão	Mínimo	Máximo	Total
<b>1 9 9 5</b>						
Setor	NE	50,08	206,57	2,00	2950,00	25239,00
	KWH	230683,84	904502,43	18,00	9861317,00	116264656,00
	VE	2408886,10	13152660,59	240,59	218503170,00	1214078596,00
	VA	1618129,16	7172145,77	105,75	114335786,20	815537097,30
Metalúrgica	NE	24,10	46,36	2,00	374,00	5158,00
	KWH	134231,69	394128,44	18,00	2712098,00	28725581,00
	VE	756061,06	2010923,86	543,75	15322812,00	161797067,50
	VA	680828,79	1375951,40	105,75	11491751,98	145697360,40
Mecânica	NE	48,48	174,87	2,00	1843,00	6400,00
	KWH	282519,30	1128620,40	220,00	9193982,00	37292547,00
	VE	2143348,54	11174809,71	240,59	125956349,00	282922006,80
	VA	1749815,56	7161942,71	1299,97	78236924,02	230975653,50
Mat. Elétrico/ Comunicações	NE	53,78	177,01	2,00	1214,00	4410,00
	KWH	263359,12	1333827,24	150,00	9861317,00	21595448,00
	VE	1821219,18	7873429,74	1143,41	63628960,62	149339973,00
	VA	1526789,29	5635964,37	892,60	38100820,49	125196721,60
Mat. Transporte	NE	121,99	430,86	2,00	2950,00	9271,00
	KWH	376987,89	919402,84	673,00	5418787,00	28651080,00
	VE	8158151,96	28668094,12	1983,00	218503170,00	620019549,10
	VA	4127202,13	14380140,37	399,95	114335786,20	313667361,80
<b>2 0 0 0</b>						
Setor	NE	45,06	193,59	2,00	3190,00	28704,00
	KWH	431524,65	2250220,52	5,00	31080840,00	274881201,00
	VE	3769239,97	26355764,21	110,00	573719308,60	2401005859,30
	VA	2293274,54	12675646,52	165,00	195880297,50	1460815884,36
Metalúrgica	NE	17,92	30,59	2,00	250,00	6003,00
	KWH	155376,05	826890,29	5,00	14445046,00	52050978,00
	VE	933968,21	2797157,67	110,00	32317994,47	312879349,72
	VA	706999,95	1678698,03	165,00	16739013,17	236844984,57
Mecânica	NE	44,43	149,61	2,00	1605,00	6709,00
	KWH	607463,48	2797470,72	260,00	24630698,00	91726985,00
	VE	2353042,68	8555233,71	159,00	95383205,87	355309445,02
	VA	2024148,07	8247457,50	1316,67	93354426,38	305646359,09
Mat. Elétrico/ Comunicações	NE	48,74	160,75	2,00	1153,00	3997,00
	KWH	300792,80	1293457,38	385,00	9010199,00	24665010,00
	VE	2704145,95	9416016,58	150,47	56416869,00	221739967,90
	VA	1744431,32	6304805,28	5249,59	50663775,33	143043367,90
Mat. Transporte	NE	173,84	495,28	2,00	3190,00	11995,00
	KWH	1542583,01	4798618,69	750,00	31080840,00	106438228,00
	VE	21899668,07	76238663,20	1613,59	573719308,60	1511077096,66
	VA	11235959,03	34604206,03	10316,85	195880297,50	775281172,80

Fonte dos dados brutos: Banco de dados da Guias de ICMS da Prefeitura de Caxias do Sul

NE: número de empregados; KWH: quantidade de KWH consumida; VE: valor das entradas; VA: valor adicionado

**Universidade de Caxias do Sul**  
Instituto de Pesquisas Econômicas e Sociais

- 001 - Nov/2003 –** Uma análise de economia política e das atitudes dos grupos de interesse no Mercosul.  
**Divanildo Triches – IPES/UCS**
- 002 - Dez/2003 -** Análise dos impactos da Universidade de Caxias do Sul sobre as economias local e regional, decorrente dos gastos acadêmicos dos estudantes: 1990 a 2002.  
**Divanildo Triches, Geraldo Fedrizzi, Wilson Luis Caldart – IPES/UCS**
- 003 - Jan/2004 -** Agropólo da Serra Gaúcha: uma alternativa de desenvolvimento regional a partir da inovação e difusão tecnológica.  
**Divanildo Triches – IPES/UCS**
- 004 - Fev/2004 –** A análise dos regimes de taxa de câmbio para o Mercosul baseada no bem-estar.  
**Divanildo Triches – IPES/UCS**
- 005 - Mar/2004 –** Análise e a identificação da cadeia produtiva da uva e do vinho da Região da Serra Gaúcha  
**Divanildo Triches, Renildes Fortunato Siman , Wilson Luis Caldart – IPES/UCS**
- 006 – Abr/2004 –** Competitividade sistêmica das micro, pequenas e médias empresas da cadeia produtiva de autopeças da Região Nordeste do Estado do Rio Grande do Sul e desenvolvimento regional.  
**Renato Pedro Mugnol –DEAD/UCS**
- 007 – Mai/2004 –** Análise comparativa dos indicadores que medem a inflação na economia brasileira.  
**Divanildo Triches, Aline Vanessa da Rosa Furlaneto – DECE/IPES/UCS**
- 008 – Jun/2004 –** Apontamentos para o estudo da pecuária familiar na metade sul do Rio Grande do Sul.  
**Adelar Fochezatto, Divanildo Triches, Ronaldo Herrlein Jr., Valter José Stülp – FACE/PUCRS**
- 009 – Jul/2004 –** A ciência econômica diante da problemática ambiental.  
**Jefferson Marçal da Rocha – DECE/UCS**
- 010 – Ago/2004 –** Déficit público e taxa de inflação: testes de raiz unitária e causalidade para o Brasil – 1991-1999  
**Divanildo Triches – IPES/UCS – Igor Alexandre C. de Moraes – FIERGS**
- 011 – Set/2004 –** A cadeia produtiva da carne de frango da região da Serra Gaúcha: uma análise da estrutura de produção e mercado **Divanildo Triches, Wilson Luis Caldart, Renildes Fortunato Siman, Jaqueson K. Galimberti e Aline V. R. Furlaneto – IPES/UCS**
- 012 – Nov/2004 –** Análise da cultura do Kiwi e seu papel para o desenvolvimento da região de Farroupilha RS – 1980/2000 **Divanildo Triches, Marcos Sebben – DECE/IPES/UCS**
- 013 – Jan/2005 –** Investimentos em capital humano no Brasil: um estudo sobre retornos financeiros privados de cursos de graduação relativos ao ano de 1995  
**Paulo Tiago Cardoso Campos DECC/UCS – Eduardo Pontual Ribeiro, Stefano Flossi PPGE/UFRGS.**
- 014 – Mar/2005 –** As teorias da estrutura a termo das taxas de juros da economia brasileira: uma análise da causalidade de setembro 1999 a setembro 2004  
**Divanildo Triches, Wilson Luís Caldart –IPES/ DECE UCS**
- 015 – Abr/2005 –** Análise econométrica da eficiência técnica de produção do setor metal-mecânico da indústria de Caxias do Sul  
**Miguel Antônio da Câmara Canto –DECE UCS**